



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Relación entre Fortaleza Financiera de los Bancos Centrales e inflación en los Países de Centroamérica y la República Dominicana (CARD)¹

Ariadne Checo²

acheco@secmca.org

Resumen

Este trabajo estima la relación entre la fortaleza financiera de los bancos centrales de las economías del CARD y el desempeño de la inflación, variable de política clave para los países de la región. Utilizando un modelo de datos de panel, se estima el vínculo que existe entre la fortaleza financiera y la inflación general, controlando por variables que también pueden afectar a esta última, tales como la actividad, la oferta de dinero, el precio del petróleo y variables institucionales como la independencia del banco central. Se demuestra que existe un vínculo negativo y robusto entre la fortaleza financiera del banco central y la inflación en estas economías, sugiriendo que los bancos centrales que reflejan un mayor balance financiero evidencian menores tasas inflacionarias. Por último, los resultados revelan que el vínculo entre fortaleza e inflación es más fuerte en presencia de un régimen de tipo de cambio fijo y poco espacio fiscal. Por tanto, los resultados señalan que los bancos centrales deben evitar pérdidas sostenidas en el tiempo si desean apoyar una inflación baja.

¹ Las opiniones expresadas por el autor no necesariamente representan los puntos de vista de la SECMCA ni del CMCA.

² Economista visitante de la SECMCA (2019-2021) / Banco Central de la República Dominicana.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

II. Introducción

La rentabilidad y capitalización de los bancos centrales ha recibido poca atención dentro de la literatura debido a que se considera que un banco central tiene diversos mecanismos a su disposición para evitar continuar deteriorando su patrimonio si este llegara a ser insostenible, generándose así controversia respecto a la relevancia del tema. Por un lado, algunos autores (Ize, 2006; Klüh y Stella, 2008) argumentan que el patrimonio de un banco central es importante para que este pueda cumplir sus objetivos macroeconómicos, como una baja inflación y manejo apropiado de la liquidez, así como también para mantener su independencia. En efecto, autores como Vaez-Zadeh (1991) demuestran empíricamente que mientras más altos son los activos no generadores de ingresos de un banco central, mayor es su incentivo de generar sorpresas inflacionarias para financiar sus pérdidas a través de mayores ingresos por señoreaje, sugiriendo así que una débil fortaleza financiera puede impactar directamente en los resultados de la inflación.

Por otro lado, algunos analistas consideran que la situación financiera de un banco central tiene poca importancia ya que los bancos centrales pueden bajar el costo de sus operaciones monetarias cuando deseen, mediante ajustes en los requerimientos de reservas y, además, pueden imprimir dinero y emprender medidas de esterilización que eviten que la mayor liquidez genere inflación. Los que apoyan esta hipótesis también señalan la experiencia de otros bancos centrales como el de Chile, el cual ha enfrentado pérdidas por prolongados períodos sin incurrir en transferencias del gobierno o generar políticas que conlleven a una mayor inflación (Klüh y Stella, 2008). Por último, algunos investigadores afirman que el interés radica en el resultado consolidado del sector público, por tanto, si el fisco es solvente no sería problema convivir con un patrimonio negativo en el banco central.

No obstante, recientemente, la investigación sobre los determinantes y consecuencias de una débil posición financiera para un banco central ha ganado relevancia debido a varios factores coyunturales (Klüh y Stella, 2008), entre ellos:

- (1) el creciente aumento en la integración financiera de las economías emergentes a los mercados globales, lo cual ha generado mayor atención sobre las finanzas de los bancos centrales de estos países por parte de las economías más avanzadas;
- (2) bajas presiones inflacionarias que implican menor ingreso por señoreaje;
- (3) la acumulación de reservas internacionales a gran escala;
- (4) el reconocimiento de que la determinación de la inflación depende, generalmente, de las expectativas de los agentes sobre la capacidad de la economía de enfrentar episodios de riesgo sistémico, deflación o hiperinflación;
- (5) la adopción de estándares contables más transparentes por los bancos centrales, que ha revelado la volatilidad en el patrimonio.

Si bien muchos estudios (Campillo y Miron, 1996; Jácome, 2001; Gutiérrez, 2003; Jácome y Vázquez, 2005; Klüh y Stella, 2008) muestran el vínculo que existe entre una débil fortaleza financiera de un banco central y el desempeño de sus políticas, la evidencia empírica continúa



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

generando debate. La discusión gira en torno a la fiabilidad y disponibilidad de los datos para cuantificar la salud financiera de un banco central, así como la sensibilidad de los resultados al uso de determinadas variables control. Por ejemplo, los autores Perera et al. (2013) sugieren que la relación entre fortaleza financiera y variables de política como la inflación es importante solo para los bancos centrales con tipo de cambio fijo y con una baja independencia.

Por tanto, el objetivo de este documento es realizar un ejercicio empírico que intenta mostrar el vínculo que existe entre la fortaleza financiera de los bancos centrales y la inflación para las economías de Centroamérica y República Dominicana (CARD).³ En primer lugar, se verifica si la fortaleza financiera es importante para la dinámica de la inflación durante el período 2001-2019 para la región. Luego, se analiza si esta relación se mantiene utilizando un amplio conjunto de indicadores como: la independencia del banco central, el régimen de tipo de cambio y la capacidad del sector público de ofrecer apoyo fiscal al patrimonio de la autoridad monetaria.

El documento se estructura de la siguiente forma: la sección II muestra algunos antecedentes y luego continúan las referencias conceptuales, la sección IV explica la metodología empleada en el trabajo, la sección V presenta los resultados, la sección VI muestra algunos ejercicios de robustez de los resultados encontrados y, por último, la sección VII concluye.

III. Antecedentes

El origen de los problemas en el patrimonio negativo de los bancos centrales es homogéneo entre los países de la región CARD y no es muy diferente de la experiencia internacional. En términos generales, está asociado con las funciones naturales de los bancos centrales. Entre las razones que explican por qué los bancos centrales muestran un deterioro de sus finanzas, se encuentran:

- (1) Tras una crisis financiera interna, se evidencia una situación de exceso de liquidez estructural que fue extendida a las instituciones financieras en problemas, la cual requiere que el banco central recurra a desmonetizar mediante la venta de costosos bonos de deuda y subsiguiente *rollover* que continuaría durante años.
- (2) Episodios de deflación prolongada y reducción de activos pueden obligar a los bancos centrales a comprar instrumentos de bajo rendimiento, los cuales pierden valor en la medida en que la economía se recupera y las tasas de interés aumentan. Dicha revaluación podría reducir el patrimonio neto del banco central.⁴
- (3) Como encargados de la política cambiaria y dependiendo del régimen monetario, en ciertos períodos los bancos centrales han tenido que acumular reservas monetarias

³ Es importante resaltar que El Salvador, aunque es un país con tipo de cambio fijo, se incluye en la muestra para abarcar la región CARD. No obstante, la inflación, como variable de política, es más relevante para países con esquemas de metas de inflación y no dolarizadas. Además, la solidez financiera del banco central de El Salvador es más importante para otras funciones.

⁴ Un ejemplo de esto es el caso de Japón. Note que este mecanismo no aplica para economías como El Salvador.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

internacionales, lo cual implica un costo importante debido a los diferenciales de rentabilidad entre los activos externos y los pasivos.

- (4) Por último, muchos bancos centrales han observado casos denominados como abuso fiscal, esto es, donde los primeros asumen las pérdidas de instituciones públicas. Estas pérdidas son distintas a las pérdidas cuasifiscales del banco central asociadas a sus operaciones.

Particularmente en los países del CARD, la ocurrencia de factores como el deterioro de la situación económica de los años 70' y 80', períodos que se caracterizaron por evidenciar grandes fugas de capitales, alto endeudamiento externo y agotamiento de las reservas internacionales netas, asentaron las bases para que los bancos centrales de estas economías observaran fuertes pérdidas en sus balances. De forma general, en este período, la región se caracterizó por una escasez de divisas unida a regímenes de tipo de cambio fijo, que obligaron migrar hacia un mercado de múltiples regímenes de tipo de cambio. Estas condiciones iniciales propiciaron a que tres de los seis bancos centrales de la región CARD se encuentren hoy en día bajo programas de recapitalización (Honduras, Guatemala y República Dominicana).

En efecto, se puede dividir la evolución del déficit cuasifiscal⁵ de Guatemala (GT) en tres etapas, en función del tipo de operación realizada por el banco central: predominio de pérdidas de tipo cambiario (1984-1990), predominio de pérdidas de tipo financiero por subsidio a tasas de interés (1991-1994) y pérdidas por absorción de exceso de oferta monetaria (1995 en adelante). Algunas reformas implementadas en los 90' ayudaron, en parte, a reducir los déficits cuasifiscales observados. Entre las reformas se destacan: la ley orgánica del banco central de GT, la liberación del tipo de cambio y de la tasa de interés, la prohibición de que el banco central financiara al gobierno central, entre otros. A partir del año 2000 se implementaron una serie de reformas asociadas a la política monetaria, cambiaria y financiera que también ayudaron a modernizar el sistema financiero, entre ellas se encuentran: instrumentos que aumentaban la solidez y solvencia del sistema, y fortalecimiento de la autonomía del banco central. Por último, se aprobó que las deficiencias netas del banco central sean asumidas por el Estado (proceso de recapitalización).

Por su parte, en la República Dominicana (DO), tras la crisis bancaria 2003-2004, se promulgó la Ley de Recapitalización del Banco Central (Ley No. 167-07) la cual establece los mecanismos legales y financieros para alcanzar la recapitalización del banco central en un período previsto de diez (10) años. Asimismo, también Honduras (HN) en noviembre de 2014, firmó el convenio de recapitalización del BCH, en donde se reconocían las pérdidas acumuladas en los años 2008 al 2011, mediante la emisión de bonos bajo condiciones financieras específicas.

⁵ El déficit cuasifiscal se puede definir como el resultado de los ingresos del banco central, menos los costos y gastos (gastos financieros y generales), incluyendo otros ingresos como las ganancias por la revaluación de activos y pasivos en moneda extranjera, entre otros.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

En Nicaragua, en el 1995 tras años de pérdidas acumuladas, el banco central suspendió toda la financiación de los bancos estatales y el Estado inició un proceso de pagos del servicio de la deuda del banco central, haciendo que la posición operativa del mismo se equilibrara por primera vez en una década. No obstante, en 1998 surgieron problemas bancarios que llevaron nuevamente a la generación de pérdidas, trayendo como consecuencia que el banco central aumentara los requisitos de reserva de los bancos comerciales. Aun así, la situación empeoró en agosto 2000-2001 dado el colapso de cuatro bancos comerciales, lo cual llevó al banco central a emitir deuda en dólares por un porcentaje del 20% del PIB. Esta deuda ha sido reestructurada.⁶

Estas medidas han ayudado a que los bancos centrales de estas economías recuperen parte de las pérdidas acumuladas en años previos.

A continuación, se muestra la evolución del déficit cuasifiscal de los países del CARD para el período comprendido entre el 2002 al 2018.

⁶ FMI (2001 y 2004).

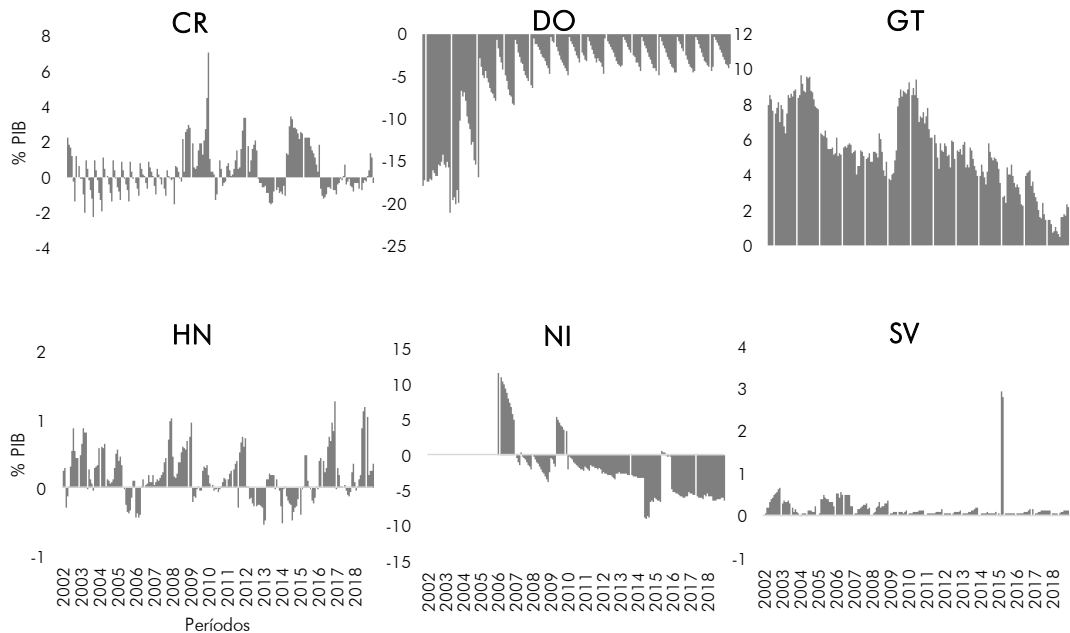


Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Gráfico 1. Déficit Cuasifiscal como % del PIB, 2002-2018 (Acumulado del año, periodicidad mensual)



Fuente: SECMCA

El Gráfico 1 muestra la evolución del déficit cuasifiscal con respecto al PIB de los países de la región CARD para los períodos 2002-2018. Las economías con el menor promedio de déficit cuasifiscal con respecto al PIB durante el período son GT, CR, HN y SV, los cuales reflejan, en promedio, un superávit cuasifiscal de 5.34%, 0.39%, 0.18% y 0.16% del PIB, respectivamente. Se puede observar que el superávit cuasifiscal del SV solo muestra un valor atípico en el primer trimestre de 2015⁷, acercándose a cero desde 2010. Mientras, NI y DO muestran déficit cuasifiscales que promedian 2.25%, 5.2% en toda la muestra, respectivamente, ubicándose el balance en terreno negativo en casi todos los períodos bajo análisis. Es importante destacar que DO refleja una tendencia hacia un menor déficit desde 2004, tras salir de la crisis bancaria. Por su parte, NI muestra un déficit cuasifiscal mayor en los últimos períodos, el cual promedia 5.96% desde 2016.

Por tanto, de forma general, se observa que estas economías reflejan un menor déficit o superávit cuasifiscal, manteniéndose una tendencia hacia un balance en torno a cero, especialmente para DO, GT y SV.

⁷ Este valor atípico se debe a la decisión del Consejo del Banco Central de Reserva del Salvador de vender las reservas de oro. Véase <https://www.transparencia.gob.sv/institutions/bcr/documents/97145/download>



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Sin embargo, uno de los retos de estudiar las implicancias de la fortaleza financiera del banco central y sus resultados de política consiste en que las teorías no explican de forma clara cuáles medidas son más útiles para evaluar la situación financiera de un banco central. Ize (2005) contribuye a este tema derivando una expresión del patrimonio neto de los bancos centrales y lo relaciona con la inflación. A su vez, Klüh y Stella (2008) señalan que medidas como el capital contable son aproximaciones imperfectas del patrimonio neto. Por tanto, la literatura generalmente recomienda evaluar distintas medidas de fortaleza financiera.

En particular, Stella (2008) deriva una medida de stock como reflejo de fortaleza calculada como la suma del capital y "Otros ítems netos" (OIN) como porcentaje del total de activos. Estos OIN se toman del Fondo Monetario Internacional (FMI) y son el elemento *residual* tras incorporar los componentes de los activos (activos extranjeros, obligaciones del gobierno central, obligaciones sobre otros niveles de gobierno, obligaciones sobre instituciones financieras y sector privado, etc.) y las partidas de pasivos (dinero de reserva, obligaciones extranjeras, depósitos del gobierno central, valores de autoridad monetaria, etc.) Por tanto, el componente OIN incluye la cuenta de revalorización, las reservas no incluidas en la partida de patrimonio, ciertos activos físicos y cuentas que reflejan las pérdidas o reservas "ocultas".

En este sentido, Stella (2008) señala que este indicador se puede considerar tanto como una aproximación de la transparencia en el cómputo de los balances reportados por los bancos centrales, así como también un reflejo de la fortaleza financiera de un banco central. Estas dos afirmaciones se explican debido a que un menor *residual* (OIN) sugiere una mayor transparencia y un mayor OIN evidencia pérdidas acumuladas o reservas "escondidas".

A continuación, se muestra la evolución de OIN como porcentaje del total de activos para los países del CARD. Como se explicaba, los datos son tomados de la base del FMI, salvo para el caso del SV, donde los mismos no estaban disponibles, por tanto, se utilizó como *proxy* la variable de OIN extraída de la base de datos de la SECMCA.⁸

⁸ Estos OIN definidos tal como el FMI, se pueden recuperar utilizando las partidas desde la base de datos del SECMCA, en los reportes del EMFA.

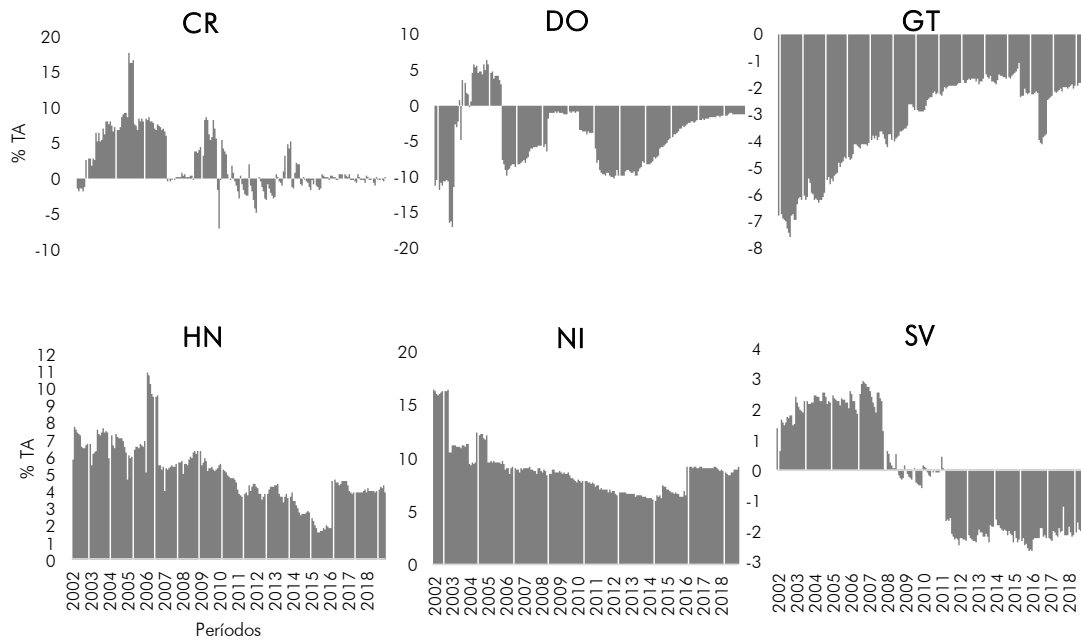


Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Gráfico 2. Otros Ítems Netos como porcentaje del Total de Activos, 2001-2018 (Acumulado, periodicidad mensual)



Fuente: FMI y SECMCA

En el Gráfico 2 se puede observar que, en promedio, los países con mayor proporción de OIN sobre total de activos en valor absoluto son NI, HN, y DO, con un promedio que asciende a 8.75%, 5.02%, y -4.31%, respectivamente. Por su parte, SV refleja el menor porcentaje promedio de OIN sobre el total de activos, sin embargo, evidencia una tendencia hacia una razón negativa desde 2012. Por último, se observa una mejora generalizada en la transparencia al juzgar por la tendencia de esta razón, especialmente para los países con OIN/TA negativos (esto es en los cuales el total de activos no identificados era mucho mayor que el total de pasivos no identificados) como GT y DO. Mientras, CR se destaca también por mostrar una menor razón de OIN/TA desde 2009.

Por tanto, siguiendo la interpretación del autor Stella (2008), el Gráfico 2 sugiere que la mayoría de las economías del CARD han evidenciado un aumento en la transparencia, al disminuir el porcentaje de OIN sobre el total de activos en los años recientes, manteniéndose esta razón por debajo del 15%. Solo NI refleja un porcentaje de más de 10%, con una tendencia al alza desde 2017.

Una vez analizado dos indicadores, el de déficit cuasifiscal que es una medida de pérdidas acumuladas y el de OIN/TA que es una señal correlacionada con la transparencia y la fortaleza



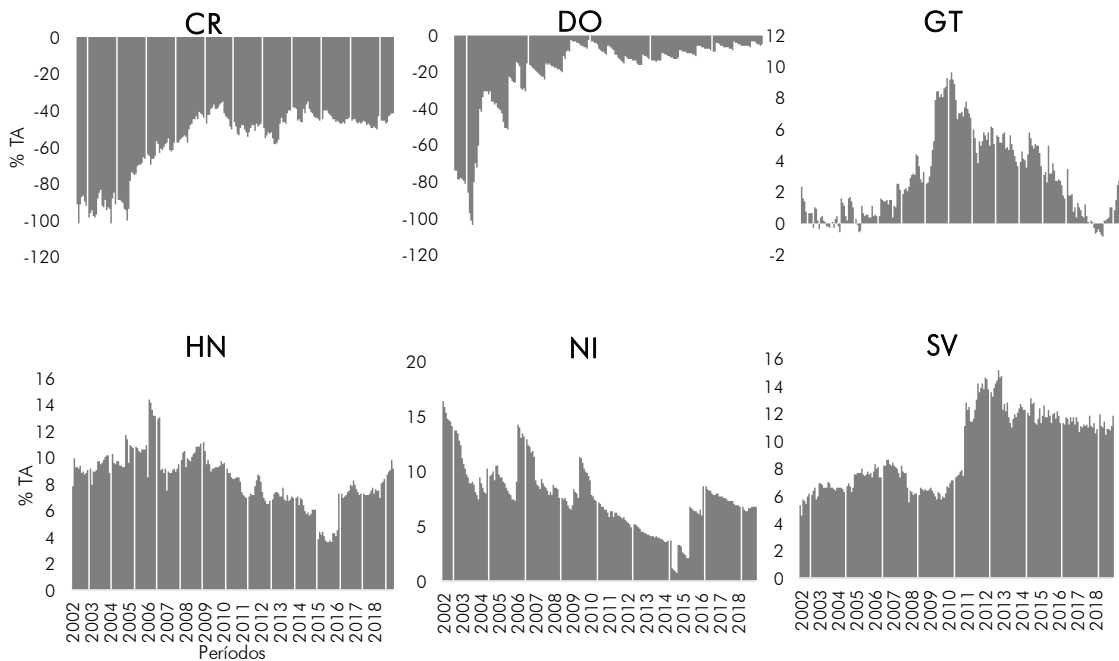
Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

financiera de un banco central, se analiza la evolución del indicador de Stella (2008), el cual añade el stock del capital de los bancos centrales.

Gráfico 3. Capital y OIN como porcentaje del total de activos, 2001-2018



Fuente: FMI y SECMCA

En general, se puede observar que las economías del CARD reflejan una baja fortaleza financiera, ya que su razón de capital y OIN sobre total de activos no excede el 20% (Klüh y Stella, 2008; Cargill, 2005) en el período bajo análisis. Solo dos países muestran un balance negativo, CR y DO, con un promedio de -56.60% y -19.30%, mientras que SV es el que muestra el porcentaje promedio más alto con 9.34%, seguido de HN (8.37%) y NI (7.64%). Esta medida de fortaleza financiera ha disminuido a través del tiempo para HN, NI y GT, mientras que ha aumentado para CR, DO y SV.

En conclusión, estos tres indicadores reflejan una mayor transparencia en el cómputo del balance de los bancos centrales unido a una mejora heterogénea en la fortaleza financiera en los últimos períodos. Se confirma que, en general, es necesario revisar varias medidas de fortaleza para obtener un panorama completo del estado financiero de los bancos centrales.

IV. Referencias conceptuales

Una forma de analizar la relación entre la fortaleza financiera y los resultados de política de un banco central es a través de la inflación, la cual es una variable clave que sirve como principal objetivo de los bancos centrales de la región, especialmente aquellos que siguen un esquema de



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

metas de inflación (CR, GT y DO). La evidencia apunta a que un banco central descapitalizado podría presentar dificultades en implementar políticas para responder activamente a la inflación. Se entiende que un rendimiento bajo o negativo de un banco central puede afectar su reputación como gestor capaz de hacer frente a sus obligaciones. Preocupaciones de esta índole pueden conducir a una disyuntiva (*trade-off*) entre sus metas financieras y sus políticas, en la medida en que sus acciones perturben la confianza y expectativas del público.

Entre los trabajos que relacionan empíricamente la fortaleza financiera de un banco central y su desempeño de política se encuentra Ize (2006). Este autor crea un indicador de rendimiento del gasto y lo relaciona frente a varias medidas de estabilidad financiera y macroeconómica. Sus resultados sugieren que existe una relación positiva entre el exceso de gasto de un banco central y el nivel de inflación, aunque con un bajo nivel de significancia. Mientras, Stella (2008) proporciona medidas que comparan el desempeño de la inflación entre bancos centrales débiles y fuertes financieramente, encontrando que la diferencia es importante y significativa. Por su parte, Klüh y Stella (2008) y Perera et al. (2013) utilizan datos de corte transversal y de panel para evaluar cuantitativamente la relación entre inflación y las finanzas de un banco central, encontrando que existe una relación negativa y robusta de ambas variables. Los autores consideran distintas muestras de países, diferentes variables control y métodos de estimación, así como varias medidas de fortaleza financiera.

Un mecanismo que puede explicar la relación entre la inflación y las finanzas de un banco central es que un débil balance financiero puede afectar la relación entre la autoridad monetaria y el gobierno, ya que el banco central requiere de independencia financiera para preservar su independencia política (Hawkins, 2003). Por tanto, un banco central que recurre al gobierno para financiarse podría incentivar a que este interfiera en sus políticas. En dicha situación, se observaría un débil balance en conjunto con políticas monetarias oportunistas, induciendo así a una mayor inflación. Incluso, temiendo tal situación, un banco central podría *a priori* evitar perder su independencia y elegir actuar de forma menos agresiva a la inflación, generándose así el mencionado *trade-off* entre sus finanzas y sus objetivos de política. En este sentido, paralelo al análisis del balance que refleja la fortaleza financiera de un banco central, es importante evaluar otras medidas que cuantifiquen su independencia.

La evidencia empírica señala que es difícil establecer de forma econométrica un vínculo causal entre medidas legales y de facto de independencia e inflación. Los autores Arnone et al. (2006a,b) proveen una extensa revisión de literatura, en la cual se observa que, en general, los resultados son sensibles a la exclusión de valores atípicos, la elección de variables control, el uso de distintas medidas de independencia y la muestra. Sin embargo, se considera que la independencia contribuye a la credibilidad, lo cual es importante para lograr una baja inflación. Para países de América Latina y el Caribe, Jácome (2001) descompone un índice de independencia entre aspectos económicos, políticos y financieros, encontrando que un alto grado de independencia financiera y económica se asocia a menores niveles de inflación. Mientras que indicadores generales de independencia proveen resultados no intuitivos, sugiriendo la necesidad de descomponer dicho indicador. Otros estudios de panel para países de América Latina (Gutiérrez, 2003 y Jácome y Vázquez, 2005) reflejan resultados mixtos al utilizar diferentes



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

indicadores de independencia unido a controles como el régimen de tipo de cambio. Por un lado, Jácome y Vázquez (2005) no encuentran ninguna relación entre independencia e inflación, al controlar por variables endógenas de la economía. Por otro lado, Gutiérrez (2003) halla que países con alta independencia sí muestran bajas tasas de inflación.

En el presente trabajo se utiliza la tasa de rotación de los gobernadores o presidentes de los bancos centrales como variable indicativa de independencia, la cual se interpreta con el supuesto de que una rotación más rápida revela menor independencia.⁹ No obstante, se reconoce que esta representa una medida imperfecta de independencia, ya que una baja rotación también puede indicar que los gobernadores o presidentes se comportan tal como desea el gobierno. Entre los trabajos que utilizan esta medida y su relación con la inflación se encuentran Cukierman et al. (1992), Cukierman y Webb (1995), Crowe y Meade (2007 y 2008), entre otros. Estos en general encuentran que una baja independencia se asocia a una mayor inflación.

De igual manera, la literatura enfatiza que la relación negativa entre la fortaleza de las finanzas de un banco central y la estabilidad de precios surge en el caso en el que la autoridad monetaria no puede contar con apoyo del fisco. En este sentido, dependiendo del régimen monetario y cambiario, si el gobierno no puede apoyar financieramente al banco central, entonces se espera que este tenga mayores incentivos a dejar que la inflación aumente para así generar señoreaje y mejorar su balance financiero. Autores como Benigno y Nisticò (2015), Del Negro y Sims (2015), Hall y Reis (2015), y Pinter (2017) demuestran que el vínculo entre las finanzas de un banco central y la inflación en una economía solo surge cuando los bancos centrales no cuentan con apoyo del gobierno. Por tanto, este trabajo también considera como variable control una medida de espacio fiscal, utilizando la deuda como porcentaje del PIB de las economías del CARD.

Por último, este trabajo sigue el enfoque de los autores Perera et al. (2013), quienes incluyen como variable control el régimen de tipo de cambio sugiriendo que la relación entre la inflación y la fortaleza financiera de un banco central es importante especialmente para países con un régimen de tipo de cambio fijo. Esto debido a que gran parte de las pérdidas que incurren los bancos centrales con tipo de cambio fijo se centran en mitigar fluctuaciones cambiarias y revaluaciones del tipo de cambio, aunque este mecanismo no aplica para economías como la del SV.

Es importante destacar que algunos autores señalan que la falta de fortaleza financiera del banco central puede resultar en políticas que neutralizan parte o la totalidad de su efecto sobre el desempeño de la inflación a costo del surgimiento de otras distorsiones de políticas (Klüh y Stella, 2008). En otras palabras, se puede dar el caso en el que se evidencie una situación financiera débil en un banco central, sin embargo, este logre estabilizar la inflación, pero a cambio de otras distorsiones en el mercado financiero. Para ello, habría que incorporar los efectos de la fortaleza financiera en medidas de represión financiera (como requerimientos de reserva muy altos, controles de capital, entre otros) y en el mercado de deuda. Por tanto, el estudio de la relación

⁹ El indicador se toma desde Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2010); Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2008) y Sturm, Jan-Egbert y Jakob de Haan (2001).



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

entre la fortaleza financiera de un banco central y el desempeño de la inflación se espera se encuentre sesgado a la baja, a menos que se incluyan indicadores que permitan tomar en cuenta dichas distorsiones.

En la siguiente sección se muestran los datos y el enfoque empírico utilizado en este trabajo.

V. Metodología Empírica

i. Datos

Para estimar el vínculo entre la fortaleza financiera del banco central y el desempeño macroeconómico, se estima un modelo de datos de panel con frecuencia mensual que toma en cuenta la inflación de los países del CARD. La muestra abarca los períodos del 2001 al 2018 y todas las variables del modelo se consideran en variación interanual, salvo la medida de fortaleza financiera y la de independencia. Las variables incluidas en el modelo se enumeran a continuación:

- (1) Como variable dependiente se utiliza la inflación general de los países del CARD, tomada de la base de datos del SECMCA.
- (2) La variable independiente más importante constituye la medida de fortaleza financiera del banco central (CBFS, por sus siglas en inglés) calculada como:

$$CBFS_t = \frac{OIN_t + C_t}{TA_t}$$

donde OIN_t representa otros ítems netos, C_t es el capital del banco central, y TA_t representa el total de activos. Los datos de OIN_t son recopilados del FMI, específicamente de las Estadísticas Internacionales y Financieras (IFS, por sus siglas en inglés), mientras que los datos de capital y total de activos del banco central se toman de la base de datos del SECMCA. Se espera una relación negativa entre la fortaleza del banco central y la inflación, esto es, bancos centrales con mayor CBFS se asocian a tasas de inflación más bajas.

- (3) El crecimiento del PIB como variable control, como una forma de representar la actividad. Si bien se espera que economías con un alto desempeño económico a través del tiempo evidencien una menor inflación, este indicador podría ser positivo en la medida en que refleje movimientos por el lado de la demanda.¹⁰ Otros autores Klüh y Stella (2008) y Perera et al. (2013) utilizan como medida de desarrollo el PIB per cápita, sin embargo, dada la disponibilidad de datos esto implicaba reducir las observaciones consideradas en la muestra. La variable es tomada de la base de datos del SECMCA.

¹⁰ Se realizó un ejercicio de robustez que consideraba la tendencia del producto como variable de actividad. Los resultados revelan que el coeficiente seguía siendo negativo, aunque no significativo y con menor magnitud.



Documento de trabajo

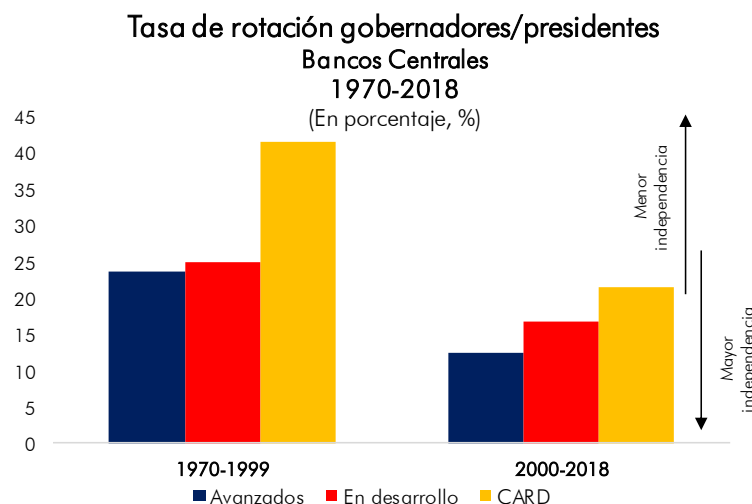
Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

- (4) El precio del petróleo WTI como otra variable control que recoge los movimientos de este *commodity* en la inflación, denominada en dólares. Se espera un coeficiente positivo.
- (5) La oferta de dinero (M1) como variable control para capturar los movimientos de los agregados monetarios sobre la inflación, y se espera un coeficiente positivo. Note que se considera este agregado y no otros como el M3 ya que este puede reflejar mejor la dinámica de la demanda de dinero sobre la inflación. Su valoración es en moneda nacional.
- (6) Indicador de independencia de un banco central (CBI, por sus siglas en inglés). Esta variable se calcula como la tasa de rotación de los presidentes o gobernadores del banco central (Dreher et al., 2008). A medida que aumenta la tasa de rotación significa cambios más frecuentes en dichas posiciones directivas del banco central y por ende un menor nivel de independencia (Eijffinger y de Haan, 1996). Por tanto, se espera que dicha variable tenga un impacto positivo en la inflación, ya que menor CBI se asocia a mayores tasas de inflación.

A continuación, se puede observar el indicador utilizado en este trabajo como proxy de CBI.

Gráfico 4. Indicador de independencia bancos centrales del CARD, economías avanzadas y en desarrollo.



Fuente: Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2010); Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2008) y Sturm, Jan-Egbert y Jakob de Haan (2001)



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Al juzgar por la evolución del indicador de CBI, se aprecia que todos los países muestran una mayor independencia en los últimos años, dada por una menor tasa de rotación de dichas posiciones directivas. En efecto, la mejora ha sido principalmente importante para las economías del CARD, las cuales pasaron de una tasa de rotación de 41.61%, en promedio, durante los años 1970-1999 a una de 21.54% entre 2000-2018. Luego, siguen las economías avanzadas, las cuales pasaron de una tasa de 23.69% a 12.50% en tales períodos. Por último, se encuentran las economías en desarrollo las cuales mostraron una tasa de rotación de 24.91% en la primera submuestra y de 16.80% en la última. Sin embargo, las economías del CARD siguen evidenciando un menor nivel de CBI al comparar con el resto de las economías. En el Anexo A.1 se muestra el desglose de la región.

- (7) Indicador de espacio fiscal. Se construye una variable dicotómica que representa la capacidad de los gobiernos de apoyar de forma efectiva al banco central. Para ello, se utilizan los datos de deuda pública total como porcentaje del PIB de la base de datos del SECMCA. Siguiendo a Pinter (2017) se caracteriza a un país con bajo espacio fiscal a aquellos con una deuda como porcentaje del PIB mayor al primer cuartil de la muestra. Para estos países, la variable dicotómica toma el valor de cero (sin espacio fiscal) y uno para el resto.

A continuación, se muestran las correlaciones cruzadas entre todas las variables incluidas en los modelos.

Tabla 1. Coeficientes de correlación de variables del modelo¹¹

	Inflación	Petróleo	M1	Actividad	CBFS	CBI
Inflación	1.0000					
Petróleo	0.3100 <i>0.0000</i>	1.0000				
M1	0.2300 <i>0.0000</i>	0.2100 <i>0.0000</i>	1.0000			
Actividad	0.1600 <i>0.0000</i>	0.2000 <i>0.0000</i>	0.2500 <i>0.0000</i>	1.0000		
CBFS	-0.1900 <i>0.0000</i>	0.0000 <i>0.9631</i>	0.0100 <i>0.7342</i>	-0.0600 <i>0.0490</i>	1.0000	
CBI	0.0200 <i>0.5655</i>	-0.1100 <i>0.0000</i>	-0.0800 <i>0.0061</i>	-0.0200 <i>0.5436</i>	0.0800 <i>0.0054</i>	1.0000

Nota: en cursiva los valores p

¹¹ Se obvian las correlaciones con las variables de espacio fiscal y régimen cambiario, ya que estas últimas son dicotómicas en el modelo y por ende la medida de correlación de Pearson no es comparable con los demás indicadores continuos.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Fuente: Datos recopilados por el autor

La Tabla 1 muestra que la correlación entre la inflación y la medida de fortaleza del banco central es negativa y significativa, con una magnitud de -19%. Por su parte, las demás variables control muestran el signo esperado, salvo la variable de actividad la cual parece recoger más bien una medida de demanda que de oferta o desarrollo. Note que la relación entre petróleo y la inflación es positiva y significativa de 31%, al igual que la demanda de dinero que es de 23%. Por último, la medida de independencia (CBI) del banco central muestra el signo correcto, esto es a mayor tasa de rotación (a menor independencia) mayor inflación, no obstante, esta es no significativa.

Más adelante, se explica el método empírico utilizado para analizar la relación entre fortaleza financiera e inflación de los países del CARD.

ii. Modelos

El trabajo analiza los resultados de varios modelos de panel. El primer modelo, el modelo [1], se puede representar como:

$$[1] \quad \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

donde el índice i denota los países del CARD y t representa el período. La constante α_i recoge los efectos fijos a nivel de cada país. $\pi_{i,t}$ representa a la inflación general de los países, $Y_{i,t}$ la medida de desempeño económico, $PETR_t$ el precio internacional del petróleo, $M1_{i,t}$ la oferta de dinero, $CBFS_{i,t}$ la medida de fortaleza financiera del banco central. Por último, $\epsilon_{i,t}$ es el término de error.

Todos los regresores se incluyen en el modelo de forma rezagada, sin embargo, no se observan cambios significativos al estimar con las variables contemporáneas y rezagando solo el indicador de fortaleza financiera. En efecto, es importante que este último indicador sí se encuentre rezagado un período dado que las presiones inflacionarias pueden a su vez causar debilidad financiera, forzando a los bancos a incurrir en operaciones monetarias para estabilizar a la inflación (Klüh y Stella, 2008 y Perera et al. 2013). En este sentido, la variable CBFS de forma contemporánea podría generar problemas de endogeneidad. Por tanto, se opta por incluir todas las variables rezagadas para así asegurar que los demás regresores también sean exógenos.

Luego, se estima el mismo modelo, pero incluyendo otra variable control que captura la independencia del banco central. Por tanto, el modelo [2] se representa como:

$$[2] \quad \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

donde $CBI_{i,t}$ representa la medida de independencia del banco central para cada país. Como se explicó anteriormente, esta variable se calcula viendo la rotación de los gobernadores/presidentes de los bancos centrales.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Por último, se estiman dos modelos adicionales, que se basan en el modelo [1] pero incluyen como variable control: primero el régimen de tipo de cambio, y segundo la variable que condiciona si el país posee o no apoyo fiscal. Con estas dos regresiones es posible verificar si existen diferencias en torno al vínculo de la fortaleza financiera y la inflación al controlar por el régimen cambiario y el apoyo del fisco. Consistente con la literatura, se espera que la relación negativa entre ambas variables sea más importante para países con tipo de cambio fijo y sin espacio fiscal. Ya que la muestra solo consta de un país (SV) con tipo de cambio fijo, se procede contrastando los resultados obtenidos de una regresión con todos los países del CARD y sin SV. Mientras que, para validar las implicancias del espacio fiscal, se comparan los resultados de los países con alto (CR, NI y SV) y bajo (DO, GT y HN) porcentaje de deuda con respecto al PIB.

En lo que respecta a la metodología, los modelos son estimados por panel. Una de las principales ventajas de los datos de panel sobre datos transversales es la posibilidad de tomar en cuenta fuentes de heterogeneidad no observada, mediante la inclusión de efectos individuales y de tiempo no observables. Inicialmente, se estiman los modelos utilizando mínimos cuadrados ordinarios agrupados (*pooled ols*, por sus siglas en inglés), con los errores estándar robustos corregidos por Huber-White HAC, esto es, considerando la heterocedasticidad y autocorrelación. Esta estimación se utiliza como una primera aproximación de la relación causal entre la fortaleza financiera del banco central y la inflación. Sin embargo, esta estimación por OLS puede estar sesgada al alza debido a que no incorpora las heterogeneidades no observables de cada país. Por tanto, una correcta estimación requiere que haya ortogonalidad entre las variables explicativas y estos componentes no observables. En efecto, se realiza la prueba de Chow, que es una prueba F de estabilidad, de los coeficientes del modelo panel, considerando el modelo agrupado y el de efectos fijos, explicado más adelante. La prueba para las especificaciones confirma que es incorrecto estimar el modelo de forma agrupada (Véase Anexo A.2).

Luego, las especificaciones se estiman tanto por efectos fijos como por efectos aleatorios. El modelo por efectos fijos supone que el término de error $\epsilon_{i,t}$ se compone de una parte aleatoria ($u_{i,t}$) y una parte constante para cada individuo, pero fija en el tiempo (v_i). Por su parte, el modelo por efectos aleatorios supone que el componente v_i es una variable aleatoria que no se encuentra correlacionada con los regresores. Por último, se verifica cuál es la correcta especificación del modelo a través de la prueba de Hausman, la cual es una prueba estadística que examina la significancia entre la diferencia de los coeficientes estimados por efectos fijos y efectos aleatorios bajo la hipótesis nula de que la estimación bajo efectos aleatorios es eficiente y consistente.¹²

En la siguiente sección se presentan los resultados de los modelos econométricos.

¹² Véase Arellano (2004).



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

VI. Resultados

En primer lugar, se muestran los resultados para el modelo [1], estimado por el método agrupado (*pooled ols*), efectos fijos y efectos aleatorios.

Tabla 2. Resultados del modelo panel [1]

	Modelo Agrupado		Efecto Fijo		Efecto Aleatorio	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.0301	0.0329	-0.1165*	0.0502	-0.1016*	0.0500
Petróleo	0.0357***	0.0031	0.0345***	0.003981	0.0344***	0.0039
M1	0.0784***	0.0113	0.0792.	0.0447	0.0848.	0.0463
	-		-		-	
CBFS	0.0294***	0.0043	0.1200***	0.0132	0.1120***	0.0163
Constante	3.9365***	0.1838				
Observaciones	1,038		1,038		1,038	
R-Cuadrado	0.2236		0.2725		0.26607	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

Modelo [1]:
$$\pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

En la Tabla 2 se muestran los resultados de los coeficientes estimados y los errores estándar robustos corregidos por Newey-West HAC para tres tipos de estimaciones de panel. Este modelo incluye todas las variables de control, salvo la variable de independencia del banco central. En primer lugar, se puede observar que para todas las especificaciones se observa el signo esperado del coeficiente que acompaña a la medida de fortaleza del banco central (CBFS). La diferencia de los tres métodos radica en la magnitud de dicho coeficiente, en donde la estimación por efectos fijos refleja el mayor valor. Por tanto, se encuentra evidencia de que aquellos países con mayor fortaleza financiera reflejan menores tasas de inflación. Note, además, que este coeficiente es significativo bajo todas las especificaciones.

Asimismo, las demás variables control muestran el signo esperado y son significativas. En lo que respecta a las magnitudes, el coeficiente que representa la relación negativa entre la inflación y la fortaleza del banco central es similar a la de los autores Perera et al. (2013), particularmente a la regresión que considera a las economías emergentes, la cual se ubica en -0.1210.

Al observar el coeficiente de determinación, este sugiere que la inflación está mejor explicada bajo la especificación de efectos fijos. De hecho, las variables incluidas en el modelo explican alrededor del 20% de la varianza total de la inflación de los países del CARD. Este resultado va



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

en línea con lo encontrado por Perera et al. (2013) pero superior a lo hallado en Klüh y Stella (2008). Además, si bien se muestran los resultados estimados por métodos agrupados, efectos fijos y aleatorios, se comprueba que la correcta especificación es una de efectos fijos, según la prueba de Hausman (Véase Anexo A.3).

Una vez demostrado que la fortaleza financiera de los bancos centrales del CARD es importante para la inflación de dichas economías y que ambas se relacionan de forma que un mayor CBFS se asocia a menores tasas de inflación, se procede a verificar la robustez de los resultados al incluir otras variables control. En primer lugar, se añade la variable de independencia del banco central, la cual permite controlar por la calidad institucional. Luego, se incluye una variable binaria (*dummy*) que considera a aquellos países con tipo de cambio fijo, y, por último, se controla por el espacio fiscal, esto es, por la capacidad de los bancos centrales de poder recibir apoyo efectivo de los gobiernos.

Tabla 3. Resultados del modelo panel [2]

	Modelo Agrupado		Efecto Fijo		Efecto Aleatorio	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	0.0109	0.0322	-0.0773	0.0434	-0.0674	0.0430
Petróleo	0.0413***	0.0030	0.0400***	0.0041	0.0400***	0.0041
M1	0.0776***	0.0111	0.0776	0.0430	0.0813	0.0440
	-		-		-	
CBFS	0.0298***	0.0042	0.1162***	0.0116	0.1112***	0.0139
CBI	0.1551	0.2648	-0.4483	0.5657	-0.3882	0.5525
Constante	3.7116***	0.1920				
Observaciones	1,011		1,011		1,011	
R-Cuadrado	0.2725		0.3221		0.318	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\text{Modelo [2]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

La Tabla 3 muestra que los resultados de la relación negativa entre fortaleza financiera e inflación es robusta al añadir la variable de independencia del banco central. Si bien esta mantiene el mismo signo que el modelo [1], se observa una menor magnitud, aunque marginalmente, sugiriendo que el vínculo entre fortaleza financiera e inflación es menor al considerar la calidad institucional del banco central.

Es importante notar que bajo esta especificación las variables control siguen mostrando el signo esperado y son significativas, salvo la medida de independencia. En efecto, esta muestra el signo correcto solo bajo la especificación por métodos agrupados, mientras que por efectos fijos y aleatorios esta es no significativa, sugiriendo que al controlar por las heterogeneidades no



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

observadas de los países la medida de independencia no es importante para la dinámica de la inflación en las economías del CARD. Note que lo mismo sucede en el trabajo de los autores Klüh y Stella (2008). Además, la estimación avala los resultados de Jácome (2001), quien encuentra que indicadores generales de independencia proveen resultados no intuitivos, sugiriendo la necesidad de descomponer el mismo.

Al realizar las pruebas estadísticas de Hausman, se verifica que la correcta especificación del modelo [2] es una de efectos fijos, la cual muestra el mayor R cuadrado (Ver Anexo A.3). A continuación, se presentan los resultados del modelo considerando el régimen de tipo de cambio.

Tabla 4. Resultados del modelo panel [1] con régimen de tipo de cambio (Efectos Fijos)

	CARD		CARD sin TC Fijo	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.1165*	0.0502	-0.1075*	0.0431
Petróleo	0.0345***	0.0040	0.0426***	0.0040
M1	0.0792.	0.0447	0.0962.	0.0500
CBFS	-0.1200***	0.0132	-0.1141***	0.0135
Observaciones	1,038		850	
R-Cuadrado	0.2725		0.3348	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\text{Modelo [1]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

En la Tabla 4 se contrastan los resultados del modelo estimado para todas las economías del CARD versus aquellas sin tipo de cambio fijo (esto es, excluyendo al SV). Se muestra solo la estimación con efectos fijos, ya que es la especificación correcta según la prueba de Hausman. Es posible verificar que los resultados avalan una relación entre CBFS e inflación más débil cuando se considera a las economías sin tipo de cambio fijo, mientras que, al incluir a SV el coeficiente que refleja el peso del CBFS en la inflación es mayor. Debido a que solo una economía del CARD es la que tiene tipo de cambio fijo (*de jure* y *de facto*), la diferencia es más pequeña que la encontrada por Perera et al. (2013) quienes hallan que el coeficiente de CBFS en la inflación varía desde -0.0475 a -0.1403 entre la regresión con régimen cambiario flexible y fijo, respectivamente. Por último, los resultados son robustos aun controlando por dicho régimen, tanto en términos de significancia como de signo para todos los regresores.

Por último, se procede a comparar los resultados de la estimación al incorporar el espacio fiscal.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Tabla 5. Resultados del modelo panel [1] países con y sin espacio fiscal (Efectos Fijos)

	CARD		CARD sin espacio fiscal		CARD con espacio fiscal	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.1165*	0.0502	-0.0761	0.0506	-0.0881*	0.0342
Petróleo	0.0345***	0.0040	0.0352***	0.0047	0.0446***	0.0029
M1	0.0792.	0.0447	0.0843***	0.0147	0.0712***	0.0158
CBFS	0.1200***	0.0132	0.1212***	0.0158	-0.0800*	0.0355
Observaciones	1,038		490		515	
R-Cuadrado	0.2725		0.3052		0.3550	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

Modelo [1]:
$$\pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

La Tabla 5 refleja los resultados del modelo estimado por efectos fijos al considerar la submuestra de países con y sin espacio fiscal, la cual agrupa a los países con una deuda sobre PIB baja y alta, respectivamente. Se observa que tal como es de esperarse, el peso del CBFS en la inflación es más importante al considerar solo los países sin espacio fiscal. En efecto, el coeficiente pasa de -0.1212 a -0.0800 entre el grupo de países con bajo y alto apoyo fiscal efectivo, respectivamente.

Una forma alternativa es la de estimar con una variable dicotómica multiplicativa que pruebe la importancia del vínculo entre CBFS e inflación, dado el espacio fiscal. Esto se realiza creando una variable dicotómica que es igual a 1 (uno) cuando los países tienen bajo espacio fiscal, e igual a 0 (cero) para el resto. Esta estrategia alternativa tiene la ventaja de utilizar un mayor número de observaciones y por ende aumenta la precisión de la estimación. Los resultados avalan

las conclusiones del ejercicio anterior, esto es, que existe un mayor vínculo entre fortaleza financiera e inflación para los países con bajo espacio fiscal (Ver Anexo A.4).

En resumen, la relación negativa entre la fortaleza financiera del banco central y la inflación de las economías del CARD es significativa y robusta al considerar varios controles de variables que afectan a la inflación, así como la calidad institucional, el régimen cambiario y apoyo fiscal del país. Se confirma que es importante controlar por la calidad institucional para no sobreestimar el efecto de la fortaleza financiera sobre la inflación. Asimismo, se avalan los resultados encontrados por otros autores, aunque para una muestra distinta de países. En efecto, se



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

confirma que la relación entre fortaleza financiera e inflación es más fuerte al considerar países con régimen de tipo de cambio fijo y bajo apoyo fiscal.

A continuación, se muestran los resultados de varios ejercicios de robustez.

VII. Ejercicios de robustez

i. Otra medida de fortaleza financiera

Ya que la literatura generalmente recomienda evaluar distintas medidas de fortaleza financiera, primero se procede a estimar el modelo panel [1] y [2] utilizando otra medida de fortaleza, particularmente, el déficit cuasifiscal como porcentaje del PIB (DF/PIB). Para mantener la misma frecuencia de los datos, el PIB de las economías del CARD es considerado de forma mensual, manteniendo fijo el valor del trimestre. No obstante, la correlación entre esta medida de fortaleza financiera y la inflación es de -2.0% y no significativa.

Tabla 6. Resultados del modelo panel [1] y [2] con déficit cuasifiscal como % PIB (Efectos Fijos)

	Modelo [1]		Modelo [2]	
	Coeficiente Estimado	Error Estándar	Coeficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.107*	0.0435	-0.063	0.0434
Petróleo	0.0369***	0.0039	0.0421***	0.0041
M1	0.0864*	0.0414	0.0845*	0.0430
DF/PIB	0.0939	0.0605	0.0903***	0.0116
CBI			-0.5265	0.5657
Observaciones	1,026		1,011	
R-Cuadrado	0.2068		0.2649	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\text{Modelo [1]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} +$$

$$\beta_4 \frac{DF_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{Modelo [2]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 \frac{DF_{t-1}}{PIB_{t-1}} +$$

$$\beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

La Tabla 6 muestra la relación entre inflación y el CBFS medido como déficit cuasifiscal como porcentaje del PIB, condicional a las variables de control del Modelo [1] y [2]. Tal como es de esperar, la relación entre DF/PIB e inflación es positiva, ya que a medida que aumenta el DF/PIB



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

disminuye la fortaleza financiera del banco central y por ende aumenta la inflación. Por tanto, la relación entre CBFS e inflación es robusta incluso al considerar esta medida alternativa de fortaleza financiera. Sin embargo, la significancia varía en función de si se controla o no por la calidad institucional. Si bien aun con esta medida, los resultados sugieren que el CBI no es importante para explicar la dinámica inflacionaria, al no controlar por la independencia del banco central, el coeficiente del CBFS medida como DF/PIB es no significativo, implicando que la fortaleza financiera no es importante para determinar la inflación. Mientras, al añadir la medida de CBI, el coeficiente pasa a ser significativo. Esto sugiere una vez más la importancia de incluir controles que consideren la calidad institucional del banco central.

Luego, se realiza el mismo ejercicio para validar la relación entre fortaleza financiera e inflación considerando el régimen cambiario y el apoyo o no del fisco con la nueva medida de CBFS. Los resultados se muestran en la Tabla 7.

Tabla 7. Resultados del modelo panel [2] con déficit cuasifiscal como % PIB y otros controles (Efectos Fijos)

	CARD Sin TC Fijo		CARD con espacio fiscal		CARD sin espacio fiscal	
	Coeficiente Estimado	Error Estándar	Coeficiente Estimado	Error Estándar	Coeficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.0851*	0.0356	-0.1126**	0.0340	-0.0377	0.0534
Petróleo	0.0443***	0.0031	0.0436***	0.0028	0.0415***	0.0049
M1	0.1033***	0.0123	0.0787***	0.0156	0.09***	0.0156
DF/PIB	0.0802	0.0606	-0.0242	0.0644	0.1722.	0.0958
CBI	-0.0056*	0.0028	1.2075***	0.2542	0.0016	0.0044
Observaciones	850		515		490	
R-Cuadrado	0.2790		0.3766		0.2259	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\text{Modelo [2]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 \frac{DF_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

Realizando la estimación por efectos fijos y la nueva medida de fortaleza financiera, se comprueba que la relación entre DF/PIB e inflación es más débil cuando se consideran los países con apoyo fiscal y sin régimen de tipo de cambio fijo. En efecto, la importancia de la fortaleza financiera en la inflación pasa de ser cero (no significativa) a 0.1722 entre la muestra de países con y sin apoyo, respectivamente. Mientras, que pasa de 0.0903 (véase Tabla 6) a cero (no significativa) entre los países CARD con SV (tipo de cambio fijo) y sin SV (sin tipo de cambio fijo), respectivamente.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Por tanto, los resultados encontrados son robustos al utilizar el DF/PIB como medida alternativa de CBFS. No obstante, se ve que la importancia del apoyo fiscal es mucho más relevante al utilizar esta nueva medida de fortaleza financiera. Una vez más, la variable de CBI muestra los signos no esperados, salvo en la especificación del grupo de países con bajo espacio fiscal, lo cual parece indicar la necesidad de utilizar otras medidas alternativas de independencia.

ii. Considerando efecto tiempo

En la literatura, el método de estimación por efectos fijos y aleatorios se puede realizar considerando o no variaciones en el tiempo y variaciones entre individuos. En este sentido, se distinguen dos métodos de estimación, uno unidireccional (*one-way*) y otro bidireccional (*two-way* o de dos vías). La estimación por dos vías considera que el modelo de efectos fijos o aleatorios no solo se compone de α_i sino que también incluye un efecto "tiempo" θ_t el cual recoge variaciones que se mantienen para cada país, pero varían en cada período. Esto es útil para recoger variables como el ciclo de negocios (Aisen y Veiga, 2006; Beck y Levine, 2004; Bobba y Coviello, 2007). La estimación unidireccional fue la que se utilizó y reportó en los resultados base, por tanto, siguiendo a Perera et al. (2013) en esta sección de robustez se muestran los resultados del modelo considerando efectos de dos vías.

A continuación, se presentan los resultados para el modelo [1] y [2] estimado por efectos aleatorios y de dos vías, el cual resultó ser la correcta especificación según las pruebas estadísticas (Ver Anexo A.5).

Tabla 8. Resultados del modelo panel [1] y [2], Efectos Aleatorios Bidireccionales

	Modelo [1]		Modelo [2]	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	0.0100	0.2366	0.0072	0.2209
Petróleo	0.0466***	0.0055	0.0463***	0.0047
M1	0.0272	0.1050	0.0261	0.0994
CBFS	-0.0955*	0.0405	-0.0927*	0.0390
CBI			0.3393	1.2350
Observaciones	1,038		1,011	
R-Cuadrado	0.2027		0.2053	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\begin{aligned} \text{Modelo [1]:} \quad & \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \\ \text{Modelo [2]:} \quad & \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Fuente: Resultado de la estimación



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Al considerar el efecto de dos vías, también se observa un signo negativo y significativo entre CBFS e inflación, aunque de menor magnitud. Por su parte, se puede observar que bajo la especificación [2], el coeficiente que acompaña al CBI pasa a ser positivo, distinto a los resultados base, pero no significativo. No obstante, nueva vez se comprueba que al incluir esta medida de institucionalidad baja la relación negativa entre inflación y fortaleza financiera del banco central, aunque de forma leve. En lo que respecta a las demás variables de control, bajo esta estimación, los coeficientes que acompañan a la actividad y el M1 resultan ser no significativos, lo que sugiere que al incluir el efecto tiempo " θ_t " se pierde la importancia de estas variables en la dinámica de inflación.

En resumen, los resultados entre la relación negativa de fortaleza financiera e inflación siguen siendo robustos aún bajo una especificación que considere las heterogeneidades entre los individuos en conjunto con efectos que varían en el tiempo, evidenciándose más bien cambios en términos de magnitud y también en la significancia de algunas de las variables de control.

iii. Modelo Dinámico

La metodología de datos de panel dinámicos ofrece ventajas en comparación con la versión estática utilizada en este trabajo. Por un lado, la versión dinámica permite introducir rezagos de la variable dependiente, lo cual, de hacerse en la versión estática, resultaría en una incorrecta estimación del coeficiente de persistencia. Por otro lado, permite analizar las heterogeneidades entre individuos al utilizar varios instrumentos que ayudan a lidiar con la potencial endogeneidad de las variables del modelo.

Sin embargo, la estimación bajo datos de panel dinámico posee la desventaja de que los estimadores pueden ser inestables y los valores reportados pueden depender de las características de la muestra (Labra y Torrecillas, 2018). Además, el uso de variables rezagadas no necesariamente contribuye a lidiar con problemas de correlación serial (Pérez-López, 2008). En el caso de este trabajo, dado que la muestra utilizada consiste en seis países ($N = 6$) y datos mensuales que abarcan los períodos entre 2001 y 2018, se tiene un modelo panel que comprende un gran número de variables en el tiempo y pocos individuos, esto es $T > N$. En este sentido, el modelo bajo datos de panel dinámico ofrece la limitación de que sus resultados pueden resultar en una sobre identificación del modelo (Ruíz-Porras, 2012).

No obstante, se procede a realizar un ejercicio de robustez, para comprobar la sensibilidad de la relación entre fortaleza financiera e inflación, al incluir a esta última de forma rezagada. Para ello, se utiliza el estimador sistema generalizado de momentos (*System GMM*, por sus siglas en inglés) desarrollado por Holtz-Eakin, Newey, y Rosen (1988); Arellano y Bond (1991); Arellano y Bover (1995); y, Blundell y Bond (1998). Este estimador está diseñado para situaciones en las que T es pequeño y N es grande, esto es, pocos períodos y muchos individuos, por tanto, el modelo se estimó con datos en frecuencia trimestral, como una forma de reducir el número de períodos.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

A continuación, se muestran los resultados del modelo [2] estimado en frecuencia trimestral, tomando el valor del último mes del trimestre, y utilizando el sistema generalizado de momentos a un paso. Los instrumentos corresponden a los valores rezagados (primer y segundo orden) de las variables, tanto en niveles como en primera diferencia. Además, se transformaron los datos de forma que se encuentren en logaritmos, esto es, en niveles.

Tabla 9. Resultados del modelo panel [2], sistema generalizado de momentos

	Modelo [2]	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Inflación	0.9934***	0.0032
Actividad	0.0083*	0.0034
Petróleo	0.0041	0.0027
M1	-0.0012	0.0012
CBFS	-0.0139.	0.0079
CBI	0.0013	0.0021
Observaciones	363	
Pruebas	Valor p	
Prueba Sargan	1.0000	
Prueba de autocorrelación orden 1	0.0585	
Prueba de autocorrelación orden 2	0.0649	
Prueba de Wald para coeficientes	0.0000	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

$$\text{Modelo [2]: } \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 PETR_{t-1} + \beta_3 M1_{i,t-1} + \beta_4 CBFS_{i,t-1} + \beta_5 CBI_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Fuente: Resultado de la estimación

Los resultados de la estimación bajo datos de panel dinámico muestran que el coeficiente del rezago de la inflación en los países del CARD es alto y significativo, sugiriendo un alto nivel de persistencia en dicha variable. Aun así, bajo esta especificación la variable de CBFS sigue siendo importante, dado que su coeficiente es significativo, y además muestra el signo negativo esperado. Dado que la frecuencia del modelo es trimestral, se procede a limitar el análisis de los resultados en comparación con la estimación base en torno a la significancia y signo. En lo que respecta a las demás variables de control, el CBI también presenta el signo esperado, aunque sigue siendo no significativo para la inflación de estos países.

La Tabla 9 también muestra el resultado de las pruebas estadísticas, particularmente las que reflejan la validez de los instrumentos (prueba de Sargan) y la ausencia de correlación serial de orden dos en los residuos (prueba de autocorrelación orden dos).

Por tanto, nueva vez se valida la relación negativa entre CBFS y la inflación en las economías del CARD, aún bajo una estimación de datos de panel dinámica.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

VIII. Conclusiones

La idea de que los bancos centrales no requieren fortaleza financiera y que pueden desempeñar sus obligaciones sin importar su estado financiero es un tema de debate. La literatura señala que un banco central con un patrimonio negativo sostenido puede disminuir la efectividad de sus políticas. En efecto, este trabajo, estima la relación entre la fortaleza financiera de los bancos centrales del CARD y el desempeño de la inflación, variable de política clave para los bancos centrales de la región.

Utilizando un modelo de datos de panel, se estima el vínculo que existe entre la fortaleza financiera de los bancos centrales de los países del CARD y la inflación general, controlando por variables que también pueden afectar a la inflación, tales como la actividad, la oferta de dinero, el precio del petróleo y variables institucionales como la independencia del banco central. Se muestra que existe un vínculo negativo y robusto entre la fortaleza financiera de un banco central y la inflación, sugiriendo que los bancos centrales que reflejan un mayor balance financiero evidencian menores tasas de inflación. Por tanto, los resultados señalan que los bancos centrales deben evitar pérdidas sostenidas en el tiempo si desean apoyar una inflación baja.

Si bien en un contexto de bajas presiones inflacionarias esto podría parecer poco relevante, unido a la experiencia de bancos centrales como el de Chile que han evidenciado pérdidas significativas sin costo inflacionario, los resultados sugieren que principalmente en países con régimen cambiario fijo y bajo espacio fiscal, el vínculo negativo entre la inflación general y la fortaleza financiera de los bancos centrales es aún más estrecho, controlando por los efectos de otras variables como petróleo y actividad. Por tanto, en un contexto de alto endeudamiento fiscal, altos incentivos a limitar la volatilidad cambiaria y bajas presiones inflacionarias que generan menores ingresos por señoreaje, es importante mantener el balance financiero en una trayectoria sostenible que permita a los bancos centrales de la región a tener mayor independencia para actuar con el fin de apoyar sus objetivos de política, particularmente un ambiente de inflación baja y estable.

Para futuras investigaciones se recomienda desglosar la medida de independencia del banco central, tal como sugiere Jácome (2001), para evaluar la interacción de la calidad institucional, la inflación y la fortaleza financiera. Además, se motiva a estudiar diversas variables de política, adicional a la inflación, para analizar de forma exhaustiva las implicancias de las finanzas del banco central en sus objetivos. Asimismo, sería útil incorporar a este análisis los efectos de la fortaleza financiera en medidas de represión financiera (como requerimientos de reserva muy altos, controles de capital, entre otros) y en el mercado de deuda. Por último, podría realizarse un análisis no lineal que contemple los efectos de los cambios de régimen monetarios sobre el vínculo de fortaleza financiera e inflación.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

iv. Referencias

- Aisen, A., y Veiga, J. (2006). Political Instability and Inflation Volatility. *IMF Working Paper* 06/212.
- Arellano, M., y Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, vol. 58:2, 277-297.
- Arellano, M., y Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation. *Journal of Econometrics*, vol.68, 29-51.
- Arnove, M., Laurens, B. J., y Segalotto, J.-F. (2006a). Measures of Central Bank Autonomy: Empirical Evidence for OECD and Developing Countries, and Emerging Market Economies. *IMF Working Paper* 06/228.
- Arnove, M., Laurens, B. J., y Segalotto, J.-F. (2006b). The Measurement of Central Bank Autonomy: Survey of Models, Indicators, and Empirical Evidence. *IMF Working Paper* 06/227.
- Beck, T., y Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking y Finance*, vol.28:3, 423-442.
- Benigno, P., y Nistico, S. (2015). Non-Neutrality of Open-Market Operations. *CEPR Discussion Paper No. DP10594*.
- Blundell, R., y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Bobba, M., y Coviello, D. (2007). Weak instruments and weak identification, in estimating the effects of education, on democracy. *Economics Letters* vol. 96:3, 301-306.
- Campillo, M., y Miron, J. (1996). Why Does Inflation Differ Across Countries? *NBER Working Papers* 5540, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Cargill, T. F. (2005). Is the Bank of Japan's Financial Structure an Obstacle to Policy? *IMF Staff Papers* 52(2).
- Crowe, C., y Meade, E. (2008). Central bank independence and transparency: Evolution and effectiveness. *European Journal of Political Economy*, vol. 24, issue 4, 763-777.
- Crowe, C., y Meade, E. E. (2007). The Evolution of Central Bank Governance around the World. *Journal of Economic Perspectives*, vol.4, 69-90.
- Cukierman, A., y Webb, S. B. (1995). Political Influence on the Central Bank: International Evidence. *The World Bank Economic Review*, 397-423.
- Cukierman, A., Webb, S. B., y Neyapti, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *World Bank Economic Review* vol.6, 353-398.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

- Del Negro, M., y Sims, C. (2015). When does a central bank's balance sheet require fiscal support? *Journal of Monetary Economics*, 2015, vol. 73, issue C, 1-19.
- Dreher, A., Sturm, J.-E., y de Haan, J. (2008). Does high inflation cause central bankers to lose their job? Evidence based on a new data set. *European Journal of Political Economy*, vol.24:4, 778-787.
- Dreher, A., Sturm, J.-E., y de Haan, J. (2010). When is a Central Bank Governor Replaced? Evidence Based on a New Data Set. *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, 766-781.
- Eijffinger, S., y de Haan, J. (1996). The Political Economy of Central-Bank Independence. *Princeton Studies in International Economics from International Economics Section, Departement of Economics Princeton University*.
- Gutierrez, E. (2003). Inflation Performance and Constitutional Central Bank Independence: Evidence from Latin America and the Caribbean. *IMF Working Paper 03/53*.
- Hall, R. E., y Reis, R. (2015). Maintaining Central-Bank Solvency under New-Style. *NBER Working Paper 21173*.
- Hawkins, J. (4 de Octubre de 2003). *Central bank balance sheets and fiscal operations*. Obtenido de https://pdfs.semanticscholar.org/7169/195969e57865646fcac1dd691aec0bf40d63.pdf?_ga=2.100935812.446923077.1570822894-1867218088.1558116495
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., y S. Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica* vol.56:6, 1371-1395.
- International Monetary Fund. (2001). *Nicaragua: Article IV Consultation—Staff Report*. Washington: IMF Staff Country Report No. 01/171.
- International Monetary Fund. (2004). *Nicaragua: IMF Staff Country Report*. Washington: No. 04/71 .
- Ize, A. (2006). Spending Seigniorage: Do Central Banks Have a Governance Problem? *International Monetary Fund Working Paper 06/58*, 1-34.
- Jácome, L. I. (2001). Legal Central Bank Independence and Inflation in Latin America During the 1990s. *IMF Working Papers 01/212*.
- Jácome, L. I., y Vazquez, F. F. (2005). Any Link Between Legal Central Bank Independence and Inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean. *IMF Working Paper 05/75*.
- Klüh, U., y Stella, P. (2008). Central Bank Financial Strength and Policy Performance: An Econometric Evaluation. *IMF Working Paper 08/176*, 1-47.
- Labra, R., y Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística. estad.*, vol. 41:1, 31-52.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

- Perera, A., Ralston, D., y Wickramanayakea, J. (2008). Central bank financial strength and inflation: Is there a robust link? *Journal of Financial Stability* vol.9, 399-414.
- Pérez-López, C. (2008). *Econometría Avanzada: Técnicas y Herramientas*. Madrid, España: Pearson Prentice Hall.
- Pinter, J. (2017). Central bank financial strength and inflation: an empirical assesment considering the key role of the fiscal support. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01660945>.
- Ruiz-Porras, A. (2012). Econometric research with panel data: History, models and uses in Mexico. *MPRA Paper 42909, University Library of Munich, Germany*.
- Stella, P. (08/49). Central Bank Financial Strength, Policy Constraints and Inflation. *IMF Working Paper*, 2008.
- Sturm, J.-E., y de Haan, J. (2001). Inflation in developing countries: does central bank independence matter? *Ifo Studien*, vol. 47:4, 389-403.
- Vaez-Zadeh, R. (1991). Implications and remedies of central bank losses. *The evolving role of central banks*, 69-92.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

v. Anexos

A.1 Tasa de rotación gobernadores/presidentes Bancos Centrales economías avanzadas, desarrollo y CARD

Tabla 10. Tasa de rotación gobernadores/presidentes Bancos Centrales, 1970-2018

	1970- 1999	2000-2018
Avanzados	23.69	12.50
En desarrollo	24.91	16.80
CARD	41.61	21.54
CR	62.07	16.67
DO	36.67	15.79
GT	53.33	22.22
HN	25.00	36.84
NI	38.10	21.05
SV	34.48	16.67

Fuente: Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2010); Dreher, Axel, Jan-Egbert Sturm y Jakob de Haan (2008) y Sturm, Jan-Egbert y Jakob de Haan (2001)

A.2 Prueba de Chow

Tabla 11. Prueba estadística de Chow, Modelos [1] y [2]

	Prueba de Chow*	
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico F	60.576	19.581
Valor p	2.20E-16	2.20E-16
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

* Hipótesis nula: coeficientes de dummy individuales es cero

Fuente: Resultado de la estimación.



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

A3. Pruebas estadísticas de Efectos Fijos, Efectos aleatorios y Hausman (Modelo Unidireccional)

Tabla 12. A Prueba estadística de Efectos Fijos, Modelos [1] y [2]

Prueba de Efectos Fijos		
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico F	204.91	255.2
Valor p	9.98E-06	5.15E-06
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

Fuente: Resultado de la estimación.

Tabla 12. B Prueba estadística de Efectos Aleatorios del Multiplicador de Lagrange Breusch-Pagan, Modelos [1] y [2]

Prueba de Breusch-Pagan		
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico Chi cuadrado	1187.7	1069.9
Valor p	2.20E-16	2.20E-16
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

Fuente: Resultado de la estimación.

Tabla 12. C Prueba estadística de Hausman, Modelos [1] y [2]

Prueba de Hausman		
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico Chi cuadrado	611.17	67.531
Valor p	2.20E-16	3.34E-13
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

* Hipótesis nula: El efecto fijo y aleatorio no se encuentra correlacionado con los otros regresores.

Fuente: Resultado de la estimación



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

A4. Resultados del modelo panel [1] con variable dicotómica de espacio fiscal

	Modelo [1]		Modelo [2]	
	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Actividad	-0.1181*	0.0485	-0.1216***	0.0314
Petróleo	0.0344***	0.0042	0.0337***	0.0028
M1	0.0796.	0.0446	0.0781***	0.0107
CBFS x (Bajo Espacio Fiscal)	-0.1230***	0.9074	-12.1228***	1.3187
CBFS x (Alto Espacio Fiscal)	0.0433	11.8817	4.9735	4.9565
CBI			-0.5346*	0.2496
Observaciones	1,038		1,017	
R-Cuadrado	0.2731		0.2700	

Nota: (.) Significativos al 10%; (*) al 5%; (**) al 1%; (***) al 0%

Fuente: Resultado de la estimación

A5. Pruebas estadísticas de Efectos Fijos, Efectos aleatorios y Hausman (Modelo Bidireccional)

Tabla 13. A Prueba estadística de Efectos Fijos, Modelos [1] y [2]

	Prueba de Efectos Fijos	
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico F	16.561	12.027
Valor p	0.004979	0.008878
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

Fuente: Resultado de la estimación



Documento de trabajo

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano

No. 2, marzo 2020

Tabla 13. B Prueba estadística de Efectos Aleatorios del Multiplicador de Lagrange Breusch-Pagan, Modelos [1] y [2]

	Prueba de Breusch-Pagan	
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico Chi cuadrado	1270.5	1262.5
Valor p	2.2E-16	2.2E-16
Resultado	Se rechaza	Se rechaza

Fuente: Resultado de la estimación

Tabla 13. C Prueba estadística de Hausman, Modelos [1] y [2]

	Prueba de Hausman	
	Modelo [1]	Modelo [2]
Estadístico Chi cuadrado	4.6225	4.2883
Valor p	0.2016	0.3684
Resultado	No se rechaza	No se rechaza

* Hipótesis nula: El efecto fijo y aleatorio no se encuentra correlacionado con los otros regresores.

Fuente: Resultado de la estimación