



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

Asimetrías en la trasmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica

Christian Andrés Palencia Hernández

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas
Bogotá, Colombia
2018

Asimetrías en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica

Christian Andrés Palencia Hernández

Tesis presentada como requisito parcial para optar al título de:

Magíster en Ciencias Económicas

Director:

Doctor Jonathan Malagón González

Codirector (a):

Francesco Bogliacino

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas

Bogotá, Colombia

2018

Resumen

El objetivo de este documento es indagar sobre la existencia de asimetrías en la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés de colocación del sistema bancario en Latinoamérica. Se entenderá por asimetría como la distinta reacción (grado de traspaso o ajuste) por parte de las tasas de interés activas de corto plazo del sistema bancario ante periodos de aumentos y reducción de la tasa de política monetaria. Adicionalmente, se examina el impacto que tuvo la adopción e implementación de las recomendaciones de regulación contenidas en Basilea II sobre la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario de la región. Los resultados sugieren que sí existen asimetrías de transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario de la región. De otro lado, se encontró que si bien la adopción e implementación de Basilea II incide significativamente sobre la transmisión de la tasa de referencia, su efecto marginal es negativo.

Clasificación JEL: E52, E61, G19, G28

Palabras claves: Transmisión de política monetaria; asimetrías de transmisión; canal del crédito; tasa de interés; Latinoamérica.

Abstract

The purpose of this document is to investigate the existence of asymmetries in the transmission of monetary policy to the short term interest rates of the banking system in Latin America. Asymmetry will be understood as the different reaction (degree of transfer or adjustment) by the short-term active interest rates of the banking system depends on the periods (ncreases and reduction) of the monetary policy rate. Additionally, the impact of the adoption and implementation of the regulatory recommendations contained in Basel II on the transmission of monetary policy to the banking credit channel of the region is examined. The results suggest that there are asymmetries in the transmission of monetary policy to the banking credit channel in the region. On the other hand, it was found that although the adoption and implementation of Basel II has a significant impact on the transmission of the reference rate, its marginal effect is negative.

Clasification JEL: E52, E61, G19, G28

Keywords: Transmission of monetary policy; transmission asymmetries; credit channel; interest rate; Latin America.

Asimetrías en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica

1. Introducción

A partir de la década de los años sesenta, la política fiscal ha venido perdiendo su atractivo como estrategia de estabilización del producto y de la inflación (Mishkin, 1995), principalmente por tres razones. En primer lugar, por la aparición de grandes y persistentes déficit fiscales que limitan la capacidad para maniobrar tanto impuestos como gasto público (Alesina & Peroti, 1995). En segundo lugar, por cuenta del impacto negativo sobre la inversión derivado de la incertidumbre fiscal bajo un esquema de no equivalencia ricardiana (Caballero & Pyndick, 1996). Y finalmente, por la inflexibilidad de los instrumentos de política fiscal, que hace que el rezago interno en las intervenciones sea mayor (Blinder & Solow, 1974). En consecuencia, la política monetaria adquirió mayor relevancia pasando a ser un centro de atención y debate de los diseñadores de política en los últimos cuarenta años.

Paralelamente al relevo en los instrumentos de la política económica, se empezaron a gestar cambios sin precedentes en la estructura de la economía mundial, destacándose la expansión del comercio internacional y la mayor liberación e integración de los mercados financieros. Sin embargo, aunque este último fenómeno trajo consigo aumentos en el crecimiento económico (Levine et al. 2000; Beck & Levine, 2002), estos procesos frecuentemente precedieron las crisis económicas en el mundo emergente (Kaminsky & Reinhart, 1999).

Particularmente para los países latinoamericanos, a pesar de las consecuencias positivas de la liberación financiera en la primera mitad de la década de los años noventa, fueron los resultados negativos los que terminaron dominando el comportamiento de sus economías, derivando en crisis a finales esta década (World Bank, 1997)¹. En consecuencia, se hizo imperativo para los diseñadores de política entender a fondo la interacción entre el ciclo financiero, el ciclo económico y sus mecanismos de transmisión, con el fin de hacer frente tanto a la crisis de final de década como a posibles nuevas situaciones de esta índole

En este sentido, algunos países latinoamericanos empezaron a implementar políticas macroprudenciales que posicionaron como objetivos centrales el crecimiento económico, el nivel de empleo y el control del nivel de precios, y delegaron al Banco Central (BC) tanto del diseño y ejecución de la política monetaria como el de velar por el cumplimiento de estos objetivos (Barth, 2000). Entre las políticas establecidas por los países de la región se destaca como común denominador la instauración del esquema de Inflación Objetivo como estrategia para el control de la inflación y la constitución de la tasa de interés de corto plazo como principal instrumento de política monetaria (Mishkin, 2004; Heenan et al. 2006; Alvarez et al. 2001).

¹ Según el Fondo Monetario Internacional, a finales de la década de los noventa las economías latinoamericanas crecieron en promedio en 0,09% y presentaron una inflación promedio de alrededor de 10%.

A pesar del inmenso debate generado por este tema, aún no existe un consenso teórico sobre la forma en que las decisiones de política monetaria se transmiten a los precios y al sector real de economía (Taylor, 1979; Ball, Mankiw y Romer, 1988). Hasta mediados de los años ochenta, la literatura económica se centró en los agregados monetarios como el principal canal de transmisión de la política monetaria. No obstante, gracias a los aportes realizados por Bernanke y Blinder (1988), Bernanke (1993) y Bernanke y Gertler (1995), se concluyó que en la práctica la política monetaria utiliza el crédito bancario como su principal canal de transmisión, donde una expansión o contracción de la actividad crediticia afecta el dinamismo de la economía.

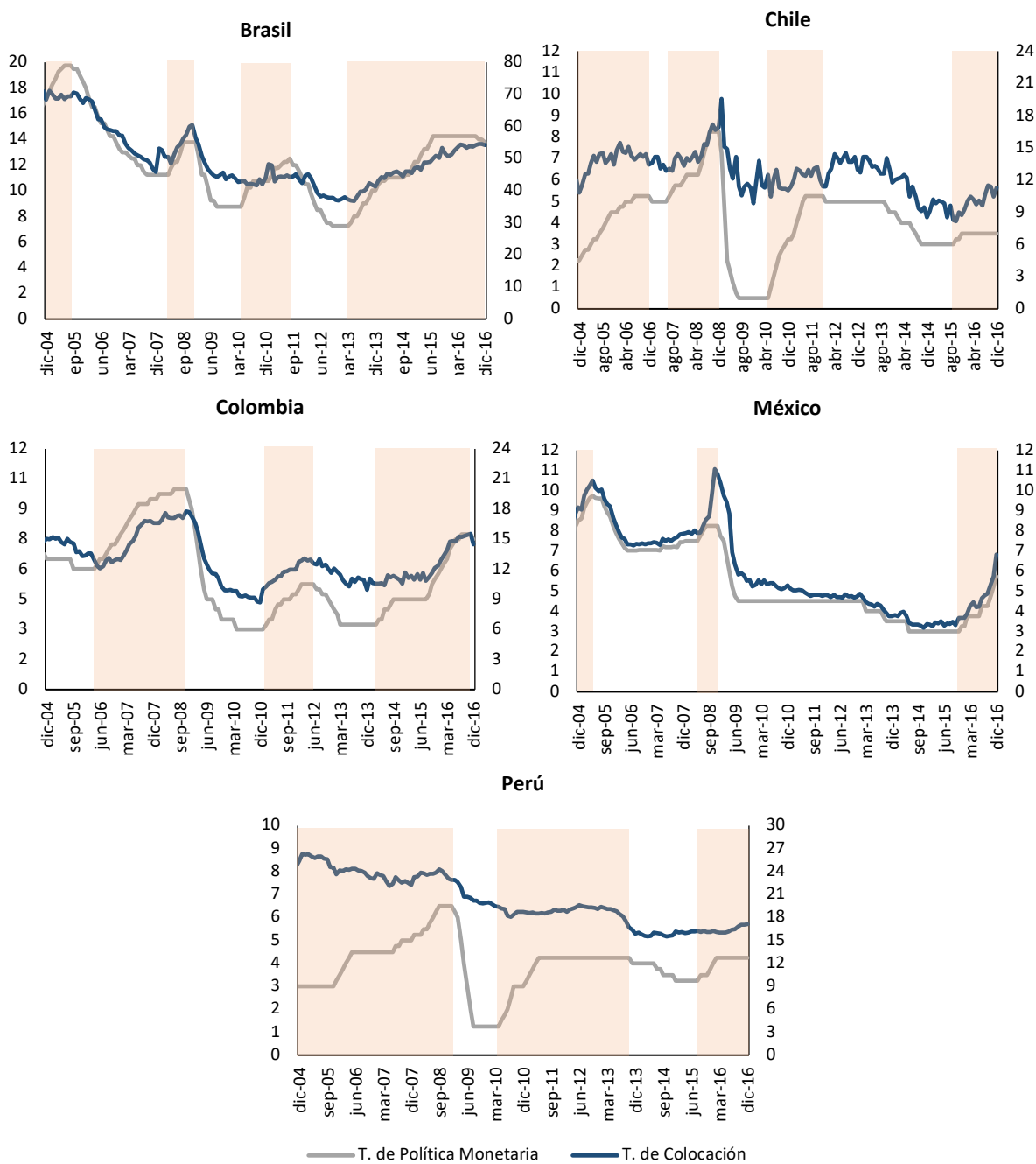
Sobre este asunto, la mayor parte de literatura existente ha abordado el problema de la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario estimando la velocidad o el grado de traspaso de la tasa de referencia a las diferentes tasas de interés de mercado, identificando las variables o factores que influyen en este proceso. Sin embargo, en lo que respecta a constatar si existen o no diferentes respuestas en la transmisión de la política monetaria al canal de crédito bancario dependiendo del tipo de ciclo (contractivo o expansivo) monetario bajo el que se esté, es una cuestión que no ha sido ampliamente abordada en la literatura ni para países a nivel individual ni para grupos de países como América Latina.

Por consiguiente, el objetivo de este documento es indagar sobre la existencia de asimetrías en la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés de colocación de corto plazo del sistema bancario en Latinoamérica. Se entenderá por asimetría como la distinta reacción (grado de traspaso o ajuste) por parte de las tasas de interés activas de corto plazo del sistema financiero ante periodos de aumentos y reducción de la tasa de referencia. Teóricamente, no debería existir diferencia alguna en el grado de traspaso de la política monetaria al canal del crédito bancario dependiendo del ciclo monetario en el que se esté, pues no hay diferencia alguna en el funcionamiento del canal de transmisión en discreción del estímulo brindado por la tasa de interés, ya que este solo actúa como su camino o cauce de transferencia. No obstante, en la práctica aparentemente se observa que la tasa de interés activa de los sistemas bancarios de algunos países latinoamericanos no responde simétricamente a los movimientos de la tasa de referencia de política monetaria (gráfico 1).

Así pues, la hipótesis planteada en este artículo sostiene que dichas asimetrías de transmisión sí existen y lo hacen debido a factores idiosincráticos de los sistemas bancarios y a problemas de ajuste que tienen como fuente rigideces estructurales propias del mercado bancario (componente fijo de las tasas de interés de corto plazo, gestión del riesgo, profundización financiera, expectativas de los agentes, entre otras). Se pretende poner a prueba esta hipótesis a través de métodos econométricos.

Adicionalmente, en este trabajo se examina el impacto que tuvo la adopción e implementación, por parte del sistema bancario Latinoamericano, de las recomendaciones

Gráfico 1 – Tasa de política monetaria y tasa de interés activa de corto plazo para cinco economías de Latinoamérica*



Fuente: Elaboración Propia con datos obtenidos de los bancos centrales y reguladores financieros para cada país. *Todos los datos están en porcentaje (%). Para todos los gráficos en el eje derecho se muestra las t. de interés de colocación y en el izquierdo la t. de política monetaria. Las zonas sombreadas corresponden a los periodos de expansión de la tasa de política monetaria.

de regulación bancarias de Basilea II sobre la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario. *A priori* se esperaría un impacto positivo en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario, debido a la mejoría en la gestión de factores

idiosincráticos que supone la implementación de un marco regulatorio como este (Borio y Zhu, 2008).

Este documento se divide en cinco secciones, siendo la anterior la introducción. En la segunda sección se realiza la revisión de la literatura, en esta se describen las variables que teóricamente influyen en la determinación de las tasas de interés de colocación del sistema bancario y adicionalmente se detallan algunas de las técnicas utilizadas para indagar sobre la existencia de asimetrías realizadas en otras investigaciones. En la tercera sección, se presentan los aspectos metodológicos y la especificación econométrica del modelo a estimar, también se describen las variables utilizadas en las estimaciones. En la cuarta sección, se muestran los resultados del modelo. Finalmente, en la quinta sección se exponen algunas consideraciones finales y se concluye.

2. Revisión de Literatura

Aunque existe una extensa literatura tanto de los factores que determinan la formación como de los procesos de transmisión de la política monetaria a las tasas de interés del mercado financiero, en lo relativo a la identificación de asimetrías de transmisión esta es escasa. No obstante, se han encontrado unos cuantos estudios en los que se han realizado aproximaciones al problema planteado en este documento y otros que, adicionalmente, sirvieron como punto de referencia para seleccionar las variables control del modelo a estimar.

Perera y Wickramanaye (2016) construyeron un panel de datos en el que estudiaron los determinantes y ajuste de las tasas de interés de corto plazo del sistema financiero para 122 países. En lo que respecta a la medición de asimetrías de transmisión los autores atribuyen su existencia a factores propios de cada sistema financiero, cabe resaltar que si bien no indagan sobre su existencia, asumen que estas están presentes en los procesos de transmisión de la política monetaria a los sistemas bancarios.

Por su parte, Cristiano-Botia et al. (2015) realizaron una evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia del Banco de la República de Colombia a las tasas de interés del sistema financiero colombiano, esta tenía como principal objetivo estimar la velocidad y el grado de traspaso de los cambios en la tasa de interés de política monetaria a las tasas del mercado bancario de corto plazo. En este orden de ideas, en uno de los modelos estimados, los autores proponen la inclusión de una variable dicotómica que asume los valores de uno (1) para los periodos de incrementos de la tasa de referencia, incluyendo posteriormente la interacción entre esta dummy y la variable de la tasa de referencia, concluyendo que si esta es significativa efectivamente existen asimetrías de transmisión de la política monetaria a las tasas de interés del sistema financiero local.

Por otra parte, en lo que respecta a los determinantes de la formación de las tasas de interés del sistema financiero autores como Cottarelli y Kourelis (1994), Sander y Kleimeier (2002), Mishra et al. (2010), Gigineishvili (2011), Gopalan y Rajan (2015), y Leroy y Lucotte (2016)

(por nombrar solo algunos) han realizado diversos estudios sobre este asunto para una variedad de países. Cabe añadir que la metodología de Panel de datos ha sido un común denominador en todos estos trabajos.

Así las cosas, acorde con la revisión de la literatura realizada se identificaron ciertos aspectos que influyen teóricamente en la determinación, formación y transmisión de las tasas de interés del mercado bancario. A continuación se compila cada variable en determinados grupos dependiendo de su naturaleza económica y se asigna el signo del efecto esperado de cada variable en la determinación de las tasas de interés activas del sistema bancario.

- Determinantes macroeconómicos: (i) crecimiento del Producto Interno Bruto real (PIB) (+), (ii) variación del nivel de precio o inflación (+).
- Determinantes financieros y bancarios: (i) concentración del sistema (+/-), (ii) estabilidad bancaria (-) y (iii) nivel de desarrollo del sistema (-).
- Determinantes institucionales y de gobernabilidad: (i) regulación del sistema financiero (+).

Según Loayza y Schmidt (2002), con las variables anteriormente descritas se logra modelar adecuadamente las características estructurales de una economía, ya que se está representando rasgos fundamentales de esta, como lo son: (i) la estructura del sistema financiero, (ii) el tamaño y grado de apertura de la economía, (iii) el nivel de desarrollo y profundización financiera y (iv) la posición neta de balance de las empresas y hogares. Acorde a los autores, las anteriores características también influyen directamente en la efectividad de los canales de transmisión de la política monetaria. A continuación, se expone por qué a la luz de la literatura cada una de las variables seleccionadas son relevantes en la determinación de las tasas de interés del sistema bancario y en la transmisión de la política monetaria.

La relación directa entre la actividad económica y los agregados crediticios ha sido ampliamente documentada en la literatura (Bernanke et al. 1999). La evidencia empírica muestra que cuando la actividad económica es favorable el valor del colateral incrementa, haciendo más fácil para las firmas encontrar financiación y causando así que el ciclo de la economía se expanda aún más. De otro lado, cuando la economía se contrae, el valor de los colaterales disminuye, lo que reforzado a las asimetrías de información en el sistema financiero puede llevar a que incluso inversionistas con proyectos rentables no logren conseguir como financiarlos (Borio et al. 2001). Por esta razón, la inclusión del ciclo económico es fundamental al modelar la formación de las tasas de interés de mercado, pues se ha llegado al consenso que el crecimiento de la cartera crediticia -limitado por las tasas de interés de mercado- se comporta procíclicamente a la actividad económica (Romero, 2015; Hamann et al. 2013).

Por su parte, la inflación se constituye como una de las variables más importantes tanto en la determinación de las tasas de interés del sistema bancario como en los procesos de transmisión de la tasa de política monetaria a este canal. La relación entre una política

monetaria expansiva, las mayores tasas de interés nominales y sus repercusiones sobre la estabilidad del sistema financiero está altamente documentada (Taylor, 2009). Por otra parte, existe un vasto número de estudios que aseguran que una alta inflación favorece un proceso de transmisión de la política monetaria alto y rápido, ya que en un ambiente de alta inflación los precios se ajustan más rápidamente (Cottarelli & Kourelis, 1994; Sander & Kleimeier 2004; Mishra et al. (2010), Gigineishvili, 2011, por mencionar algunos).

En cuanto a la estabilidad financiera, la literatura la considera como una de las variables más relevantes en la determinación de la tasa de referencia por parte del BC. Acorde a Borio et al. (2001), en la actualidad y bajo ciertas circunstancias, para un BC es más fácil justificar un aumento más grande en la tasa de interés de referencia que el requerido en términos de control de la inflación a corto plazo, para contener el desarrollo de desequilibrios financieros con el objetivo de evitar una inestabilidad financiera futura. En esta línea, si la estabilidad financiera juega un papel determinante en la formación de la tasa de interés de referencia del BC, tendrá una incidencia de mayor o al menos igual importancia en la determinación de las tasas del sistema bancario.

Por otra parte, el nivel de desarrollo del sistema financiero es una variable clave a la hora determinar la formación de la tasa de interés del mercado bancario. Por un lado, se afirma que un sistema bancario más desarrollado hace que las entidades adopten mayores riesgos (al incluir agentes con perfiles de riesgo más pronunciado) minando su capacidad para absorber pérdidas. Por consiguiente, la tasa de interés fijada por los bancos debe cubrir este tipo de riesgos, aumentando o disminuyendo dependiendo del nivel de la profundidad financiera de la economía (King & Levine, 1993; Levine & Zervos, 1998). Por otro lado, el nivel de desarrollo financiero también juega un rol importante en la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés comerciales, pues se necesita un grado de profundización financiera adecuado para que se transmitan adecuadamente las señales de la política monetaria a la demanda agregada (Loayza & Schmidt, 2002). En síntesis, el nivel de innovación financiera se ha constituido en un factor idiosincrático tanto en la determinación de las tasas de interés como en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario (Tenjo et al. 2015).

En lo concerniente al nivel de concentración del mercado bancario, la literatura ha expuesto conclusiones ambiguas sobre esta relación, ya que no hay un consenso general sobre el efecto de esta sobre la transmisión de la política monetaria. Se destacan principalmente dos vertientes: concentración-estabilidad y concentración-fragilidad. (Allen & Gale, 2000; Boyd & De Nicoló, 2005). Por un lado, existe evidencia empírica que señala cómo un sistema bancario más concentrado es menos proclive a las crisis financieras, puesto que un mayor poder de mercado incrementa las utilidades, evitando la toma de mayores riesgos por la búsqueda de mayor rentabilidad, volviendo a los bancos más sensibles a los incentivos brindados por la política monetaria (Keeley, 1990). De otro lado, la literatura afirma que un mercado con altos grados de concentración suele estar compuesto por un pequeño número de entidades, haciendo más fácil el monitoreo a la autoridad monetaria y a los entes

supervisores (Hellman, Murdock & Stiglitz, 2000), además de reducir la existencia de asimetrías de información entre los usuarios (Stiglitz & Weiss, 1981).

Por el contrario, también existe evidencia -sustentada en el riesgo moral en su mayoría- que sostiene que un sector bancario más concentrado es más propenso a experimentar crisis financieras, dado que un mayor poder de mercado permite a los bancos asegurar más ganancias a través de mayores tasas de interés, produciendo una menor reacción o sensibilidad a los cambios de la política monetaria (Boyd & De Nicoló, 2005). Por su parte, Cottarelli y Kourelis (1994) aseguran que la demanda por préstamos o créditos es menos elástica en mercados donde hay menos competidores y, por lo tanto, las tasas de interés de este tipo de sistemas bancarios, al menos en el corto plazo, responden más a las decisiones de los bancos que a los incentivos de la política monetaria o a la demanda de los usuarios.

2.1 Sobre la regulación bancaria

Por último, uno de los determinantes más importantes de la tasa de interés bancaria y que es clave para los objetivos propuestos en este documento es la regulación financiera. Esta surgió como respuesta a los efectos de contagio y de riesgo sistémico evidenciados en las crisis financieras, fenómenos que han venido cobrando un mayor protagonismo a través del paso del tiempo, como quedó demostrado con la crisis financiera internacional de 2008. Un caso particular de este tipo de medidas fue la creación de los acuerdos del Comité de Basilea en su segunda y tercera versión, cuyo objetivo principal fue dotar a los sistemas bancarios de un mayor grado de transparencia, disciplina de mercado y adecuada gestión del riesgo (Banco de Pagos Internacionales, 2010).

En lo que respecta a la relación entre la regulación financiera y la política monetaria, Borio y Fritz (1995) aseguran que ante la existencia de un marco regulatorio adecuado, las entidades bancarias tendrán una mayor certidumbre sobre el costo de sus pasivos y ante costos estables la competencia en la oferta de los créditos hace que las tasas de colocación no se comporten tan volátilmente, generando en consecuencia procesos de transmisión de la política monetaria más efectivos. Por otra parte, Admati et al. (2010) y Miles et al. (2011) argumentan que si la regulación exige a los bancos mayores niveles de capital para amortiguar mejor los posibles choques negativos, estos deciden tomar menores riesgos, hecho que también se ve reflejado tanto en la formación de las tasas de interés como en la transmisión de la política monetaria. Según Borio y Zhu (2008), los cambios regulatorios afines a la composición de capital, como lo fue Basilea II, han fortalecido el impacto de la percepción, cálculo y administración del riesgo por parte de los bancos y consecuentemente, aunque no era su objetivo principal, han impactado positivamente los procesos de transmisión de la política monetaria.

En síntesis, la literatura afirma que las entidades bancarias o sistemas financieros que adoptan marcos de regulación y buenas prácticas como Basilea II gestionan mejor el riesgo y una de las muchas consecuencias que esto conlleva es que los procesos de transmisión de la política monetaria hacia las tasas de interés de mercado sean más eficientes.

3. Datos y Estrategia Econométrica

Como se mencionó en la introducción este trabajo tiene dos objetivos principales. En primer lugar, se pretende indagar sobre la existencia de asimetrías en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica. Y en segundo lugar, se quiere examinar si la adopción de Basilea II generó algún impacto en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario de la región.

En este sentido, se ha escogido a Brasil, Chile, Colombia, México y Perú como los países a través de los cuales se hará inferencia sobre América Latina. En un principio se había planeado tomar el grupo de las siete economías más importantes de la región (LAC-7). Sin embargo, la falta de confiabilidad en la información estadística emitida por Venezuela y Argentina redujo la cantidad de países a los anteriormente nombrados. No obstante, ya que estos cinco países representan aproximadamente el 80% de la actividad económica de la región, se considera que la muestra cuenta con la suficiente validez estadística para realizar la inferencia pretendida.

Adicionalmente, todos estos países han adoptado el esquema de Inflación Objetivo como la estrategia para fijar sus objetivos monetarios y, por lo tanto, la tasa de interés de corto plazo se ha instituido como su instrumento de política monetaria principal. Asimismo, sus sistemas bancarios han adoptado (tanto parcial como por completo) marcos regulatorios o de buenas prácticas como Basilea II. Por consiguiente, estos países son comparables entre sí además de constituir una muestra representativa para la región.

3.1 Descripción de los datos y variables

Para la realización del modelo se utilizaron datos de los sistemas bancarios de los cinco países de la región (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), con un total de 5.460 observaciones comprendidas en el periodo de enero de 2004 a diciembre de 2016. Como se mencionó anteriormente, los países escogidos representan aproximadamente el 80% de la actividad económica de la región y alrededor del 80% de los activos del sistema bancario Latinoamericano². La periodicidad de los datos es mensual.

Es importante decir que para la elección del periodo de estudio se tuvo en cuenta tanto la completa adopción de Inflación Objetivo por parte de las autoridades monetarias de cada uno de los países como el tiempo necesario para que las expectativas de los agentes se acoplaran a este esquema. Ya que Colombia, Chile, México y Brasil lo adoptaron completamente en 1999, y por su parte, Perú en 2002, se considera que 2004 es un año en el cual las expectativas de los agentes ya se han moldeado a este esquema y responden a la tasa de interés de corto plazo como instrumento de política monetaria para toda la región.

² Acorde a la base de datos World Economic Outlook del Fondo Monetario Internacional, en la última década, Chile, Brasil, Perú, México y Colombia han representado en promedio el 83% de la actividad económica de la región.

A continuación se esbozará una descripción de las variables que componen el modelo econométrico.

La variable endógena del modelo, es decir, sobre la que se medirá la existencia de asimetrías de transmisión será la tasa de interés activa de corto plazo del sistema bancario para cada uno de los países. Esta tasa permite conocer el comportamiento del canal del crédito bancario, pues a través de esta el sistema transmite el costo de los préstamos a los agentes de la economía. Los datos provienen de CepalStat, la base de datos de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL), es importante resaltar que estas tasas se definen como promedios mensuales y son completamente comparables entre sí³.

Los datos relativos a la tasa de política monetaria nominal fueron obtenidos en cada uno de los bancos centrales de los países seleccionados. Por su parte, la tasa de variación del nivel de precios o inflación mensual se calculó a partir de los correspondientes índices de precios al consumidor para cada uno de los países. Estos datos fueron obtenidos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Banco Central de Chile, Banco Central de Reserva del Perú, Banco de México y el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), para Colombia, Chile, Perú, México y Brasil, respectivamente.

En este documento, la estabilidad financiera se modela a través del índice de calidad de cartera (ICC), puesto que en la literatura económica es muy común el uso de este indicador para esta finalidad (Beck et al. 2007; Demirgüç-Kunt & Detragiache, 2002; Creel, et al. 2015, entre otros). El ICC se calcula como el cociente entre los préstamos en mora de más de 90 días y la cartera bruta total.

Por construcción, la interpretación del índice puede ser algo confusa, pues al aumentar la magnitud del ICC está aumentando el riesgo del sistema. No obstante, este incremento puede ser confundido con una mejora en la calidad del mismo. Por este motivo se ha modificado su cálculo restando a la unidad el cociente que define al ICC⁴. De este modo, se hace un poco más intuitiva la interpretación del índice, ya que ante aumentos en la magnitud del indicador se puede afirmar que también está incrementando la calidad de la cartera, y consecuentemente, se puede inferir que el riesgo inherente al sistema es menor.

³ Específicamente, las tasas de interés activas utilizadas fueron: (i) tasa promedio crédito personal total para personas físicas, (ii) tasas promedio activas 90-360 días operaciones no reajustables, (iii) tasa Activa del Banco de la República (total del sistema), (iv) tasa promedio ponderada de las colocaciones de deuda privada a un plazo de hasta un año expresada en curva de 28 días, y (v) tasa activa promedio de mercado de las operaciones realizadas en los últimos 30 días útiles para Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, respectivamente. Las tasas utilizadas se incorporaron en su forma nominal.

⁴ La fórmula utilizada para calcular el ICC en este documento es:

$$ICC = \left(1 - \frac{Cartera Vencida}{Cartera total}\right) * 100$$

Por su parte, el nivel de desarrollo del sistema financiero, como lo recomienda la literatura económica (King & Levine, 1993; Levine & Zervos, 1998) se modelará como la cantidad de crédito como proporción del PIB para un sistema financiero de intermediación bancaria, es decir, la proporción de la cartera total del sistema bancario respecto al PIB o comúnmente conocido como nivel de profundización financiera.

Así las cosas, para calcular el ICC y el nivel de profundización financiera de cada país, con una periodicidad mensual, se requerían los datos correspondientes a la cartera total y vencida para cada sistema bancario⁵. Para Colombia, Perú, México y Chile estos datos fueron obtenidos directamente de las hojas de balance de los sistemas bancarios de la Superintendencia Financiera de Colombia, Superintendencia de Banca y Seguros del Perú, Comisión Nacional Bancaria y de Valores de México, y Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile, respectivamente. Particularmente para Brasil solo se encontraron los datos correspondientes a la cartera total del sistema en el Banco Central do Brasil, por esta razón, el ICC proviene de la base de datos Financial Soundness Indicators del Fondo Monetario Internacional y de la World Development Indicator del Banco Mundial.

Cabe resaltar que los datos del PIB, necesarios para calcular la profundización financiera, se obtuvieron en cada uno de los bancos centrales de los países escogidos. Para Brasil y Perú estos datos se encontraban con una periodicidad mensual. Sin embargo, para Colombia, México y Chile se encontraban con una periodicidad trimestral, en aras de calcular el nivel de profundización financiera mensual, fue necesario realizar la mensualización de estos datos⁶. Ahora, con el propósito de evitar problemas de endogeneidad y el consecuente sesgo en los estimadores que esta conlleva, se aproximó el crecimiento de la actividad económica a través de la variación anual de los diferentes índices sintéticos calculados por cada país. Estos indicadores tienen como fin proporcionar una medida de la evolución de la actividad real de la economía en el corto plazo que se ajuste a la metodología utilizada en las cuentas nacionales trimestrales pero con la característica que estos índices son calculados con una periodicidad mensual.

En este sentido, para Colombia, Chile, México, Perú y Brasil se utilizó el Índice de Seguimiento a la Economía (ISE), el Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC), El Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE), el Índice del PIB y el Índice de Actividad Económica (IBC-Br), respectivamente⁷.

⁵ Debido a que en el periodo de estudio todos los sistemas financieros migraron de sus entandares de contabilidad local a las Normas Internacionales de la Información Financiera (NIIF), se debió modelar (si era necesario) el cambio estructural que esta modificación contable produjo en los datos.

⁶ La mensualización de estos datos se llevó a cabo a través de un método de interpolación cubica o Cubic Spline, ya que este proporciona un excelente ajuste polinómico a los puntos tabulados.

⁷ Particularmente para los casos de Brasil y Chile fue necesario realizar el empalme de los índices ya que estos no tenían una misma base para todo el periodo de estudio establecido en este documento. Cabe resaltar que todos los índices utilizados se encontraban en su versión desestacionalizada.

El grado o nivel de concentración del sistema financiero se midió a través del índice Herfindahl-Hirschman (IHH). Esencialmente, el IHH mide la concentración de un mercado, o en otras palabras, refleja la falta de competencia en este. A diferencia de otros indicadores de concentración, el IHH tiene en cuenta todas las entidades del sistema, asignándole una mayor ponderación a las entidades grandes en comparación con las más pequeñas (Amel et al. 2004). El IHH se calcula como la sumatoria de las participaciones en el mercado (w) de cada individuo al cuadrado, como se detalla a continuación:

$$IHH = \sum_{i=0}^N W_i^2 \quad 0 < IHH < 10.000$$

Entre más cercano a cero (0) esté el IHH, se infiere que el sistema está menos concentrado. Para la construcción del IHH se utilizaron los datos correspondientes a los activos por entidad para cada uno de los sistemas bancarios de cada país⁸ con una periodicidad mensual. Los datos para Colombia, Perú, México, Chile y Brasil se obtuvieron de las hojas de balance de la Superintendencia Financiera de Colombia, Superintendencia de Banca y Seguros del Perú, Comisión Nacional Bancaria y de Valores de México, Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile, y el Banco Central do Brasil, respectivamente.

Con el objeto de informar con mayor detalle el comportamiento de las variables descritas en esta sección, en el Anexo 1 se presentan las principales estadísticas descriptivas de las mismas.

3.2 Estimación

La estimación para responder a las dos problemáticas planteadas en este documento se realizó a través de la metodología de panel estático. Se ha escogido a los paneles de datos como metodología de análisis debido a su capacidad de capturar la heterogeneidad (observable o no) entre unidades de estudio, ya que ni las series temporales, ni los cortes transversales por sí solos son capaces de hacerlo. Por su parte, los paneles de datos modelan una muestra de datos correspondientes a agentes económicos (países, compañías, regiones, etc.) para un período determinado de tiempo, combinando de este modo datos con dimensiones estructurales y temporales.

Adicionalmente, el conjunto de observaciones disponibles en los paneles de datos es muy superior del que se dispondría si se realizara un análisis por individuo, lo que estadísticamente otorga un mayor número de grados de libertad, mitigando la probabilidad de problemas de multicolinealidad y en general mejorando la eficiencia de los estimadores obtenidos. Igualmente, los paneles de datos permiten realizar estimaciones consistentes con el modelo de efectos fijos permitiendo la existencia de una heterogeneidad individual no

⁸ Cabe resaltar que para el cálculo del IHH solo se tuvieron en cuenta las entidades que estuvieron presentes en el total del período escogido.

observada⁹ que puede correlacionarse con los regresores pero sin que necesariamente se dé la existencia de sesgo de variables omitidas o la introducción de variables instrumentales para corregirlo.

Cabe resaltar que a diferencia de los modelos de series temporales multivariadas, en los paneles de datos el orden en el que se añaden las variables al modelo no es importante a la hora de realizar la estimación, no obstante, si lo es la correcta elección de las variables de control. Ahora bien, si se pretende realizar una inferencia estadística válida a través de paneles de datos, se necesita controlar la posible correlación de los errores del modelo de regresión a lo largo del tiempo para un individuo dado.

Con el objeto de responder al problema planteado en este trabajo, en la especificación econométrica se debía modelar los ciclos de incremento o decremento de la política monetaria, con este fin se introduce una variable dicotómica ($\delta_{i,t}$) para cada uno de los individuos i , en cada uno de los periodos t . Esta variable asume un valor de uno (1) para los periodos de incremento de la tasa de política monetaria y, por consiguiente, cero (0) para los periodos de decrecimiento de ésta misma. En el Anexo 2 se describen los diferentes ciclos de la tasa de política monetaria para cada uno de los países.

En lo referente a la elección de los ciclos de la tasa de política monetaria, en el presente trabajo se define como un ciclo de incremento (decremento) a aquel periodo de tiempo en el que la tasa de referencia aumente (disminuya) respecto a la observación inmediatamente anterior. Se debe señalar que en el caso de tener el mismo valor para la tasa de política monetaria por más de un mes, se consideró este conjunto de observaciones como parte del ciclo inmediatamente anterior. Es decir, si se venía de un ciclo progresivo de incremento de la tasa de referencia y esta pasa a mantenerse igual por unos cuantos meses, estos datos son considerados parte del ciclo de incremento. También debe decirse que debido a la tendencia de los agentes a anticipar los cambios en la tasa de referencia (Cristiano-Botia et al. 2015), el inicio de un ciclo de incremento (decremento) se calcula a partir del mes anterior al cambio en la tasa de política.

Así las cosas, para estimar si existen asimetrías en la transmisión de la política monetaria en Latinoamérica, es decir, comprobar la presencia de un diferente grado de traspaso o ajuste por parte de las tasas de interés activas del sistema bancario ante periodos de aumentos y reducción de las tasas de referencia realizados por los bancos centrales, se incluyó la interacción (*Dasim*) entre la dummy correspondiente a los ciclos de incremento de la tasa de política monetaria y los valores de la tasa de referencia para cada uno de los países de la región. En consecuencia, es por medio de la significancia del coeficiente que acompaña a *Dasim* que se develará la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria. Pues, al ser significativa no habría evidencia estadística que permita inferir que la transmisión

⁹ La correcta modelación de esta heterogeneidad no observada es clave, en la medida en que cada país puede tener características propias que deben ser tenidas en cuenta, un ejemplo es el marco legal de origen francés que poseen los países estudiados (La Porta et al. 2003), como la regulación adoptada por cada uno.

de la política monetaria a las tasas de mercado del sistema bancario latinoamericano es la misma en los diferentes ciclos de la tasa de referencia.

Asimismo, con el objeto de modelar la adopción de Basilea II por parte de los sistemas bancarios de cada país, se incluyó una variable dicotómica ($\sigma_{i,t}$) para cada uno de los individuos i , en cada uno de los periodos t ; tomando el valor de uno (1) en el periodo en que el sistema bancario adopto Basilea II y cero (0) en cualquier otro caso. Ahora, en lo relativo a la adopción de los estándares internacionales de Basilea, éstos están compuestos por un paquete de recomendaciones sobre legislación y regulación bancaria emitidas por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea¹⁰. Se debe aclarar que el Comité no tiene autoridad alguna para imponer sus recomendaciones en lo referente al grado de adopción o en el tiempo en que ésta debe llevarse a cabo. Por lo tanto, los países que deciden adoptarlas lo hacen mediante la creación de leyes y regulaciones propias, y por ende, depende de la autonomía de cada país tanto en qué momento adopta las recomendaciones como la cantidad de estas que implementa.

En este trabajo se asumirá como adopción de regulación a la implementación de Basilea II. Este paquete de recomendaciones, publicado en junio de 2004, fue diseñado con el objetivo de mejorar la forma en que los requisitos de capital bancario regulatorio reflejan los riesgos subyacentes abordando así, más adecuadamente las innovaciones financieras que se habían producido en los últimos años. Los cambios contenidos en Basilea II apuntaban a recompensar y fomentar mejoras continuas en la medición y el control del riesgo, siempre y cuando se implementaran los modelos de riesgos contenidos en su cuerpo de recomendaciones (BIS, 2004). En este sentido, en este trabajo se consideró que un país adoptó e implementó Basilea II siempre y cuando haya cobijado estrictamente los modelos de gestión de riesgo de crédito contenidos en este.

En este orden de ideas, acorde a la Financial Stability Institute Survey (2015), fueron Colombia, Perú y México en 2010, y Brasil en 2009, los países que ya habían adoptado e implementado Basilea II en sentido estricto. Por su parte, Chile es el único país de la muestra que no ha adoptado este marco de recomendaciones en el periodo objeto de estudio bajo la norma establecida en este documento.

Con el propósito de identificar cómo la adopción de Basilea II impactó el grado de transmisión de la política monetaria en el canal del crédito bancario en la región, se incluyó la interacción (*Dbasel*) entre la dummy referente a la adopción de Basilea II y la tasa de referencia. A través de la significancia y el signo del coeficiente que acompañe a *Dbasel* se podrá inferir el impacto (marginal) que tuvo la implementación de este marco de recomendaciones en la transmisión de la política monetaria a las tasas de mercado del sistema bancario latinoamericano.

¹⁰ El Comité está compuesto por 45 miembros de 28 jurisdicciones, entre los que se cuenta a bancos centrales y autoridades con responsabilidad formal para la supervisión y regulación bancaria.

3.3 Especificación econométrica

Una vez realizadas las precisiones anteriores, a continuación se detalla la ecuación a estimar. Es importante resaltar que tras realizar las pruebas pertinentes y con el objeto de capturar la idiosincrasia propia para cada una de las economías de los países, el modelo se estimó mediante un panel de datos controlado por efectos fijos.

$$Int_{i,t} = \gamma_i + \gamma_2 Tpm_{i,t} + \gamma_3 Inf_{i,t} + \gamma_4 Prof_{i,t} + \gamma_5 ICC_{i,t} + \gamma_6 IHH_{i,t} + \gamma_7 Ciclo_{i,t} + \gamma_8 Dasim_{i,t} + \gamma_9 Dbasel_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_{it} &= \rho \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t} \\ i &= 1, 2, \dots, N \\ t &= 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

En la ecuación, $Int_{i,t}$ corresponde a las tasas de interés colocación nominales de corto plazo del sistema bancario, $Tpm_{i,t}$ a la tasa nominal de política monetaria, $Inf_{i,t}$ a la inflación, $Prof_{i,t}$ a la profundización financiera, $ICC_{i,t}$ al Índice de Calidad de Cartera, $IHH_{i,t}$ al índice Herfindahl-Hirschman, $Ciclo_{i,t}$ a la tasa de crecimiento de la actividad económica aproximado por los diferentes índices sintéticos, $Dasim_{i,t}$ a la dummy interactiva referente a la asimetría y $Dbasel_{i,t}$ a la dummy interactiva referente a la adopción de Basilea II.

Por último, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error, donde $\varepsilon_{i,t-1}$ se refiere al rezago de un periodo del error, $|\rho| < 1$ y $u_{i,t}$ es independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.). A continuación se harán ciertas precisiones sobre la estructura especificada para el error y sus implicaciones en la estimación. Cabe recordar que i hace referencia a cada uno de los países y t a cada periodo de tiempo (mes).

La literatura económica sugiere que los coeficientes γ_2 , γ_3 , y γ_7 deben tener signo positivo. Por su parte, los coeficientes γ_4 y γ_5 deben tener signo negativo, puesto que un aumento de la profundización financiera y de la estabilidad del sistema bancario (aproximado por el ICC) produce una reducción de las tasas de colocación. En cuanto al coeficiente (γ_8) que acompaña a $Dasim$, si este es significativo sería posible afirmar que si existen asimetrías en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica. Para finalizar, se espera que γ_9 (el coeficiente que se refiere al impacto de la adopción de Basilea en la transmisión de la política monetaria) sea significativo y positivo.

En seguida se detallan ciertas precisiones técnicas a través de las cuales se argumenta por qué la metodología que se utilizó era la más adecuada para abordar el problema planteado en este documento y por qué los resultados producto de la estimación son robustos en términos estadísticos.

Como se dijo anteriormente, si se pretende realizar una inferencia válida a través de la metodología de paneles estáticos es necesario controlar la posible correlación serial de los

errores del modelo de regresión a lo largo del tiempo para un individuo dado¹¹. En este sentido, considerando que la base de datos construida tiene una estructura de panel largo (*i* pequeño y $t \rightarrow \infty$), es decir, paneles con muchos periodos de tiempo (156 meses) para relativamente pocos individuos (5 países), se debía hallar un método de estimación que permitiera modelar las posibles correlaciones de los errores en el tiempo para cada individuo que suelen estar presentes en este tipo de paneles por su naturaleza¹².

Particularmente, cuando se pretende estimar paneles largos es común tratar con series temporales (como es el caso de este documento) y, por lo tanto, es posible suponer que la correlación de los errores disminuye con el tiempo, llevando a modelos con un error de tipo AR (1) (Baltagi, 2005; Cameron & Trivedi, 2005). Con el propósito de probar si este supuesto era válido para el panel de datos que se pretendía estimar, se aplicó la prueba de correlación serial de Wooldridge (2002). En efecto, los resultados de la prueba confirman la existencia de autocorrelación tipo AR(1) en los errores del panel de datos y, por consiguiente, fue necesario modelar este factor en la estimación (ver Anexo 3).

Otro importante aspecto técnico que considerar fue la utilización de un panel estático en vez de un panel dinámico, una metodología que en teoría resulta más robusta cuando se pretende modelar la dinámica intertemporal de las series. A la hora de descartar esta metodología se tuvieron en cuenta dos razones principalmente: (i) los paneles dinámicos suelen presentar ciertas deficiencias cuando el panel presenta una dimensión temporal larga en comparación con la dimensión individual (como es el caso del presente trabajo) y (ii) en la revisión de literatura no se encontró evidencia de ninguna aproximación que utilizará esta metodología.

Así las cosas, con el objetivo de descartar estadísticamente la utilización de un panel dinámico se realizó la prueba correspondiente. Sabiendo que el uso de panel dinámico causa problemas de inconsistencia a los estimadores de panel estándares (OLS, Efectos fijos-within, Efectos Aleatorios, entre otros), se debe recurrir a las metodologías de estimación en dos etapas (2SLS) o al Método Generalizado de Momentos (GMM) incluyendo adicionalmente la utilización de instrumentos para todas las variables que conforman el modelo en aras de solucionar el problema. Este tipo de estimación es denominada como Arellano–Bond estimator O Blundell Bond (Cameron & Trivedi, 2005). El inconveniente que presenta esta metodología con la utilización de un panel largo es que al no contar con una dimensión individual proporcional o suficientemente amplia respecto a la temporal suelen surgir más instrumentos de los necesarios y debe comprobarse que tan validos son estos para la estimación.

¹¹ Formalmente $Cov(U_{it}U_{is}) = \sigma_{ij} \neq 0, para t \neq s$.

¹² Acorde a la literatura, debido a la estructura del panel largo, es posible también que los errores estén correlacionados entre individuos (Cameron & Trivedi, 2005). Formalmente, $Cov(U_{it}U_{js}) \neq 0, para i \neq j$. No obstante, gracias a la naturaleza de las variables que componen la especificación, no ha se modelado este caso pues se considera que tanto la fijación de las tasas de mercado, como la tasa política monetaria es independiente para cada uno de los países entre sí.

En este sentido, con el fin de confirmar la validez de los instrumentos se realizó el Test de Sargan, cuya hipótesis nula valida las restricciones de sobre identificación. Esta prueba se aplicó a diferentes configuraciones de paneles dinámicos¹³ en aras de descartar el mayor número de casos posibles. Debido a que todas las especificaciones resultaron sobre identificadas, se confirmó la no validez estadística de los instrumentos, razón suficiente para optar por un panel estático (Ver Anexo 4).

En síntesis, acorde a la naturaleza de la base de datos, a lo sugerido por la literatura y a las pruebas estadísticas descritas anteriormente, el modelo estimado fue un panel estático con corrección de correlación serial tipo AR(1) en los errores y controlando por efectos fijos. Para poder estimar este modelo se usó la metodología Within de efectos fijos derivada por Baltagi and Wu (1999), ya que esta corrige la correlación serial de los errores de grado uno a través del procedimiento Prais–Winsten estimation generando errores robustos para paneles lineales. Una explicación formal de esta metodología se encuentra en el Anexo 5.

3.4 Ejercicio de robustez y comparación entre países

Ahora bien, gracias a la naturaleza de las variables que constituyen el panel construido se podría presentar que las perturbaciones obtenidas de la estimación sean heteroscedásticas y estén correlacionadas contemporáneamente entre individuos (Cameron & Trivedi, 2005), lo que no se estaría modelando con metodología principal. Por esta razón, como ejercicio de robustez, y con el fin de garantizar la validez de los resultados obtenidos con la metodología principal, se realizó una estimación adicional a través de la metodología de Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE, por su sigla en inglés). Beck y Katz (1995) demostraron que al momento de calcular los errores estándar y las estimaciones de varianza-covarianza, PCSE supone que las perturbaciones son por defecto heteroscedásticas y se correlacionan contemporáneamente entre individuos.

Así las cosas, la estimación del ejercicio de robustez, además de considerar los supuestos anteriormente nombrados, supone también la existencia de correlación serial AR(1) en los errores. Cabe resaltar que esta estimación también se controla por efectos fijos y la ecuación se especifica de la misma forma que en la metodología principal.

Por último, se utilizó la metodología llamada “Separate Regressions” para estimar el modelo Within de efectos fijos derivado por Baltagi and Wu (1999) para cada uno de los países con el objetivo de comparar los resultados obtenidos entre sí. Se debe señalar que bajo esta metodología los resultados obtenidos son completamente comparables y comparten todas las características de la estimación principal, ya que no son producto de regresiones lineales individuales, sino por el contrario, se utiliza el panel como punto de referencia para obtener las estimaciones para cada uno de los individuos. Adicionalmente, esta metodología también

¹³ Al referirse a distintas configuraciones se hace referencia a paneles dinámicos Arellano–Bond con diferentes números de rezagos o *lags* de la variable endógena como regresores del modelo. En el Anexo 4 se pueden ver los resultados estadísticos para cada una de las configuraciones.

ofrece la posibilidad de identificar cuál es la incidencia de cada una de las variables control en la formación de la tasa de interés del sistema bancario en cada uno de los países.

3.4.1 Índice de Transmisión Asimétrica de la Política Monetaria (ITAPM)

Por último, si se prueba la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria a las tasas de colocación en los sistemas bancarios de cada uno de los países, sería interesante examinar qué país es el que presenta mayor grado de asimetría dependiendo del tipo de ciclo monetario (incremento o decremento) en que se encuentre. Con el propósito de responder esta inquietud se diseñó el Índice de Transmisión Asimétrica de la Política Monetaria (ITAPM), este se calcula como el cociente de los valores absolutos de los coeficientes que acompañan a las variables *Dasim* y *Dasimd*, cabe resaltar que esta última variable se refiere a la interacción entre los valores de la tasa de referencia para cada uno de los países de la región y una dummy que toma los valores de uno (1) ante ciclos de decremento de la tasa de política monetaria y cero en cualquier otro caso.

En tal sentido, si el ITAPM es menor que uno, se puede inferir que el grado de transmisión de la política monetaria a las tasas activas del sistema bancario es mucho mayor en los periodos de expansión de la tasa de referencia. Consecuentemente, si el índice es mayor que uno sugiere que el grado de transmisión de la política monetaria a las tasas activas del sistema bancario es mucho mayor en los periodos de contracción de la política monetaria.

Dado que ya se presentaron las consideraciones metodológicas de las diferentes estimaciones realizadas del modelo, en la siguiente sección se exponen los resultados.

4. Resultados

4.1 Asimetrías de transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica

En líneas generales, de la estimación principal se puede inferir que sí existen asimetrías de transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica. Es decir, hay evidencia estadística que no rechaza la existencia de un distinto grado de traspaso o ajuste por parte de las tasas de interés activas del sistema bancario de la región ante periodos de aumentos y/o reducción de la tasa de política monetaria. Lo anterior se concluye gracias a la significancia estadística del coeficiente que acompaña a la variable *Dasim* en la estimación. En el Cuadro 1 se pueden observar los resultados de las estimaciones derivadas del estimador Within de efectos fijos derivado por Baltagi and Wu (1999).

Adicionalmente, los resultados sugieren que la adopción e implementación de las recomendaciones de Basilea II en lo referente a la gestión del riesgo de crédito, tiene un impacto marginal significativo sobre la transmisión de la política monetaria.

Cuadro 1 – Resultados de la estimación Within de efectos fijos derivado por Baltagi and Wu (1999).

Resultados (1)	
Variables Endógena: Tint	Metodología principal
Tpm	0,9343577*** (0,1047)
Dasim	-0,0458487*** (0,0177)
Dbasel	-0,1130837** (0,0611)
Inf	0,1185941* (0,0754)
Prof	-0,0801804** (0,0368)
ICC	-0,6032467** (0,1996)
IHH	0,00001 (0,0000)
Ciclo	0,0247139* (0,0188)
R-Squared	0,81
Obs- pergrupo	775
Observaciones	3875
Grupos	5
Prob. Conjunta F	0,000

(1) Errores estándar robustos en paréntesis.

*p<0,10 **p<0,05 ***p<0,01

Fuente: Elaboración Propia

De otro lado, las estimaciones resultantes del modelo principal permiten no rechazar una serie de supuestos teóricos realizados sobre las variables control en la determinación de las tasas de interés activas de corto plazo del sistema bancario de la región. En primer lugar, y como lo afirma la literatura, la tasa de referencia de política monetaria se constituye en el factor principal para la determinación de las tasas de interés activas del canal del crédito bancario de la región. En este orden de ideas, ante un aumento de un punto porcentual (pp) de la tasa de referencia, las tasas de interés de colocación aumentan en 93 pb.

En segundo lugar, los coeficientes que acompañan a la inflación y al crecimiento del ciclo económico también presentan los signos esperados y sugeridos por la literatura. No obstante, los resultados sugieren que las tasas de interés activas del sistema bancario de la región presentan una mayor sensibilidad ante cambios en la inflación que ante variaciones del ciclo económico. Lo anterior puede ser explicado en parte por los rezagos de la actividad productiva sobre variables claves (como la tasa de desempleo, expectativas de confianza de consumo, índices de confianza del productor, entre otras.) en la demanda de crédito por parte de los agentes o en la misma disponibilidad de información estadística.

Así las cosas, ante un aumento de un punto porcentual en la inflación, las tasas de interés de colocación aumentan en 11,8 pb; y ante un incremento de un punto porcentual en el crecimiento del ciclo económico estas aumentan en 2,4 pb.

Por su parte, el coeficiente que acompaña al ICC presenta el signo esperado y sugerido por la literatura. Este resultado sugiere que ante un sistema más estable, medida aproximada por el ICC, las tasas de interés activas suelen ser menores, pues el componente de riesgo inherente a estas disminuye o es más pequeño. Los resultados del modelo muestran que ante un aumento de un punto porcentual del ICC las tasas de interés activas disminuyen en 60,3 pb.

Ahora bien, en línea con lo supuesto en este documento y a lo sugerido por la literatura, el coeficiente estimado para la profundización financiera tiene el signo esperado. Este resultado muestra que ante un sistema crediticio más profundo las tasas de interés activas tienden a ser menores. Este resultado es congruente con la naturaleza de la cartera de crédito latinoamericana, pues su composición está concentrada (alrededor del 80%) básicamente por crédito comercial y de consumo, razón por la cual los incrementos del nivel de riesgo que supone un mayor nivel de profundización financiera y que son reflejados por carteras específicas como la de microcrédito (cuya participación oscila en alrededor del 3%), en la práctica, no son marginalmente importantes para la cartera total del sistema bancario.

Adicionalmente, la mayor integración internacional a la que el sistema financiero latinoamericano se ha expuesto en los últimos años ha incrementado la mayor oferta de crédito disponible para el público, por lo que las tasas de interés activas de la región han disminuido en aras de la competitividad, razón por la cual aumentos en la profundidad financiera deberían reflejar unas tasas de interés de colocación más bajas. Ahora, se debe señalar que los determinantes de las tasas de interés activas modelados en este documento tienen un carácter interno, por consiguiente, con el objetivo de verificar el efecto de la profundización financiera más rigurosamente, deberían modelarse también sus determinantes externos. Dado que esta es una variable control en la especificación del modelo esto no se realizó.

Por último, en lo que concierne a la concentración del mercado bancario, medida por el IHH, no es posible realizar inferencia alguna sobre el efecto que esta tiene en la formación de las tasas de interés activas de la región, pues el coeficiente que acompañaba al IHH resultó no significativo y su magnitud es depreciable en términos marginales.

4.2 Adopción e implementación del marco de recomendaciones de Basilea II

Como se mencionó anteriormente, los resultados de la estimación principal sugieren que la adopción e implementación de las recomendaciones de Basilea II en lo referente al riesgo de crédito, tiene un impacto marginal significativo sobre la transmisión de la política monetaria (ver cuadro 1). Sin embargo, contrario a lo esperado, el signo del coeficiente que acompaña a la variable *Dbasel* es negativo, de lo que se infiere que la adopción de Basilea II por parte

del sistema bancario ha traído consigo una disminución en la transmisión de la tasa de política monetaria a las tasas de interés activas de corto plazo del sistema bancario latinoamericano, negándose así la hipótesis expuesta en este documento.

Ahora bien, la literatura económica también alude sobre el impacto que tiene la adopción e implementación de los estándares de Basilea en la estabilidad del sistema financiero (Montoro & Rojas-Suarez, 2012). Recordando la definición de la variable *Dbasel*, se puede afirmar que los impactos de Basilea II a la estabilidad financiera del sistema bancario y sus posibles consecuencias en el nivel de asimetría no están siendo modelados por esta. Consecuentemente, es necesario relacionar la adopción de Basilea II y el comportamiento de la estabilidad financiera de la región para probar esta relación.

Con este propósito se estimó la misma especificación de la metodología principal, pero esta vez incluyendo una nueva variable llamada *Dbasel.e*, esta se define como la interacción entre la dummy que representa la adopción de Basilea II y el ICC. Teóricamente, se espera que el signo del coeficiente que acompaña a la variable *Dbasel.e* sea negativo, pues el impacto de Basilea II sobre la estabilidad financiera debería ser positivo, reduciendo las tasas de colocación de corto plazo del sistema bancario. Cabe aclarar que en esta estimación se excluyó la variable *Dbasel*.

Los resultados de la estimación muestran (ver Cuadro 2), como se esperaba, que el coeficiente que acompaña a la variable *Dbasel.e* tiene signo negativo y es significativo. Por su parte, las inferencias realizadas sobre las variables control en lo que respecta a signos e interpretaciones se mantienen (por supuesto las magnitudes varían). Cabe decir que los resultados reafirman la presencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria en la Latinoamérica.

Cuadro 2 – Resultados de la estimación Within de efectos fijos derivado por Baltagi and Wu (1999) con la inclusión de *Dbasel.e*

Resultados (1)	
Variables Endógena: Tint	Metodología principal
Tpm	0,9000777*** (0,1041)
Dasim	-0,0458607*** (0,0177)
Dbasel.e	-0,0046093* (0,0042)
Inf	0,1222552* (0,0757)
Prof	-0,0853513** (0,0368)
ICC	-0,5937519*** (0,1999)
IHH	0,00001

	(0,0000)
Ciclo	0,02433
	(0,0188)
R-Squared	0,87
Obs- pergrupo	775
Observaciones	3875
Grupos	5
Prob. Conjunta F	0,000

(1) Errores estándar robustos en paréntesis.

*p<0,10 **p<0,05 ***p<0,01

Fuente: Elaboración Propia

Los resultados de la estimación sugieren que la adopción de Basilea II tuvo una incidencia positiva en la estabilidad del sistema bancario de la región. Más específicamente, la adopción e implementación de Basilea II incremento el impacto marginal del ICC sobre la formación de las tasas de interés activas de la región en 0,46 pb.

En resumen, si bien no se halló evidencia estadística que permitiera afirmar que la adopción de Basilea II tuvo una incidencia positiva en la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés activas del sistema bancario. Los resultados sugieren que la implementación de Basilea II si tiene un impacto positivo sobre la estabilidad del sistema financiero, por lo que la cuota de riesgo inherente a las tasas de colocación disminuye haciendo que estas respondan más a incentivos de la tasa de referencia.

4.3 Ejercicio de robustez y comparación entre países

En lo que concierne al ejercicio de robustez, los resultados derivados de su estimación corroboran el resultado obtenido del modelo principal¹⁴, es decir, confirma la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario en Latinoamérica y validan la hipótesis planteada en este documento. En el Cuadro 3 se puede observar los resultados producto del ejercicio de robustez.

En cuanto a los impactos de las variables control sobre la determinación de las tasas de interés del sistema bancario, los resultados obtenidos mantienen la inferencia conseguida a través de la metodología principal en relación a los efectos generados por la inflación y la variación del ciclo de la economía. Sin embargo, este último deja de ser significativo en la determinación de las tasas de interés activas del sistema bancario de la región. Así pues, ante un aumento de un punto porcentual en la inflación, las tasas de interés de colocación aumentan en 7,9 pb; y ante un incremento de un punto porcentual en el crecimiento del ciclo económico estas aumentan en 1,8 pb.

¹⁴ Sin embargo, la magnitud de los estimadores obtenida en los ejercicios de robustez, sugiere que el impacto marginal de la tasa de referencia de política monetaria sobre las tasas de colocación es más que proporcional.

Cuadro 3 – Resultados del ejercicio de robustez

Variables Endógena: Tint	Ejercicio de robustez con <i>D</i> basel	Ejercicio de robustez con <i>D</i> basel. e
Tpm	1,233739*** (0,1247)	1,18121*** (0,1273)
Dasim	-0,0597804** (0,0285)	-0,0602783** (0,0286)
Dbasel	-0,2457507*** (0,0932)	-0,0093045** (0,0039)
Inf	0,0796193* (0,0815)	0,0799728* (0,0821)
Prof	-0,141925*** (0,0378)	-0,1616678*** (0,0381)
ICC	-0,4851759** (0,1972)	-0,4590875** (0,2004)
IHH	0,00000 (0,0000)	0,00000 (0,0000)
Ciclo	0,01855 (0,0234)	0,01845 (0,0236)
R-Squared	0,82	0,79
Obs- pergrupo	780	780
Observaciones	3900	3900
Grupos	5	5
Prob. Conjunta F	0,000	0,000

(1) Errores estándar robustos en paréntesis.

*p<0,10 **p<0,05 ***p<0,01

Fuente: Elaboración Propia

Por otra parte, aunque en menor magnitud, el ejercicio de robustez valida el resultado obtenido en la metodología principal sobre el ICC y su relación con las tasas de interés de colocación del sistema bancario latinoamericano. Los resultados del modelo muestran que ante un aumento de un punto porcentual del ICC las tasas de interés activas disminuyen en 48,5 pb.

En lo que respecta a la concentración del mercado bancario, aproximada por el IHH, el ejercicio de robustez confirma, en línea con la estimación principal, que el coeficiente que acompañaba a esta variable no resulta significativo, luego, no es posible realizar interpretación alguna sobre el efecto que esta tiene en la formación de las tasas de interés activas de la región.

Finalmente, la estimación realizada para cada uno de los países de la región arrojó evidencia estadística por medio de la que se confirma la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario para cada caso particular. Por otra parte, debido a que las regresiones estimadas son comparables entre sí, es posible deducir qué

variables control tienen una importancia relativa mayor o menor en la formación de las tasas de interés activas del sistema bancario de determinado país.

Los resultados del Cuadro 3 sugieren que la tasa de política monetaria -al igual que en el agregado de la región- constituye el principal determinante en la formación de las tasas de interés activas del sistema bancario de cada país. Este hecho confirma la utilización de la tasa de interés de corto plazo como instrumento de política monetaria por parte de los Bancos Centrales en un marco de Inflación Objetivo.

En lo que concierne a las variables control, después de la tasa de referencia, es la inflación la que constituye el factor ante el cual las tasas de interés activas del sistema bancario chileno son más sensibles. Asimismo, es el sistema bancario chileno el más sensible de la región ante cambios de la estabilidad financiera por lo que le resulta imperativo para las autoridades monetarias de este país realizar un riguroso seguimiento a la evolución de esta variable.

Cuadro 3 – Resultados de la estimación

País	Variables ⁽¹⁾							
	Tpm	Dasim	Dbasel	Inf	Prof	ICC	IHH	Ciclo
Brasil	1,20 (0,330)	-0,05 (0,040)	-0,14 (0,130)	0,08 (0,350)	-0,10 (0,120)	0,30 (0,730)	0,00 (0,000)	0,07 (0,060)
Chile	0,97 (0,160)	-0,14 (0,070)	0,00 (0,000)	0,10 (0,100)	-0,08 (0,030)	-0,86 (0,310)	0,00 (0,000)	0,01 (0,050)
Colombia	0,98 (0,110)	-0,04 (0,020)	0,01 (0,090)	0,06 (0,100)	-0,01 (0,040)	-0,46 (0,180)	0,00 (0,000)	-0,06 (0,030)
Perú	0,48 (0,140)	0,00 (0,040)	-0,40 (0,180)	-0,02 (0,070)	-0,23 (0,060)	0,08 (0,330)	0,00 (0,000)	0,01 (0,010)
México	1,12 (0,060)	0,01 (0,010)	0,02 (0,040)	0,08 (0,060)	0,09 (0,050)	-0,40 (0,140)	0,00 (0,000)	-0,02 (0,020)

(1) Errores estándar robustos en paréntesis.

Fuente: Elaboración Propia

Por su parte, la profundización financiera tiene un impacto negativo en la formación de las tasas de colocación, exhibiendo el mismo efecto a nivel individual como en el agregado para la región. En este sentido, las tasas de interés activas del sistema bancario peruano son las que presentan mayor sensibilidad ante cambios en el nivel de la profundización financiera.

En cuanto a la adopción de Basilea II, en Colombia y México se observa la incidencia positiva y significativa vaticinada por la literatura, donde a partir de la adopción e implementación de los marcos de recomendaciones regulatorias hay un mayor grado de transmisión de la tasa de política monetaria a las tasas de interés en 1pb y 2pb, respectivamente. En el caso de Chile el impacto marginal es cero, debido a que este país no ha adoptado Basilea II al menos en lo referente a la gestión del riesgo de crédito. En lo que respecta al IHH, este no parece tener ninguna incidencia estadística para ninguno de los sistemas bancarios de los diferentes países, robusteciendo los resultados obtenidos para el agregado de la región.

Por otra parte, también se realizó para el ejercicio de robustez la estimación con la inclusión de la variable *Dbase.l.e* (ver sección 4.2). Los resultados sugieren, en línea con la estimación principal, que tras la adopción e implementación de Basilea II por parte de los sistemas bancarios de Colombia y Brasil hubo un incremento del impacto marginal del ICC sobre la formación de las tasas de interés activas de 0,098 pb y 1,483 pb, respectivamente.

4.3.1 Índice de Transmisión Asimétrica de la Política Monetaria (ITAPM)

Para finalizar, dado que estadísticamente existen asimetrías de transmisión en los sistemas bancarios de cada uno de los países, se realizó el cálculo del ITAPM. Los resultados (Ver Cuadro 4) muestran que en Latinoamérica las asimetrías de transmisión de la política monetaria a las tasas de colocación del sistema bancario se dan en un mayor grado en los periodos de expansión de la tasa de referencia.

Es decir, las tasas activas de corto plazo del sistema bancario latinoamericano presentan una mayor sensibilidad al aumento de la tasa de referencia de política monetaria en comparación con los periodos de reducción. Igualmente, el ITAPM refleja que Brasil, Colombia y Perú presentan el mismo comportamiento que Latinoamérica, siendo el sistema bancario peruano el que presenta el mayor grado de asimetría en los periodos de expansión de la tasa de referencia.

Por el contrario, el ITAPM alude que las tasas de colocación de los sistemas bancarios de Chile y México presentan, difiriendo del comportamiento regional, un mayor grado de traspaso ante periodos de reducción de la tasa de referencia de política monetaria. En esta línea, es el sistema bancario chileno el que presenta mayor grado de asimetría en los periodos de contracción de la tasa de referencia.

Cuadro 4 – Índice de Transmisión Asimétrica de la Política Monetaria (ITAPM)

País	Variables(1)		ITAPM*
	Dasim	Dasimd	
Brasil	0,03 (0,040)	0,02 (0,040)	0,80
Chile	0,11 (0,070)	0,13 (0,070)	1,18
Colombia	0,05 (0,020)	0,02 (0,030)	0,54
Perú	0,06 (0,040)	0,02 (0,040)	0,43
México	0,01 (0,010)	0,01 (0,020)	1,07
Latam	-0,05	0,04	0,94

(0,018)

(0,018)

(1) Errores estándar robustos en paréntesis y coeficientes en valor absoluto.

* ITAPM = Dasimd/Dasim

Fuente: Elaboración Propia.

5. Conclusiones y consideraciones finales

El propósito de este documento radicó en indagar sobre la existencia de asimetrías en la transmisión de la política monetaria entre los periodos de expansión y contracción de la tasa de interés de referencia de los bancos centrales a las tasas de interés de colocación de corto plazo del sistema bancario latinoamericano. Por otro lado, se pretendía probar si la adopción e implementación de los modelos de gestión de riesgo crediticio del marco de recomendaciones regulatorias bancarias de Basilea II tenía una incidencia positiva en la transmisión de la política monetaria al canal de crédito bancario de la región.

Los resultados permiten concluir, como se esperaba, que la hipótesis planteada en este documento se cumple, es decir, existen asimetrías en la transmisión de la política monetaria al canal del crédito bancario de la región. Debido a la importancia que tiene la política monetaria (junto con la fiscal y la financiera) en la contribución a que un crecimiento económico siga una senda estable y, por lo tanto, a la consecución de la estabilidad macroeconómica de un país, el resultado obtenido en este trabajo es relevante para el diseñador de política, pues le da luces sobre cómo las decisiones de política monetaria en sus ciclos de expansión y contracción afectan diferencialmente a las tasas de interés de corto plazo del mercado bancario, y consecuentemente, a la demanda agregada y al producto de la economía.

Adicionalmente, también se encontró evidencia estadística que permite concluir que la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria es un resultado extensible tanto para el grueso de la región como para cada uno de los países a nivel individual. Cabe resaltar que los resultados obtenidos tanto a nivel agregado como individualmente son comparables, pues todos los países que conforman la muestra cuentan con autoridades monetarias (Bancos Centrales) totalmente autónomos e independientes y que además han adoptado Inflación Objetivo como la estrategia para fijar sus objetivos monetarios y, por lo tanto, a la tasa de referencia de corto plazo como instrumento de política monetaria.

En cuanto a la adopción e implementación de Basilea II, se encontraron dos hechos importantes. En primer lugar, los resultados sugieren que si bien la adopción e implementación de las recomendaciones regulatorias incide significativamente sobre la transmisión de la tasa de referencia, su efecto, contrario a lo predicho por la hipótesis realizada en este documento, es negativo. Ahora bien, es importante resaltar que esta conclusión tiene ciertas limitantes, pues como se mencionó en la descripción metodológica para este trabajo se asumió que la adopción e implementación de Basilea II por parte de un país se referiría exclusivamente a la instauración rigurosa de los modelos de gestión de riesgo

de estos marcos de recomendaciones. No obstante, bajo esta norma se podría estar subestimando el nivel de convergencia a los estándares de regulación bancaria de la región, ya que países como Chile, que no ha adoptado Basilea II acorde a este documento, bajo otras reglas de clasificación si lo harían, hecho que podría cambiar ciertas conclusiones obtenidas en este artículo.

En segundo lugar, al estimar el efecto de Basilea II en la estabilidad financiera del sistema bancario a nivel regional, los resultados sugieren que la instauración de las recomendaciones regulatorias de Basilea II en lo que respecta a la gestión de riesgo de crédito, impacta positiva y significativamente la estabilidad financiera de la región. Es decir, al implementar Basilea II la región experimentó un aumento de la estabilidad financiera del sistema bancario originando que el componente o tasa de riesgo que inherente a la tasa de colocación disminuyera, haciendo que estas sean más sensibles ante estímulos de la tasa de referencia de política monetaria.

Finalmente, los resultados del ITAPM muestran que las asimetrías de transmisión de la tasa de referencia a las tasas de colocación del sistema bancario de la región se dan en mayor grado en periodos de expansión de la política monetaria.

Una futura agenda de investigación podría basarse en el estudio de la existencia de asimetrías de transmisión de la política monetaria hacia tasas de mercado de largo plazo. Asimismo, sería interesante modelar la formación de las tasas pasivas o de captación y por modalidad de crédito, extendiendo el alcance del estudio realizado en este documento. Por otra parte, debido al surgimiento de Basilea III, se podría estudiar cómo serán los efectos de implementar este marco de recomendaciones no solo en términos de gestión de riesgo sino también de solvencia, liquidez y adecuación de capital sobre la transmisión de la política monetaria a las diferentes tasas comerciales una vez todos los países de la región hayan migrado a este nuevo marco.

Referencias bibliográficas

- Admati, A. R., DeMarzo, P. M., Hellwig, M. F., & Paul, P. (2010). Fallacies, irrelevant facts and myths in the discussion of capital regulation: Why bank equity is not expensive. Working paper. Stanford University.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1995). The Political Economy of Budget Deficits. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 42(1), 1-31.
- Alvarez, Fernando, Lucas, Robert y Weber, Warren. (2001). "Interest Rates and Inflation" (in *Recent Advances in Monetary-Policy Rules*). *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association. pp. 219-225.
- Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial Contagion. *Journal of Political Economy*. <http://doi.org/10.1086/262109>
- Amel, D., Barnes, C., Panetta, F., & Salleo, C. (2004). Consolidation and efficiency in the financial sector: a review of the international evidence. *Journal of Banking & Finance*, (10). 2493.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. Vasa. John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England.
- Baltagi, B. H., and P. X. Wu. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances. *Econometric Theory* 15: 814–823.
- Ball, Laurence M., N. Gregory Mankiw y David H. Romer (1988). "The New Keynesian Economics and the Output Inflation Tradeoff", *Brookings Papers on Economic Activity*, no 1, pp. 1-82.
- Bart, Richard., (2000). *El Marco de la Política Monetaria*. Fondo Monetario Internacional.
- Beck, N., & Katz, J. (1995). What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review*, 89(3), 634-647.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R. (2007). Bank concentration and fragility. Impact and mechanics. In *The risks of financial institutions* (pp. 193-234). University of Chicago Press.
- Bernanke, B. S. (1993). Credit in the Macroeconomy. *Federal Reserve Bureau of New York Quarterly Review*.

- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, 78(2), 435–439.
- Ben, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black box: the credit channel of monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341-1393
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Stata Press Books, 5, 706.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea. (2004). Aplicación de Basilea II: aspectos prácticos. Banco de Pagos Internacionales.
- Blinder, A., & Solow, R. (1974). Does fiscal policy matter? *Journal of Public Economics*, vol. 2, issue 4, 319-337
- Borio, C. E. V., & Fritz, W. (1995). The response of short-term bank lending rates to policy rates: a cross-country perspective. *BIS Working Papers*.
- Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the Financial System and Financial Stability Issues and Policy Options. *BIS Papers*, 1(1), 1–57.
- Borio, C., & Zhu, H. (2008). Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: a Missing Link in the Transmission Mechanism? December 2008. *BIS Working Papers*, 8(268), 1–45.
- Boyd, J. & De Nicoló, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *Journal of Finance* (60), 1329–1343.
- Caballero, R., & Pindyck, R. (1996). Uncertainty, Investment, and Industry Evolution. *International Economic Review*, 37(3), 641-662.
- Cottarelli, C., Kourelis, A., (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy, vol. 41. *Staff Papers of International Monetary Fund*, Washington D.C., 587-623.
- Creel, J., Hubert, P., & Labondance, F. (2015). Financial stability and economic performance. *Economic Modelling*, 48, 25-40.
- Cristiano-botia, D., Gomez-gonzalez, J. E., González-molano, E., Huertas-campos, C., & Huertas-campos, C. (2015). Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero Colombiano. Núm. 874.

- De Bondt, Gabe, 2002. "Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level," Working Paper Series 0136, European Central Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (2002). Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation. *Journal of monetary economics*, 49(7), 1373-1406.
- Financial Stability Institute. (2015). FSI Survey: Basel II, 2.5 and III Implementation. *Bank for International Settlements*, (July), 69.
- Gigineishvili, N., (2011). Determinants of interest rate pass-through: do macroeconomic conditions and financial market structure matter? vol 11. Working Papers of International Monetary Fund, Washington D.C.
- Gopalan, S., Rajan, R.S., (2015). Does foreign bank entry affect monetary policy effectiveness? Exploring the interest rate pass-through channel. Working Paper No. 6 of Institute for Emerging Market Studies (IEMS) and Institute for Advanced Study (IAS), The Hong Kong University of Science and Technology.
- Hannan, T., & Berger, an. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *The American Economic Review*, 81(4), 938–945.
- Hamann, F., Hernández, R., Silva, L., & Tenjo, F. (2013). Credit pro-cyclicality and bank balance sheet in Colombia. Colombia: Banco de la República.
- Heenan, G., Marcel P., & Scott R., (2006). Implementing Inflation Targeting: Institutional Arrangements, Target Design, and Communication. IMF Working Paper 06/278 (Washington: International Monetary Fund).
- Hellmann, T., Murdock, K. & Stiglitz, J. (2000). Liberalization, moral hazard in banking and prudential regulation: are capital requirements enough? *American Economic Review* (90), 147–165.
- Huertas, C. a, Olarte, S., Jail, M., & Romero, J. V. (2005). Algunas Consideraciones sobre el Canal del Crédito y la Transmisión de Tasas de Interés en Colombia., 38.
- Jalil, M., Mahadeva, L., (2008). Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Colombia. Banco de la República de Colombia. Bogotá, Colombia.
- Kaminsky, G., & Reinhart, C. (1999). The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-Of-Payments Problems. *The American Economic Review*, 89(3), 473-500.
- Keeley, M. (1990). Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review* (80), 1183–1200.

- King, R.G. & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship, and growth: theory and evidence. *Journal of Monetary Economics* 32, 513-542.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. (2003). *What works in securities laws?* Harvard University mimeo.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review* 88, 537-558.
- Leroy, A., Lucotte, Y., (2016). Structural and cyclical determinants of bank interest rate pass-through in Eurozone. *Compar. Econ. Stud.* 58, 196–225.
- Loayza, N., & Schmidt-Hebbel, K. (2002). Monetary policy functions and transmission mechanisms: an overview. *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, 1–20.
- Miles, D., Yang, J., & Marcheggiano, G. (2011). Optimal bank capital. Bank of England discussion paper. External MPC Unit
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, 9(4), 3–10.
- Mishkin, F. S. (2004). Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries? NBER Working Paper 10646 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- Mishra, P., Montiel, P.J., Spilimbergo, A., (2010). Monetary transmission in low income countries. *IMF Econ. Rev.* 60, 270–302, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Montoro, C., & Rojas-Suarez, L. (2012). *Credit in times of stress: lessons from Latin America.* BIS Quarterly Review September.
- Neumark, D. & Sharpe, S. A. (1992). Market structure and the nature of price rigidity: Evidence from the market for consumer deposits. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657–680.
- Perera, A., & Wickramanayake, J. (2016). Determinants of commercial bank retail interest rate adjustments: Evidence from a panel data model. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 45, 1–20.
- Romero, J. V. (2015). Calidad de la cartera y ciclo económico: algunos hechos estilizados en Colombia. BBVA Research. Observatorio Económico Colombia 1–13.
- Sander, H. & Kleimeier, S. (2002). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates in the euro area: An empirical investigation into interest rate pass-through. *Kredit und Kapital*, 35(2), 161–192.

- Sander, H., Kleimeier, S., (2006). Convergence of interest rate pass-through in a wider euro zone? *Econ. Syst.* 30, 405–423.
- Scholnick, B. (1999). Interest rate asymmetries in long-term loan and deposit markets. *Journal of Financial Services Research*, 16(1), 5–26.
- Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71, 393–410.
- Taylor, J. B. (1979), “Staggered Wage Setting In A Macro Model”, *American Economic Review*, vol. 69, pp. 108-13 (Papers & Proceedings).
- Taylor, J. B. (2009). The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong. National Bureau of Economic Research. No. w14631.
- Tenjo, F., López, E., & Zárate, H. (2015). Riesgo de crédito y la transmisión de la política monetaria en Colombia, 21.
- Wooldrige, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*.
- World Bank. (1997). *Private Capital in Developing Countries: The Road to Financial Integration*. World Bank.

Anexos

En este inciso se presentan los anexos del documento. En primer lugar, se exponen las estadísticas descriptivas correspondientes a las variables que conforman el modelo estimado. En seguida se describen los diferentes ciclos de política monetaria para los países que integran la muestra. En el tercer y cuarto anexo se detallan las pruebas estadísticas realizadas al modelo. Por último, se deriva formalmente la metodología de estimación utilizada.

Anexo 1. Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
Tasas de interés	20,74	17,00	3,18	79,06	780
Repo	6,31	3,84	0,50	19,75	780
Inflación	4,23	2,01	-2,27	10,84	780
Ciclo (PIB)	4,61	3,31	-8,28	16,24	780
ICC	97,30	0,96	92,56	99,25	780
Profundización	35,39	20,87	11,45	91,22	780
IHH	1365,15	448,82	625,75	2448,77	780

Fuente: Elaboración propia

Anexo 2. Ciclos de la política monetaria

País	Periodo de incremento	Periodo de decremento
Brasil	septiembre 2002 - julio 2003	agosto 2003 - septiembre 2004
	octubre 2004 - agosto 2005	septiembre 2005 - marzo 2008
	abril 2008 - enero 2009	febrero 2009 - marzo 2010
	abril 2010 - agosto 2011	septiembre 2011 - febrero 2013
	marzo 2013 - septiembre 2016	octubre 2016 - diciembre 2016
Chile	agosto 2004 - diciembre 2006	enero 2002 - julio 2004
	junio 2007 - diciembre 2008	enero 2007 - mayo 2007
	mayo 2010 - diciembre 2011	enero 2009 - abril 2010
	septiembre 2015 - diciembre 2016	enero 2012 - agosto 2015
Colombia	abril 2006 - noviembre 2008	febrero 2004 - marzo 2006
	febrero 2011 - junio 2012	diciembre 2008 - enero 2011
	abril 2014 - noviembre 2016	julio 2012 - marzo 2014
México	septiembre 2003 - mayo 2005	abril 2003 - agosto 2003
	octubre 2007 - diciembre 2008	junio 2005 - septiembre 2007
	noviembre 2015 - diciembre 2016	enero 2009 - octubre 2015

Perú	julio 2004 - enero 2009	diciembre 2002 - junio 2004
	abril 2010 - octubre 2013	febrero 2009 - marzo 2010
	agosto 2015 - diciembre 2016	diciembre 2013 - julio 2015

Fuente: Elaboración propia

Anexo 3. Prueba de correlación serial de Wooldridge

Test de Correlación serial para panel de datos. Wooldridge.	
F(1,4)	31,439
Prob>F	0,0050

H0: No hay correlación serial de primer orden AR(1)

Fuente: Elaboración propia

En la prueba de correlación serial de Wooldrige (2002), la hipótesis nula de la prueba sostiene que no existe correlación serial de primer orden o AR(1). Dado que el p-value o probabilidad de la prueba es menor que 1%, es posible rechazar la hipótesis nula, por lo tanto, hay evidencia estadística que permite inferir que existe correlación serial de primer orden AR(1).

Anexo 4. Test de Sargan

Test de Sargan (Sobre identificación)			
Lags(#)	1	2	3
Chi2(ins)	688,17	700,87	698,06
Ins	458	456	453
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000

Fuente: Elaboración propia

En el Test de Sargan se establece como hipótesis nula que las restricciones de sobre identificación son válidas. En la prueba el número que acompaña a la expresión Chi2 hace referencia a la cantidad de instrumentos que exceden a los necesarios (en la tabla Ins). Para dar un poco más de robustez al ejercicio, se estimaron tres modelos dinámicos variando la cantidad de rezagos (lags) de la variable endógena y aplicando el test a cada una de las estimaciones. En todos los casos el p-value o probabilidad fue menor que 1%, luego se rechaza la hipótesis nula, y por lo tanto, hay evidencia estadística que sugiere que los

instrumentos no son válidos por problemas de identificación. Razón por la cual se optó por la estimación mediante el uso de un panel estático.

Anexo 5 – Derivación formal de la metodología

La metodología utilizada para estimar el modelo fue el Estimador Within de efectos fijos derivado por Baltagi and Wu (1999), como se mencionó en el texto este tipo de estimación corrige la correlación serial AR(1) de los errores a través del procedimiento Prais–Winsten estimation. Se examinará primero el modelo de efectos fijos. El enfoque básico es común a todos los modelos de efectos fijos, como se observa en la ecuación (1).

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + v_i + \varepsilon_{it} \quad \text{donde} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; \quad N < T \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$$

Los v_i se tratan como parámetros “molestos”. Por lo tanto, se transforma la ecuación (1) de forma tal que se eliminen estos parámetros “molestos” y se obtiene los parámetros de interés en una forma estimable.

$$y_{it,ij} - \bar{y}_i = (\bar{x}_{it,ij} - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it,ij} - \bar{\varepsilon}_i \quad (2)$$

Donde,

$$\bar{y}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{it,ij} \quad \bar{x}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} x_{it,ij} \quad \bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{it,ij}$$

Después de la transformación, (2) se define como un modelo lineal AR(1). A partir de la ecuación (2) es posible estimar ρ . Para hacerlo es necesario utilizar el método de Prais–Winsten estimation, el cual es una modificación de la estimación Cochrane-Orcutt diferenciándose en el hecho en que no se pierde la primera observación. La transformación Cochrane-Orcutt se define como se expresa a continuación.

$$(y_t - \rho y_{t-1}) = \alpha(1 - \rho) + \beta(x_t - x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para $t = 1, 2, \dots, T$, el procedimiento de Prais-Winsten realiza una transformación razonable para $t = 1$ de la siguiente forma:

$$\sqrt{1 - \rho^2} y_1 = \sqrt{1 - \rho^2} \alpha + (\sqrt{1 - \rho^2} x_1) \beta + \sqrt{1 - \rho^2} \varepsilon_1 \quad (4)$$

Así las cosas, ya es posible estimar la ecuación 4 a través de mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Ya teniendo un estimador de ρ , Baltagi y Wu (1999) obtienen una transformación de los datos mediante la cual eliminan el componente AR(1). Su $C_i(\rho)$ se puede escribir como:

$$y_{it,ij}^* = \begin{cases} (1 - \rho^2)^{1/2} y_{it,ij} & \text{if } t_{ij} = 1 \\ (1 - \rho^2)^{1/2} \left\{ y_{it,ij} \frac{1}{1 - \rho^{(t_{ij}-t_{i,j-1})^{1/2}} - y_{i,t,j-1} \frac{\rho^{(t_{ij}-t_{i,j-1})}}{1 - \rho^{(t_{ij}-t_{i,j-1})^{1/2}}} \right\} & \text{if } t_{ij} > 1 \end{cases}$$

El uso de la transformación análoga en las variables independientes genera datos transformados sin el componente AR(1). La realización de OLS simple en los datos transformados deja atrás los residuos ε^* . Por último, se muestra como se obtiene el Estimador Within de efectos fijos.

Para obtener el estimador Within, se deben transformar los datos que provienen del paso anterior, es decir, la transformación AR(1). Para que la transformación Within elimine los efectos fijos, se descarta la primera observación de cada panel. Específicamente,

$$\begin{aligned} \check{y}_{it_{ij}} &= y_{it_{ij}}^* - \bar{y}_i^* + \bar{\bar{y}}^* & \forall j > 1 \\ \check{x}_{it_{ij}} &= x_{it_{ij}}^* - \bar{x}_i^* + \bar{\bar{x}}^* & \forall j > 1 \\ \check{\varepsilon}_{it_{ij}} &= \varepsilon_{it_{ij}}^* - \bar{\varepsilon}_i^* + \bar{\bar{\varepsilon}}^* & \forall j > 1 \end{aligned}$$

Donde,

$$\bar{y}_i^* = \frac{\sum_{j=2}^{n_i-1} y_{it_{ij}}^*}{n_i - 1}$$

$$\bar{\bar{y}}^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=2}^{n_i-1} y_{it_{ij}}^*}{\sum_{i=1}^N n_i - 1}$$

$$\bar{x}_i^* = \frac{\sum_{j=2}^{n_i-1} x_{it_{ij}}^*}{n_i - 1}$$

$$\bar{\bar{x}}^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=2}^{n_i-1} x_{it_{ij}}^*}{\sum_{i=1}^N n_i - 1}$$

$$\bar{\varepsilon}_i^* = \frac{\sum_{j=2}^{n_i-1} \varepsilon_{it_{ij}}^*}{n_i - 1}$$

$$\bar{\bar{\varepsilon}}^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=2}^{n_i-1} \varepsilon_{it_{ij}}^*}{\sum_{i=1}^N n_i - 1}$$

Por último, el estimador Within de efectos fijos se obtiene mediante OLS aplicado en la siguiente ecuación:

$$\check{y}_{it_{ij}} = \alpha + \check{x}_{it_{ij}} \beta + \check{\varepsilon}_{it_{ij}}$$