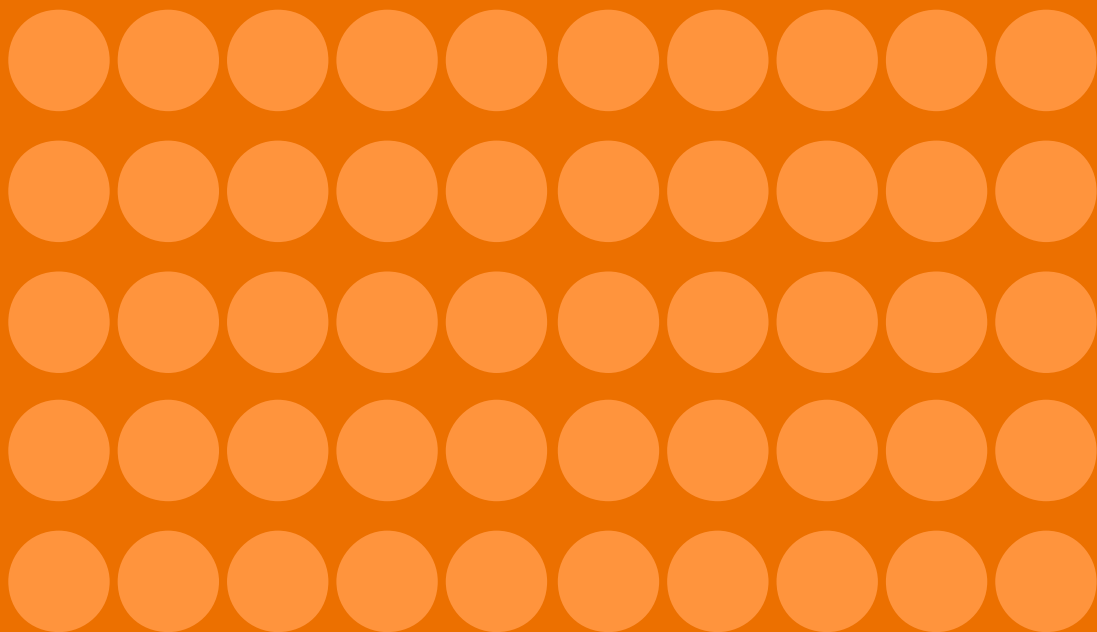



Bruno Martins
Ricardo Schechtman

**Valoración de préstamos luego de una medida
macroprudencial intrasectorial de capital**
Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2013

**Loan Pricing Following a Macroprudential
Within-sector Capital Measure**
Central Bank Award Rodrigo Gómez, 2013





Valoración
de préstamos luego
de una medida
macroprudencial
intrasectorial
de capital



Bruno Martins
Ricardo Schechtman

*Valoración de préstamos
luego de una medida
macroprudencial
intrasectorial
de capital*

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2013

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

2015

Primera edición, 2015

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2015
Durango 54, colonia Roma Norte, delegación Cuauhtémoc,
06700 México D. F., México
Derechos reservados conforme a la ley
ISBN 978-607-7734-59-8
Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico



Índice

Presentación	xi
Acerca de los autores	xii
1 Introducción	1
2 Metodología	13
3 Caracterización de datos y muestras	21
4 Resultados	29
5 Conclusión	49
Bibliografía	53

PRESENTACIÓN

En septiembre de 1970 los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos, con el fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, quien fuera director general del Banco de México de 1952 a 1970, establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que sean de interés para los bancos centrales de la región. El CEMLA se complace en publicar el trabajo *Valoración de préstamos luego de una medida macroprudencial intrasectorial de capital*, de Bruno Martins y Ricardo Schechtman, el cual obtuvo el Premio de Banca Central Rodrigo Gómez edición 2013.

En este documento se analizan las consecuencias de los diferenciales en los préstamos por una medida macroprudencial intrasectorial de capital en Brasil. Debido a inquietudes relacionadas con lo que podría haber sido una expansión demasiado rápida y desequilibrada en el sector de los préstamos para automóviles, se aumentó el requerimiento de capital regulatorio aplicado a los préstamos para automóviles con ciertos vencimientos a largo plazo y con altas relaciones de préstamo a valor. Nuestros resultados muestran que, después de aplicarse la medida regulatoria, los bancos brasileños aumentaron los diferenciales que se cobraron a el mismo prestatario en préstamos similares para automóviles, cuyas ponderaciones normativas de riesgo se habían incrementado. En comparación con el conjunto de préstamos no objetivo, el aumento fue de por lo menos un 13%. Por

otro lado, no hay pruebas sólidas sobre el aumento de los diferenciales de los préstamos cuyas ponderaciones de riesgo no se alteraron. Por último, este documento muestra que el retiro posterior de la medida de capital regulatorio también se asocia con diferenciales menores que se cobraron a los préstamos para automóviles cuyas ponderaciones de riesgo habían disminuido. No obstante, esta reducción en los diferenciales fue menor en términos relativos en comparación con el aumento original.

Al editar en español e inglés esta investigación, el CEMLA espera contribuir al estudio de la aplicación de medidas macroprudenciales y sus efectos en el sector bancario y financiero en general.

ACERCA DE LOS AUTORES

Bruno Martins y Ricardo Schechtman son investigadores del Banco Central do Brasil. Sus correos de contacto son: <bruno.martins@bcb.gov.br>, <ricardo.schechtman@bcb.gov.br>. Los autores agradecen a Henri Fraise, Eduardo Lima, Walter Novaes, Tony Takeda, los participantes en el taller del Comité de Basilea sobre Bank Regulation and Liquidity Risk in a Global Financial System: A Workshop on Applied Banking Research, y en los seminarios del departamento de investigación del Banco Central do Brasil por todos los comentarios y sugerencias. También agradecemos a Jaime Gregorio y a Simone Hirakawa (Departamento de Supervisión Indirecta) por su ayuda con la recopilación y el análisis de datos. Las opiniones que se expresan en el documento son de los autores y no reflejan necesariamente aquellas del Banco Central do Brasil.



1

Introducción

Después de la crisis financiera internacional de 2007-2008, los responsables de políticas comenzaron a formular una regulación financiera con una nueva dimensión macroprudencial. Una herramienta macroprudencial importante que se puso en la mesa de debate aborda los requisitos de capital anticíclicos que impulsan a los requisitos de capital durante los periodos de auge y proporciona amortiguadores adicionales que se consumen en los declives. Los objetivos de esta herramienta son aumentar la capacidad de recuperación del sector bancario ante declives futuros y actuar contra el ciclo de crédito. El amortiguador de capital anticíclico de Basilea III es un ejemplo de una herramienta de este tipo (BCBS, 2010b). De forma más reciente, también se ha debatido la política de variar los requisitos de capital únicamente sobre préstamos a los sectores que podrían tener una expansión excepcional, y se ha puesto en práctica en algunos países (CGFS, 2012). Dichos requisitos sectoriales de capital se enfocan en los riesgos relativos resultantes de esa aparente euforia, y por lo tanto, tratan de contrarrestar dicho préstamo específico.

La experiencia del mercado de préstamos para automóviles en Brasil durante los años 2009 y 2010 es un ejemplo de evolución sectorial que generó inquietudes de carácter prudencial. La rápida expansión del crédito por nuevos préstamos para automóviles, acompañada de la extensión de los plazos de los préstamos, una mayor relación de préstamo a valor (LTV) y, al mismo tiempo, la disminución de los diferenciales (ver las gráficas 3, 4, 5 y 6) naturalmente

provocó preocupación. El origen subyacente de esos movimientos quizá se podría remontar a los mayores incentivos para tomar riesgos impulsados por la abundante liquidez que se transmitió hacia los mercados de crédito brasileños a través de los flujos de capital internacionales (Silva y Harris, 2012). En su caso, el efecto específico de esa liquidez en el sector de préstamos para automóviles podría estar relacionado con un entorno de feroz competencia en conjunto con una percepción de las oportunidades del arbitraje regulatorio. Para hacer frente a las inquietudes sobre la formación de desequilibrios, el 3 de diciembre de 2010 se estableció en Brasil una nueva normatividad sobre el capital bancario, con un formato similar a los requerimientos de capital sectorial, pero no exactamente el mismo (BCB, 2010). El requerimiento de capital se aumentó para objetivos específicos del sector de consumo de préstamos para automóviles. Dichos objetivos eran los nuevos préstamos con vencimientos más largos y relaciones de préstamo a valor mayores. De forma más específica, las ponderaciones de riesgo se duplicaron y pasaron del 75% al 150%, para el universo de los préstamos para automóviles que se presenta en el cuadro 1.¹ Los préstamos para automóviles restantes no sufrieron ningún aumento del requerimiento capital y continuaron siendo ponderados al 75%.² Dicha política de requerimiento de capital intrasectorial fue en buena medida inesperada para los participantes en el mercado, ya que fue el primer instrumento macroprudencial basado en el capital que se implantó en Brasil.

Como se puede ver, en diciembre de 2010 hubo una fuerte contracción en el volumen mensual de nuevos préstamos para automóviles, con una estabilización parcial a partir de ese momento, y un claro retroceso de las trayectorias de plazos y la relación de préstamo a

¹ En Brasil, el cargo de capital para cada exposición al riesgo de crédito actualmente se encuentra en un 11% multiplicado por su ponderación de riesgo. El enfoque de los modelos internos de riesgo de crédito aún no se ha adoptado en Brasil.

² El capital adicional necesario para los préstamos otorgados después de 3 diciembre de 2010 debía estar disponible el 1 de julio de 2011. Aunque los bancos tuvieron alrededor de siete meses para ajustar sus reacciones, la respuesta en precio fue inmediata, como lo indica el párrafo siguiente.

Cuadro 1**UNIVERSO DE LOS PRÉSTAMOS OBJETIVO DEL NUEVO REGLAMENTO**

Vencimiento (meses)	(24-36]	(36-48]	(48-60]	>60
Préstamo a valor (%)	>80	>70	>60	Todos

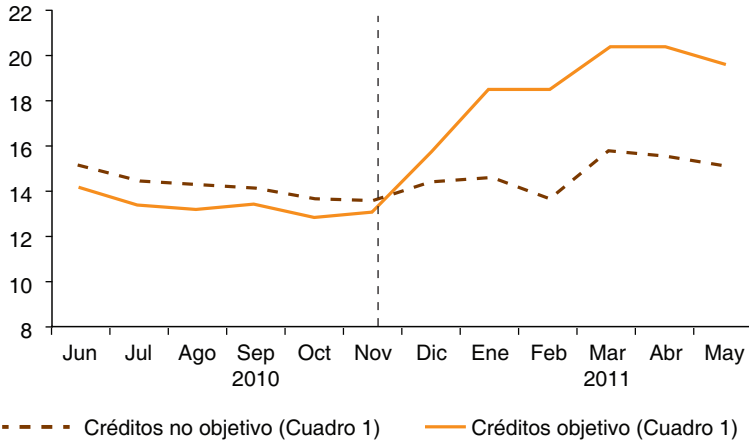
valor, las cuales muestran una tendencia a la reducción después de diciembre. En las gráficas 1 y 2 se muestra el comportamiento de los diferenciales de préstamos y los volúmenes de crédito, tanto si los préstamos eran objetivo de la nueva regulación como si no lo eran. En la gráfica 1, advertimos en diciembre de 2010 un fuerte aumento en los diferenciales de nuevos préstamos objetivo comparados con los nuevos préstamos que no eran el objetivo. Eso sería compatible con el hecho de que los bancos pasaron la mayoría de sus mayores costos de financiamiento derivados de mayores requerimientos de capital a los préstamos objetivo.³ También téngase en cuenta que en la gráfica 2 el crédito total para los préstamos objetivo disminuyó drásticamente desde diciembre de 2010 hasta marzo de 2011, mientras que el total de los créditos para los préstamos no objetivo mantuvo un moderado patrón de aumento desde junio de 2010 durante la mayor parte del periodo. Por lo tanto, el movimiento de los préstamos objetivo, con un aumento en los diferenciales y una reducción en los volúmenes, es probable que fuera impulsado por la oferta.

El reglamento se cambió nuevamente el 11 de noviembre de 2011, al derogarse la mayoría de los aumentos anteriores de la ponderación de riesgo para los préstamos para automóviles (BCB, 2011). De forma más específica, los préstamos para automóviles afectados previamente que cumplen con los criterios del cuadro 2 (un subconjunto estricto del cuadro 1) regresaron a la ponderación del

³ La gráfica 1 se calcula con base en un universo ligeramente diferente de préstamos para automóviles de aquel subyacente en el cálculo de la gráfica 6. Por lo tanto, los niveles de los diferenciales de los préstamos no son exactamente los mismos entre las gráficas.

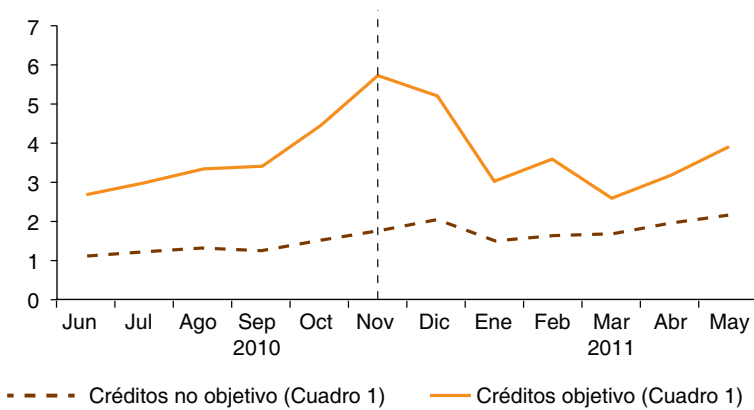
Gráfica 1

DIFERENCIAL AGREGADO A LOS NUEVOS CRÉDITOS PARA AUTOMÓVILES
(promedio mensual en porcentaje)



Gráfica 2

CRÉDITO TOTAL EN NUEVOS PRÉSTAMOS PARA AUTOMÓVILES
(miles de millones de reales)



Cuadro 2**UNIVERSO DE PRÉSTAMOS OBJETIVO SEGÚN LA MODIFICACIÓN
EN LA REGULACIÓN**

Plazo (meses)	(24-36]	(36-48]	(48-60]
Préstamo a valor (%)	>80	>70	>60

75%. Los préstamos para automóviles con plazos mayores a 60 meses conservaron una ponderación de riesgos alta, del 150%, y los préstamos para automóviles con vencimientos menores a 24 meses conservaron una ponderación de riesgo baja, del 75%.⁴ Por el contrario, las gráficas 3, 4 y 5 no muestran ningún cambio marcado en las trayectorias del crédito total de los nuevos préstamos para automóviles, sus plazos o su razones de préstamo a valor alrededor del momento del cambio regulatorio en noviembre de 2011. Por otro lado, la gráfica 7 muestra una reducción, después de enero de 2012, en la brecha en los diferenciales entre los nuevos préstamos objetivo de la modificación regulatoria y los nuevos préstamos no objetivo. Esto sería compatible con el hecho de que los bancos transmiten a los préstamos objetivo la mayoría de sus costos menores de financiamiento derivados de requerimientos menores de capital.⁵

La conjetura de una relación causal entre requerimientos mayores de capital y diferenciales mayores de préstamos bancarios involucra el siguiente mecanismo de transmisión. En primer lugar, los requerimientos de capital aumentan el objetivo óptimo para los coeficientes de capital de los bancos (por ejemplo, Berróspide y Edge, 2009; Francis y Osborne, 2009).⁶ La necesidad de constituir

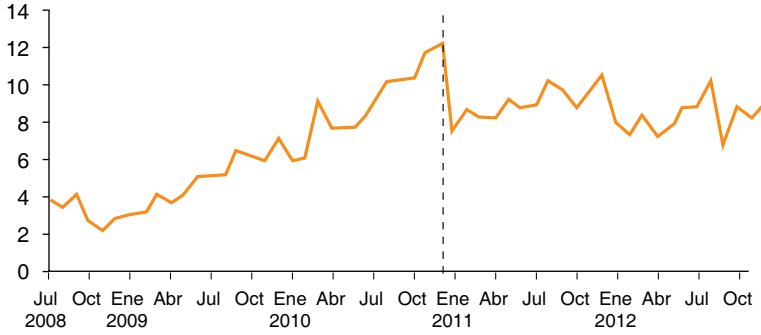
⁴ Las ponderaciones de riesgo también modificaron los préstamos de crédito al consumo, en función de sus plazos.

⁵ Entonces, el hecho de que el diferencial promedio de los préstamos no objetivo aumentara durante este periodo se relaciona con una mayor materialización del riesgo de crédito de préstamos para automóviles. Sin embargo, más importante es el hecho de que el diferencial promedio de los préstamos objetivo no ha seguido la misma tendencia.

⁶ Esto no significa que los bancos tengan *ex ante* un capital real igual a los requerimientos mínimos de capital, sino simplemente que los requerimientos de capital son restricciones vinculantes sobre las decisiones de capital de los bancos.

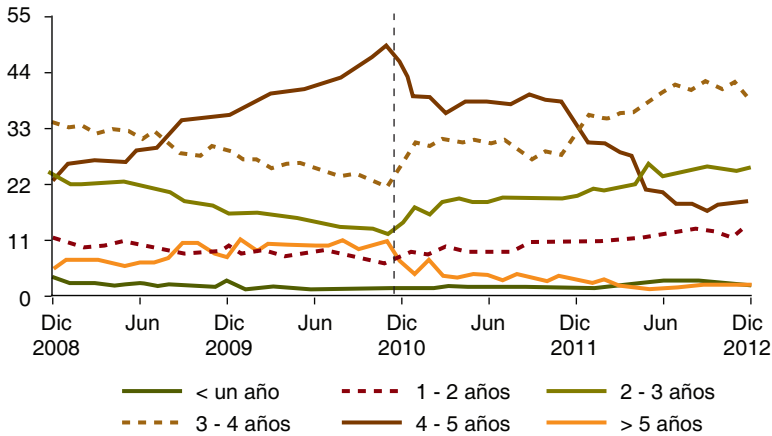
Gráfica 3

CRÉDITO POR NUEVOS PRÉSTAMOS PARA AUTOS
(miles de millones de reales)



Gráfica 4

NUEVOS PRÉSTAMOS A PLAZO PARA AUTOMÓVILES
(participación en porcentaje)

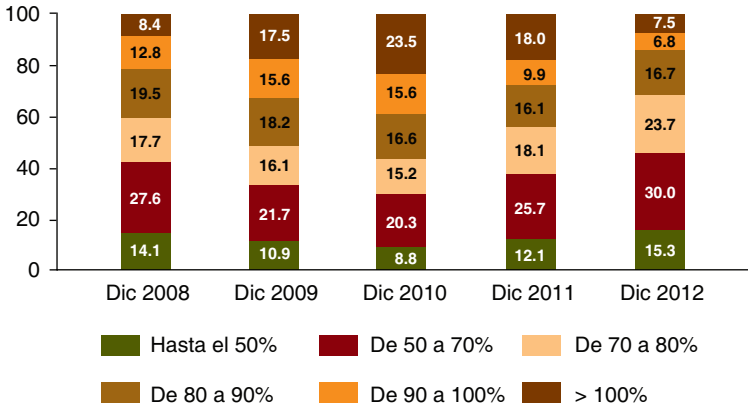


más capital se puede lograr con diferenciales mayores en los préstamos. Además, la mayor posición (futura) de capital aumenta los costos de financiamiento de los bancos debido a la presencia de fricciones financieras (por ejemplo: Admati, 2011), que se traspasan

Gráfica 5

NUEVOS PRÉSTAMOS PARA AUTOMÓVILES POR RELACIÓN PRÉSTAMO-VALOR

(participación en porcentaje)



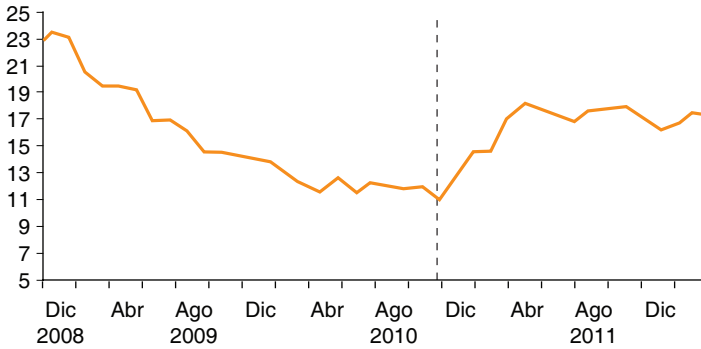
a los diferenciales de préstamos.⁷ Sin embargo, la verdadera intensidad de estas fricciones financieras y, por lo tanto, el aumento en los diferenciales de los préstamos de los bancos, es un asunto de debate importante en los textos recientes sobre la regulación del capital bancario (ver: BCBS, 2010a; Kashyap *et al.*, 2010; Miles *et al.*, 2013). Este documento contribuye a este debate proporcionando nuevas pruebas de los efectos relevantes sobre los diferenciales de los préstamos de los aumentos en los requerimientos de capital.

De forma más concreta, la principal aportación de este documento consiste en examinar las consecuencias en los diferenciales de los préstamos de la nueva medida macroprudencial intrasectorial

⁷ Además de transmitir este costo mayor a los prestatarios mediante aumentos en los diferenciales de los préstamos, los bancos también podrían adoptar otras estrategias, tales como recortes en los gastos operativos por medio de aumentos de la productividad, pero estos podrían ser viables sólo a mediano y largo plazos. Mayores requerimientos de capital también pueden implicar un mayor racionamiento del crédito por parte de los bancos.

Gráfica 6

DIFERENCIAL DE PRÉSTAMO, DICIEMBRE DE 2008 A FEBRERO DE 2012
(promedio mensual en porcentaje)



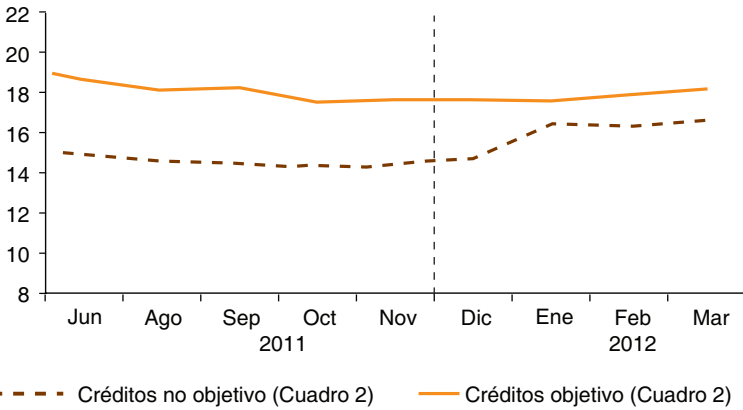
de capital descrita arriba.⁸ El hecho de que la regulación sólo se haya enfocado en una parte del sector de los préstamos para automóviles naturalmente plantea la pregunta de cómo cambiaron los diferenciales de los préstamos objetivo con relación a aquellos de los no objetivo. Si los bancos establecen un precio para cada préstamo en función de su costo de financiamiento marginal, entonces, luego de la implantación de una nueva regulación, los bancos aumentarán el diferencial de los préstamos objetivo más que el de aquellos no lo son. El análisis gráfico anterior sugiere que este es el caso y tal hipótesis se investiga econométricamente en las siguientes secciones. Esta investigación se lleva a cabo con la salvedad de que el conjunto de los préstamos no objetivo no es un grupo de control perfecto para examinar el aumento de capital, en tanto que también pudo ser afectado indirectamente por la medida macroprudencial. La emigración de la demanda de préstamos objetivo a los préstamos no objetivo (el tradicional efecto de

⁸ Las variaciones en los tamaños, los plazos y la LTV de los préstamos otorgados, así como variaciones más generales en la composición del riesgo de las carteras bancarias (cambio de riesgo) no se analizan de forma directa en este documento.

Gráfica 7

DIFERENCIAL DE PRÉSTAMO, JULIO DE 2011 A MARZO DE 2012

(promedio mensual en porcentaje)



sustitución) podría aumentar el diferencial de los préstamos a los que no se dirige la regulación. También es posible que los bancos compensen parcialmente el aumento de capital de los préstamos objetivo incrementando el diferencial de los préstamos no objetivo. Regresaremos a estas cuestiones cuando analicemos nuestros resultados.

En este documento se presenta bibliografía empírica que examina los efectos de los choques de capital bancario sobre los préstamos bancarios. Dichos documentos afrontan el reto de desligar la oferta de los efectos de la demanda. De hecho, las condiciones económicas pobres pueden producir pérdidas bancarias, disminución del capital bancario y, al mismo tiempo, generar menos préstamos y de menor monto, debido a las pocas oportunidades de conceder préstamos. Una manera de hacer frente a este reto es utilizar *experimentos naturales* en los que el choque al capital no tenga relación con las oportunidades de préstamos. Peek y Rosengreen (1997) y Houston *et al.* (1997) son ejemplos de este enfoque, en el que los choques de capital y la oferta afectada ocurren en diferentes partes

de la casa matriz del banco.⁹ Aiyar *et al.* (2012) y Jiménez *et al.* (2012) también son ejemplos de ese enfoque, pero se centran en cuáles son los choques de capital que derivan de cambios específicos de la regulación. Sin embargo, las acciones reguladoras todavía pueden ser parcialmente endógenas a las características de los préstamos bancarios; por lo tanto, estos dos estudios, intentan tomar en cuenta la variación entre bancos de la demanda de crédito.

Una forma de controlar los efectos de la demanda es el uso de datos por préstamo e incluir efectos fijos (por ejemplo, Jiménez *et al.*, 2012). En este documento se hace uso de un cambio regulatorio en el capital y los efectos fijos sobre los datos por préstamo para tomar en cuenta variaciones no observadas en la demanda de los préstamos. Tenga en cuenta que los efectos fijos son de particular importancia cuando se analizan los requerimientos intrasectoriales de capital, ya que la emigración de la demanda claramente puede cambiar las características no observables del prestatario de los grupos de préstamos objetivo y no objetivo dentro de cada banco. Por último, es importante mencionar que, a diferencia de la mayor parte de la bibliografía sobre capital bancario (ver Aiyar *et al.*, 2012, Jiménez *et al.*, 2012), nuestro objetivo se centra en los precios en lugar de las cantidades. En este sentido, este documento también habla de los textos empíricos sobre los cambios en las políticas para fijar los precios de los préstamos. En particular, en términos de metodología, este documento se acerca a Santos (2011), quien investigó el comportamiento corporativo de fijación de precios de los préstamos de los bancos de EUA tras la crisis *subprime*.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta y aborda la metodología, en la sección 3 se describen y se caracterizan los datos, mientras que en la cuarta sección se presentan y se discuten los resultados. La sección 5 aborda la conclusión.

⁹ En el caso de Peek y Rosengreem (1997), también ocurren en diferentes países.



2

Metodología

La siguiente ecuación explica el diferencial (*Diferencial_préstamo_{i,b,l,t}*) cobrado al prestatario *i* por el banco *b* para el nuevo préstamo para automóviles *l* en el tiempo *t*.

$$1 \log(\text{Diferencial_préstamo}_{i,b,l,t}) = c + \gamma \cdot \text{Préstamo objetivo}(\text{cuadro_1})_i + \alpha \cdot \text{Nueva regulación}_t + \beta \cdot \text{Nueva regulación}_t \times \text{Préstamo objetivo}(\text{cuadro_1})_i + \text{Controles bancarios}_{b,t-1} + \text{Controles de préstamos}_i + \text{Controles del tiempo}_t + \text{Efecto fijo}_{i,b} + \text{Término de error}_{i,b,l,t},$$

donde *Nueva regulación_t* = 1 después del 3 de diciembre de 2010 y 0 antes; *Préstamo objetivo(cuadro_1)_i* = 1 si el nuevo préstamo 1 concuerda con el criterio del cuadro 1 y 0 de lo contrario.

El coeficiente β es el parámetro de mayor interés en la ecuación 1. Mide el efecto relativo en el aumento del capital regulatorio sobre el diferencial cobrado a los préstamos para automóviles a los que se aplicaron las ponderaciones de riesgo más altas en comparación que los préstamos no objetivo. Si los bancos establecen un precio a cada préstamo en función principalmente de su costo de financiamiento marginal, entonces, luego de la nueva regulación, los bancos aumentarán sobre todo el diferencial de los préstamos objetivo (cuadro 1), es decir, $\beta > 0$. Además, debido a que la reducción de la oferta de crédito para los préstamos para automóviles objetivo de la medida (ahora con mayores ponderaciones de riesgo) ayuda a los bancos a hacer frente a mayores requerimientos generales de

capital de mejor manera de lo que lo haría la reducción correspondiente en los préstamos para automóviles no objetivo, prevemos que los bancos, luego de la nueva regulación, aumenten el diferencial de los préstamos objetivo más que de los préstamos no objetivo, lo cual lleva de nuevo a $\beta > 0$. La variable *Nueva regulación* registra los factores totales que afectan los diferenciales de los préstamos a lo largo del tiempo de la misma manera para todos los préstamos para automóviles, independientemente de si cumplen los criterios del cuadro 1. Por otro lado, alguna transferencia de los mayores costos totales de financiamiento bancario a los préstamos no objetivo y la emigración de la demanda desde los préstamos objetivo a los préstamos no objetivo luego de la nueva regulación (el efecto de sustitución tradicional) también pueden producir incrementos en el diferencial de los préstamos no objetivo, lo cual también sería congruente con un signo positivo de α ¹⁰. En otras palabras, los préstamos fuera de los criterios del cuadro 1 también se pueden afectar indirectamente. Sin embargo, una identificación precisa de estos efectos mediante el coeficiente α no es factible en la ecuación 1, ya que no hay un grupo de control para el conjunto de los préstamos no objetivo.

Diferencial_préstamo se calcula como la diferencia entre la tasa del préstamo y la tasa de interés base brasileña (SELIC diaria). Usamos el logaritmo del diferencial ($P_{diferencial} = \log(\text{Préstamo diferencial})$) como nuestra variable dependiente. Los controles bancarios constituyen indicadores de la posición financiera del banco, el riesgo bancario y la eficiencia bancaria. Incluyen el coeficiente de capital a activos (*Capital*), el logaritmo de los activos totales (*Lactivos*), la tenencia de efectivo y valores negociables sobre activos totales (*Liquidez*), las reservas bancarias sobre el total de activos (*Reservas*), cartera vencida de préstamos para automóviles (*Cvencida*) y

¹⁰ Estos factores también podrían reducir el efecto original para los préstamos objetivo, pero, debido a que los préstamos objetivo y no objetivo no son sustitutos perfectos, la expectativa de $\beta > 0$ permanece sin cambios. Por último, tenga en cuenta que en la ecuación 1 *Préstamo objetivo* toma en cuenta las diferencias discretas entre los grupos de préstamos objetivo y no objetivo, mientras que los controles de préstamos se ocupan de las diferencias continuas entre los dos grupos.

el rendimiento de los activos (*ROA*), entre otros. Las variables ficticias del tiempo (una para cada mes) registran la fase del ciclo económico y las tendencias seculares. El conjunto de los controles de los préstamos incluye el logaritmo del monto de préstamo (*Lmonto*), el logaritmo de plazo del préstamo (*Lplazo*) y la relación préstamo a valor (*LTV*). Los préstamos mayores o más largos, o préstamos con garantía relativa menor, pueden representar un mayor riesgo de crédito, de manera que el efecto de estas variables sobre los diferenciales de los préstamos podría ser positivo. Por otro lado, estos controles de préstamos se determinan conjuntamente con los diferenciales de los préstamos y también reflejan características de la demanda de crédito. Por ejemplo, los préstamos más caros se pueden asociar con una demanda menor de cantidades mayores y una preferencia por plazos más cortos, de modo que también se pueden encontrar signos negativos. Calculamos nuestros modelos con controles de préstamos y sin ellos.¹¹

De forma similar, la variable *Préstamo objetivo* se podría determinar de modo conjunto con los diferenciales de los préstamos y también refleja las decisiones de los prestatarios. Sin embargo, esto se encuentra en el centro del análisis y no tendría sentido calcular la ecuación 1 sin ella. Para abordar las inquietudes sobre la influencia de su endogeneidad (y, una vez más, de los controles de los préstamos) en nuestros cálculos adoptamos un enfoque de préstamo equiparado. Esto significa que, cuando se lleva a cabo la transformación del efecto fijo, además sólo consideramos los préstamos para automóviles con plazos, montos y *LTV* similares o que, por lo menos, se ajusten a todos o a ninguno de los criterios del cuadro 1 (sin emigración). Tenga en cuenta que este enfoque es equivalente a añadir una dimensión de tipo de préstamo a los efectos fijos de la ecuación 1. Por último, como control adicional de fiabilidad, los préstamos equiparados sólo se toman en cuenta si están lo suficientemente cerca en el tiempo, con el fin de relegar a los prestatarios cuyas características podrían variar mucho durante el periodo analizado.

¹¹ Tenga en cuenta que, debido a que sólo se consideran los nuevos préstamos, no existe la opción de utilizar los rezagos de las variables de los préstamos como instrumentos.

La modificación del capital regulatorio que se implantó a finales de 2011 canceló la mayoría de los aumentos anteriores de la ponderación de riesgo de los préstamos para automóviles. Naturalmente, esto plantea la pregunta de si los diferenciales de los préstamos objetivo de la modificación regulatoria disminuyeron en comparación con los préstamos cuyas ponderaciones de riesgo se mantuvieron sin cambios. De ser así, también sería natural preguntar si esta disminución relativa del diferencial ha sido similar en magnitud al aumento relativo original del diferencial, cuando se introdujo la nueva regulación. Esta es una cuestión importante con relación al debate sobre si las medidas macroprudenciales podrían tener efectos asimétricos con respecto a sus aplicaciones y sus repliegues. Se ha adoptado la ecuación 2, a continuación, para investigar las consecuencias sobre los diferenciales de la modificación regulatoria.

$$2 \quad \log(\text{Préstamo_diferencial}_{i,b,t}) = c + \zeta \cdot \text{Préstamo objetivo}(\text{cuadro_1})_i + \gamma \cdot \text{Préstamo objetivo}(\text{cuadro_2})_i + \alpha \cdot \text{Modificación regulatoria}_t + \beta \cdot \text{Modificación regulatoria}_t \times \text{Préstamo objetivo}(\text{cuadro_2})_i + \text{Controles bancarios}_{b,t-1} + \text{Controles de préstamos}_i + \text{Controles del tiempo}_t + \text{Efecto fijo prestatario-banco}_{i,b} + \text{Término de error}_{i,b,t}$$

donde la *Modificación regulatoria*_t = 1 después del 11 de noviembre de 2011 y 0 en caso contrario; *Préstamo objetivo(cuadro_j)*_i = 1 si el préstamo 1 concuerda con el criterio del cuadro *j* y 0 de lo contrario, *j* = 1, 2.¹²

La modificación regulatoria sólo reduce las ponderaciones de riesgo de los préstamos que cumplen con los criterios mencionados en el cuadro 2; por lo tanto, se espera que estos préstamos se vean afectados por la mayor parte de las consecuencias de la modificación regulatoria, dado que sus diferenciales disminuyeron. El efecto

¹² Tenga en cuenta que la variable *Préstamo objetivo(cuadro_2)* toma en cuenta en la ecuación 2 las diferencias discretas entre los préstamos que tuvieron reducción en las ponderaciones de riesgo y otros, mientras que *Préstamo objetivo(cuadro_1)* considera los préstamos que tienen ponderaciones de riesgo mayores antes del cambio regulatorio.

relativo de esta disminución con respecto a los préstamos que han conservado las mismas ponderaciones de riesgo se registra en el coeficiente β , por lo que esperamos un signo negativo. Más aún, la magnitud de este coeficiente β se puede comprar con la magnitud del cálculo análogo de β en la ecuación 1. Esto se debe al hecho de que, inmediatamente antes de la modificación regulatoria, el efecto del aumento de capital original en diciembre de 2010 probablemente ya se habría mitigado parcialmente (debido, por ejemplo, a efectos de sustitución), la comparación de los valores β (la diferencia en diferencias de los diferenciales) entre las dos regulaciones parece ser la forma correcta para comparar su eficacia. A su vez, el coeficiente α , de forma similar al que se comentó con relación a la ecuación 1, podría capturar una transferencia parcial de la reducción de los costos totales de financiamiento bancario al conjunto de los préstamos no objetivo, así como los efectos de sustitución relacionados con la emigración de la demanda de los préstamos no afectados hacia el grupo de préstamos cuyas ponderaciones de riesgo han disminuido. Estos dos efectos serían compatibles con un signo negativo de α . No obstante, como se mencionó antes, es difícil desligar con nuestros datos aquellos efectos de los factores totales que afectan a los diferenciales de los préstamos en el tiempo y que no están relacionados con el cambio regulatorio.



3

Caracterización de datos y muestras

Las fuentes de datos para este proyecto provienen del Registro de Crédito Público brasileño (SCR: Sistema de Información Crediticia) y la base de datos de contabilidad de las instituciones financieras brasileñas (COSIF); ambas son propiedad del Banco Central de Brasil y las gestiona. El primero proporciona información sobre las tasas de interés de préstamos y los controles de préstamos, mientras el último proporciona información sobre la mayoría de los controles bancarios. La muestra que se utiliza para el cálculo de la ecuación 1 incluye nuevos préstamos para automóviles otorgados en el periodo que abarca de junio de 2010 a mayo de 2011, mientras que el cálculo de la ecuación 2 incluye una muestra similar de julio de 2011 a marzo de 2012.¹³ Trabajamos con datos mensuales.

El SCR es un enorme acervo de datos de todos los préstamos superiores a 5,000 BRL (cinco mil reales) formado por las instituciones financieras en Brasil.¹⁴ Sin embargo, contiene muy poca información de cada prestatario, por lo que no podemos tomar en cuenta de manera adecuada los múltiples aspectos de la capacidad de crédito de los prestatarios. Por lo tanto, decidimos adoptar una estrategia similar a la de Santos (2011), y utilizar los efectos fijos de los

¹³ Detuvimos la muestra en marzo de 2012 con el fin de evitar la contaminación de las nuevas políticas para fijar los precios de préstamos que adoptaron los bancos brasileños propiedad del Estado desde abril de 2012 en adelante.

¹⁴ El umbral para informar se redujo posteriormente y en la actualidad es de 1,000 reales.

prestatarios o de los prestatarios-bancos en la mayoría de las regresiones. Dichos efectos fijos ayudan a considerar las características no observables de los bancos y los prestatarios. En consecuencia, la mayor parte los cálculos se basa únicamente en los prestatarios que han tenido por lo menos dos préstamos (del mismo banco, en el caso de efectos fijos de prestatarios-bancos) en el periodo analizado. Tenga en cuenta que, debido a que el periodo de la muestra está compuesto en su mayor parte sólo por un año de los cálculos para las ecuaciones 1 y 2, no prevemos que las características del mismo prestatario cambien de forma significativa durante ese periodo. Sin embargo, en algunos ejercicios de fiabilidad añadimos la restricción de que los préstamos múltiples del mismo banco al mismo prestatario se separen por un número máximo de meses.

La muestra relacionada con el cálculo de la ecuación 1 presenta 3,072,068 nuevos préstamos para automóviles, 425 instituciones financieras¹⁵ y 2,951,064 prestatarios, después de eliminar los valores atípicos. De ellos, 38,435 prestatarios pidieron por lo menos dos préstamos para automóviles de la misma institución financiera durante el periodo de la muestra. Para 10,821 prestatarios, dichos préstamos se tomaron sólo *antes* de la nueva regulación; para 10,058 prestatarios, dichos préstamos se tomaron sólo *después* de la nueva regulación, y para 21,382 prestatarios, por lo menos uno de los préstamos se tomó antes, y uno después, de la nueva regulación. De estos últimos prestatarios, 14,851 tomaron el mismo tipo de préstamo tanto antes como después de la nueva regulación, mientras que 3,368 prestatarios emigraron de los préstamos objetivo a los préstamos no objetivo, y 3,574 emigraron en la dirección opuesta después de la nueva regulación. Hay 230 instituciones financieras que otorgaron por lo menos dos préstamos al mismo prestatario durante el periodo de la muestra.

La caracterización de esta muestra en términos de variables de préstamos se muestra en el cuadro 3. Todas las diferencias en las variables de préstamos entre los dos periodos (antes y después de

¹⁵ En la parte restante del documento, el término banco se utilizará para designar a cualquier institución financiera autorizada para otorgar préstamos.

Cuadro 3

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS PRÉSTAMOS: MUESTRA UTILIZADA EN LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 1

<i>Variables de los préstamos</i>	<i>Antes de la nueva regulación</i>	<i>Después de la nueva regulación</i>	<i>Diferencia</i>	<i>Estadístico t</i>
Diferencial del préstamo (tasa anual)	13.41	17.32	3.91 ^a	4.60 E+02
Monto (BRL)	20,841	20,187	-654 ^a	-34.57
Plazo (meses)	48.65	46.96	-1.69 ^a	122.88
LTV	0.81	0.78	-0.028 ^a	-110.41
Porcentaje de préstamos objetivo	0.6976	0.6404	-0.057 ^a	-106.81
Número de préstamos	1,525,914	1,546,154	20,240	

Nota: ^a indica que los coeficientes son estadísticamente significativos al uno por ciento.

la nueva regulación) son significativas al 1% debido a la gran cantidad de observaciones. Los diferenciales promedio de los préstamos después de la nueva regulación son significativamente más altos, lo cual puede atribuirse al comportamiento de los préstamos objetivo que se muestra en la gráfica 1. El importe promedio, el plazo y la LTV de los préstamos son inferiores después de las nuevas normas, lo cual es congruente con las respuestas de demanda a los diferenciales mayores que prevalecieron en ese periodo. Sin embargo, sus reducciones son pequeñas en términos relativos, lo cual podría contribuir a reducir el efecto potencial de su endogeneidad en nuestros cálculos. El número de préstamos sólo cambia marginalmente entre los dos periodos. El porcentaje de los préstamos objetivo se hace más pequeño luego de la nueva regulación, que se puede relacionar con una mayor preferencia entre los prestatarios y los bancos por préstamos no objetivo en el segundo periodo.

La muestra relacionada con el cálculo de la ecuación 2 presenta 2,901,256 nuevos préstamos para automóviles, 453 instituciones financieras y 2,799,468 prestatarios, después de eliminar los valores atípicos. De ellos, sólo 25,987 prestatarios pidieron por lo menos dos préstamos para automóviles de la misma institución financiera durante el periodo de la muestra. Para 8,294 prestatarios, los préstamos se tomaron sólo antes de las nuevas reglas; para 5,989 prestatarios, dichos préstamos se tomaron sólo después de la nueva regulación, y para 14,430 prestatarios, por lo menos uno de los préstamos se tomó antes y uno, después del nuevo reglamento. De esta última categoría, 9,805 prestatarios tomaron el mismo tipo de préstamo tanto antes como después de las nuevas normas, mientras que 3,258 prestatarios emigraron de un préstamo no objetivo a un préstamo objetivo, y 2,357 emigraron en la dirección opuesta después de la modificación de la regulación. Hay 156 instituciones financieras que otorgaron por lo menos dos préstamos al mismo prestatario durante el periodo de la muestra.

La caracterización de esta segunda muestra en términos de variables de préstamos se muestra en el cuadro 4. Dados sus respectivos niveles, el diferencial promedio del préstamo y el importe del préstamo son básicamente estables entre los dos periodos, mientras que el plazo y LTV promedio son ligeramente más bajos después de la modificación regulatoria. El hecho de que el diferencial promedio no sea menor en el segundo periodo, a pesar de las menores ponderaciones de riesgo que imperaban, podría estar relacionado con la mayor cartera vencida de préstamos para automóviles en dicho periodo. Además, el número de préstamos es algo menor en el segundo periodo. En contra de nuestras expectativas, según se indica en el cuadro 2 el porcentaje de los préstamos objetivo se vuelve menor después del cambio regulatorio.

El sector de los préstamos para automóviles está muy concentrado, cuatro de las instituciones financieras retienen cerca de tres cuartos y 11 instituciones financieras retienen cerca del 95% del total de dichos préstamos. Estas cifras son más o menos estables a lo largo de los cuatro periodos que comprenden nuestras dos muestras, aunque las cifras son ligeramente menores para el periodo posterior al cambio regulatorio en la segunda muestra. El

Cuadro 4**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS PRÉSTAMOS: MUESTRA UTILIZADA EN LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 2**

<i>Variables de los préstamos</i>	<i>Antes del cambio regulatorio</i>	<i>Después del cambio Regulatorio</i>	<i>Diferencia</i>	<i>Estadístico t</i>
Diferencial del préstamo (tasa anual)	16.59	16.7	0.113 ^a	11.64
Monto (BRL)	20,455	20,512	57.44 ^a	3.06
Vencimiento (meses)	46.4	44.96	-1.44 ^a	-99.37
LTV	0.77	0.73	-0.043 ^a	-156.7
Porcentaje de préstamos objetivo	0.6061	0.5358	-0.0702 ^a	-120.94
Número de préstamos	1,553,448	1,353,008	-200,440	

Nota: ^a indica que los coeficientes son estadísticamente significativos al uno por ciento.

porcentaje de la participación en el mercado de los préstamos para automóviles que retiene cada una de las instituciones financieras también es por lo general estable a lo largo de nuestros periodos; las pocas excepciones se producen, una vez más, predominantemente en el segundo periodo de la segunda muestra.

4 Resultados

Con el fin de determinar si la nueva regulación fue uno de los factores que contribuyeron al aumento relativo de los diferenciales de los préstamos objetivo, en el cuadro 5 se calcula la ecuación 1, añadiendo secuencialmente diferentes conjuntos de controles. Debido a que las características de los prestatarios son un componente clave de cualquier análisis de riesgos que subyace en la decisión sobre los precios de los préstamos, el modelo 1 se calcula con (solamente) los efectos fijos del prestatario. Debido a que nuestra muestra no contiene variables por prestatario, los efectos fijos son la única forma de considerar las características de los prestatarios. El modelo 1 indica que el diferencial de un préstamo objetivo aumentó en un 26% más que el diferencial de un préstamo no objetivo después de la regulación, para el mismo prestatario. Esta es la magnitud del coeficiente de la interacción *Nueva regulación x Préstamo objetivo*, lo cual es significativo con un nivel de confianza del 1%. El aumento en el diferencial del 26% se traduce en un incremento de 3.49 puntos porcentuales (pp) sobre el diferencial promedio vigente antes de las nuevas normas (cuadro 3). Debido a que las características del banco también desempeñan un papel en las políticas de precio de préstamos de los bancos, los controles bancarios se agregan en el modelo 2. El coeficiente de la interacción cae al 23%, pero sigue siendo significativo con el nivel del 1%. A fin de tomar en cuenta el hecho de que los prestatarios podrían haber tomado préstamos de bancos diferentes después de la nueva regulación, los efectos fijos de prestatario-banco se incluyen en el modelo 3. Como era de

esperarse, esto reduce nuestra muestra significativamente. El modelo 3 indica que el diferencial que cargó el mismo banco al mismo prestatario se incrementó después de la nueva regulación en un 17% para un préstamo objetivo en comparación con uno que no es objetivo. Ese efecto sigue siendo significativo al 1%. Debido a que las características de los préstamos también son factores determinantes clave del nivel de riesgo de un préstamo para automóviles, y debido a que algunos de ellos pueden determinarse conjuntamente con los diferenciales de los préstamos, es muy importante examinar lo que ocurre cuando se incluyen los controles de los préstamos en la regresión. El modelo 4 muestra que la magnitud de la interacción sólo cambia ligeramente, y continúa muy significativa, mientras que la calidad del ajuste aumenta de manera notable (R^2 ajustado). Por último, en el modelo 5, el conjunto de controles se aumenta para incluir las variables ficticias de tiempo que podrían registrar la influencia del ciclo económico y las tendencias seculares. Una vez más, el coeficiente de interacción cambia muy ligeramente y sigue siendo altamente importante. Los resultados son fiables cuando las variables ficticias de tiempo se sustituyen por tendencias lineales (que no se muestran).

Los coeficientes de *Préstamo objetivo* y *Lplazo*, cada vez que se presenten en el cuadro 5, siempre son negativos y significativos. La razón podría estar impulsada por la demanda: préstamos más costosos podrían estar asociados con una menor preferencia por plazos más largos y, por lo tanto, préstamos objetivo. Alternativamente, los signos negativos también podrían indicar un entorno de fuerte expansión de la oferta de los préstamos para automóviles a largo plazo antes de la nueva regulación. Tenga en cuenta que dicha expansión estaba detrás de las inquietudes que se comentaron en la introducción.¹⁶ Todos los modelos en el cuadro 5 también muestran un signo significativo y positivo para *Nueva regulación*, aunque con bastantes magnitudes diferentes. Esto sugiere que los

¹⁶ Más aún, el signo negativo de *Lmonto* podría explicarse por una demanda menor de préstamos mayores cuando los diferenciales son más altos. Por otro lado, el signo significativo y positivo de *LTV* es compatible con el comportamiento de la oferta de créditos de los bancos.

Cuadro 5

MODELOS DE LA ECUACIÓN 1

<i>Variable dependiente: Ldiferencial</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Préstamo objetivo	-0.1973 ^a (0.0039)	-0.1366 ^a (0.0041)	-0.1174 ^a (0.0062)	-0.0675 ^a (0.0073)	-0.0649 ^a (0.0072)
Nueva regulación	0.0536 ^a (0.0041)	0.0252 ^a (0.0054)	0.0810 ^a (0.0082)	0.0911 ^a (0.0078)	0.0646 ^a (0.0141)
Nueva Regulación x Préstamo objetivo	0.2599 ^a (0.0050)	0.2300 ^a (0.0051)	0.1675 ^a (0.0076)	0.1680 ^a (0.0071)	0.1647 ^a (0.0071)
Lmonto				-0.2378 ^a (0.0045)	-0.2382 ^a (0.0045)
Lplazo				-0.1087 ^a (0.0098)	-0.1135 ^a (0.0098)
LTV				0.3020 ^a (0.0153)	0.3175 ^a (0.0152)
Efectos fijos de los prestatarios	Sí	Sí	-	-	-
Efectos fijos de prestatarios-bancos	-	-	Sí	Sí	Sí
Controles bancarios	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de préstamos	No	No	No	Sí	Sí
Controles de tiempo	No	No	No	No	Sí
Número de observaciones	229,332	212,366	71,909	71,909	71,909
R ² ajustado	0.0960	0.2150	0.1046	0.2455	0.2604

Nota: ^a indica que los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%. Los errores estándar robustos están entre parentésis.

diferenciales de los préstamos no objetivo también se incrementaron después de las nuevas reglas. El modelo 5 muestra este incremento igual a un 6.46%; por lo tanto, casi el 30% del aumento total de los diferenciales de los préstamos objetivo ($22.93\% = 6.46\% + 16.47\%$). Examinamos si este aumento en los préstamos no objetivo se mantiene cuando se consideran grupos adicionales de heterogeneidades no observadas en los cuadros 6 y 7.

Los signos de los controles bancarios (rezagados), que se omiten por razones de espacio en el cuadro 5, generalmente son congruentes con nuestras expectativas. En general encontramos efectos significativos y positivos de *Npl*, *Liquidez*, *Reservas* y *ROA*, y signos negativos y significativos de *Lactivos* y *Capital*. El signo de *Npl* podría significar que los bancos que experimentan altos niveles de riesgo de crédito requieren de compensación en términos de diferenciales mayores. Del mismo modo, un banco con una alta *Liquidez* o un alto nivel de *Reservas* puede elegir diferenciales mayores para compensar el bajo rendimiento de sus activos líquidos y depósitos de reservas, lo cual explica los signos positivos. Por otro lado, el signo positivo del *ROA* podría tener un razonamiento endógeno, es decir, que una mayor rentabilidad se obtiene generalmente con la ayuda de diferenciales mayores. En cuanto al efecto negativo de *Lactivos*, los bancos más grandes están más diversificados, de lo cual se deriva un menor riesgo de la cartera, y también pueden tener un mejor acceso a los mercados de financiamiento, lo cual sugiere costos de financiamiento más bajos. Estas dos implicaciones llevan a diferenciales menores. Por último, un *Capital* mayor (rezagado) se traduce en una mejor posición financiera para el banco, lo cual lleva a costos de financiamiento más bajos y, al mismo tiempo, a una reducción necesaria para acumular capital financiero. Estas dos implicaciones llevan nuevamente a diferenciales menores.¹⁷

El cuadro 6 examina la fiabilidad de nuestros cálculos de forma secuencial al agregar controles adicionales de los efectos no observados, a la vez que el conjunto completo de las variables

¹⁷ Tenga en cuenta que esto no se opone al efecto *contemporáneo* positivo del aumento del capital regulatorio sobre los diferenciales de los préstamos (el enfoque principal de este documento).

observables se conserva en las regresiones. El modelo 3 es nuestro modelo de referencia con efectos fijos de prestatario-banco, idéntico al modelo 5 del cuadro 5. Los modelos 1 y 2 tienen menos controles de efectos no observables que el modelo 3, mientras que los modelos 4 a 7 tienen más. El modelo 1 no considera ninguna característica no observable, en particular, las de los prestatarios. Esto permite que los cálculos del modelo 1 se basen en el conjunto completo de los prestatarios de préstamos para automóviles, que probablemente sólo hayan tomado un préstamo durante el periodo de la muestra. Tenga en cuenta que el número de observaciones que se utiliza en el cálculo es de aproximadamente 40 veces el número correspondiente del modelo de referencia. El coeficiente de la interacción *Nueva regulación x Préstamos objetivo* nuevamente es igual al 26%, mientras que el coeficiente de *Nueva regulación* (y de *Lplazo*) no es significativo. El modelo 2 presenta los efectos fijos del prestatario y sus cálculos, por lo tanto, se basan en los prestatarios con múltiples préstamos para automóviles que no necesariamente son del mismo banco. El número de observaciones es casi tres veces el número correspondiente del modelo de referencia. El coeficiente de la interacción es un 20% mayor, pero más cercano al del modelo de referencia. El modelo 3 de referencia (que se comentó más arriba) se basa en los prestatarios con múltiples préstamos para automóviles del mismo banco. A su vez, el modelo 4 se calculó basado únicamente en aquellos prestatarios que tomaron préstamos del mismo banco antes y después de la nueva regulación, para reducir las inquietudes por la selección de la muestra. Esto reduce la muestra considerablemente, a alrededor de la mitad de la muestra de referencia, pero el R^2 ajustado es mayor que en el modelo 3. Todos los cálculos que se muestran (incluido el coeficiente de interacción) también están muy cerca en términos de significancia y magnitud de aquellos del modelo de referencia, además de los efectos de *Nueva regulación*, cuya magnitud disminuye y se vuelve débilmente significativa. En este modelo, el aumento del diferencial de los préstamos no objetivo es tan sólo del 17.5% del total del aumento de los préstamos objetivo ($20\% = 3.51\% + 16.49\%$).

Para ayudar a abordar las inquietudes sobre la endogeneidad de los controles de los préstamos y del indicador *Préstamo objetivo*, los

Cuadro 6

ROBUSTEZ DE LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 1

Variable dependiente: Ldiferencial	(1) ^a	(2) ^b	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Préstamo objetivo	-0.0624 ^c (0.0372)	-0.0681 ^c (0.0047)	-0.0649 ^c (0.0072)	-0.0702 ^c (0.0097)			
Nueva regulación	-0.0040 (0.0382)	0.0273 ^c (0.0083)	0.0646 ^c (0.0141)	0.0351 ^c (0.0206)	0.0248 (0.0268)	0.0781 (0.0506)	0.0497 (0.0854)
Nuevo reglamento x Préstamo objetivo	0.2618 ^c (0.0491)	0.2033 ^c (0.0046)	0.1647 ^c (0.0071)	0.1649 ^c (0.0084)	0.1570 ^c (0.0097)	0.1646 ^c (0.0197)	0.1284 ^c (0.0346)
Lmonto	-0.4104 ^c (0.0213)	-0.2870 ^c (0.0025)	-0.2382 ^c (0.0045)	-0.2272 ^c (0.0064)	-0.2395 ^c (0.0085)	-0.2095 ^b (0.0897)	-0.2754 (0.1806)
Lplazo	-0.1022 (0.0670)	-0.1549 ^c (0.0065)	-0.1135 ^c (0.0098)	-0.1062 ^c (0.0129)	-0.1122 ^c (0.0199)	0.4268 (0.3705)	-0.9645 (1.0536)
LTV	0.6106 ^c (0.0747)	0.3454 ^c (0.0087)	0.3175 ^c (0.0152)	0.3185 ^c (0.0205)	0.3013 ^c (0.0287)	0.0435 (0.1068)	0.3858 ^c (0.2145)
Efectos fijos	No	Prestatario	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos

Antes y después de la nueva regulación	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Equiparado por tipo de préstamo (sin emigración)	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Equiparado también por (vencimiento, LTV, monto)	No	No	No	No	Sí	Sí
Distancia corta entre préstamos equiparados	No	No	No	No	No	Sí
Controles bancarios	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de préstamos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401
R ² ajustado	0.5029	0.4078	0.2604	0.2905	0.3211	0.4483
						0.3884

Nota: ^a, ^b y ^c indican que los coeficientes son estadísticamente significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. ¹ Errores estándar ajustados por 101 agrupamientos en el banco. ² También están incluidas las variables ficticias del banco.

enfoques de préstamos equiparados se adoptaron en los modelos 5 y 6 del cuadro 6. Como una primera estrategia de equiparamiento, sólo consideramos (para el mismo banco y prestatario) los préstamos para automóviles que cumplen con todos o con ninguno de los criterios del cuadro 1.¹⁸ Esto excluye, por ejemplo, a los prestatarios que emigraron de los préstamos objetivo antes de la nueva regulación (por ejemplo, a largo plazo) a los préstamos no objetivo después de las nuevas normas (por ejemplo, a corto plazo). De esta manera, este enfoque toma en cuenta, en particular, la posibilidad de que los bancos establecieran un precio diferente en sus préstamos dependiendo de si los prestatarios cambiaron o no su tipo de préstamo. Tenga en cuenta que la presencia o no del cambio para cada prestatario puede agregar información a los bancos de información sobre los riesgos de este prestatario. Todos los cálculos que se muestran en el modelo 5, incluido el coeficiente de interacción, están de nuevo muy cerca en términos de significancia y magnitud a aquellos de los modelos 3 y 4, pero *Nueva regulación* pierde significancia. Por lo tanto, no es posible alegar, según el modelo 5, que los préstamos no objetivo también experimentaron diferenciales mayores después de la nueva regulación. En el modelo 6, los préstamos equiparados para automóviles además tienen la restricción de plazos, tamaños y LTV similares (a lo sumo un 20% distante en cada variable). Este enfoque toma en cuenta, por ejemplo, los efectos de las interacciones de las características no observadas del prestatario con características observables del préstamo, que pueden ser importantes en las decisiones de precio. El coeficiente de *Nueva regulación x Préstamo objetivo* continúa siendo altamente importante, con una magnitud similar a los modelos anteriores, y *Nueva regulación* sigue siendo insignificante. Esta última estrategia de equiparamiento hace que la muestra sea alrededor de seis veces más pequeña que en el modelo 5, pero se obtiene un R^2 ajustado considerablemente mayor. Las insignificancias de *Lplazo* y *LTV* resultan del hecho de que este enfoque de equiparamiento reduce en gran medida la variabilidad de las características de estos préstamos dentro de cada par de prestatario-banco.

¹⁸ Cuando no hay emigración y se emplean los efectos fijos, el efecto de *Préstamo objetivo* no se puede identificar.

Incluso después de equiparar los préstamos, las características no observadas de los prestatarios pueden variar con el tiempo, lo cual afecta nuestros resultados. Por lo tanto, en el modelo 7, si los préstamos equiparados no están lo suficientemente cerca (a lo sumo 90 días de diferencia), no se consideran en el cálculo. En un breve espacio de tiempo como ese, el perfil de riesgo del prestatario no variará mucho entre los puntos en el tiempo cuando él o ella adquiera nuevos préstamos para automóviles. El cálculo resultante se basa en el número menor de observaciones de todos los modelos del cuadro 6 (casi cinco veces menor que en el modelo 6), pero *Nueva regulación x Préstamo objetivo* sigue siendo significativo al nivel de confianza del 1% (con una magnitud menor que en los modelos anteriores). De acuerdo con el modelo 7, los bancos aumentaron en un 13% el diferencial cobrado al mismo prestatario por préstamos similares para automóviles, lo cual cumple los criterios del cuadro 1, después de que se decretó la nueva regulación. El aumento en el diferencial del 13% se traduce en un incremento de 1.74 pp en el nivel del diferencial promedio vigente antes de la nueva regulación (cuadro 3). Esto continúa siendo un efecto considerable, a medida que el diferencial promedio del préstamo objetivo se incrementó una porción de 2.73 pp de noviembre de 2010 al mes siguiente (gráfica 1). Los modelos 5 a 7 no muestran un aumento significativo en los diferenciales de los préstamos que no cumplen con los criterios del cuadro 1. Los resultados en el modelo 6 son cualitativamente similares si se utilizan distancias de préstamos diferentes cuando se equiparan por vencimiento, tamaño y LTV. Los resultados en el modelo 7 son cualitativamente similares cuando se utilizan mayores distancias de tiempo para seleccionar los préstamos obtenidos en fechas adyacentes.

Debido a la endogeneidad potencial de los controles de los préstamos, los modelos del cuadro 6 se calculan sin ellos en el cuadro 7. En los nuevos cálculos, el coeficiente de la interacción *Nueva regulación x Préstamo objetivo* siempre es significativo en el nivel del 1%, con magnitudes generalmente muy cercanas a aquellas de los modelos correspondientes del cuadro 6.¹⁹ También resulta

¹⁹ Las magnitudes se apartan un poco de los modelos 1 y 2

Cuadro 7

ROBUSTEZ DE LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 1

Variable dependiente: Diferencial	(1) ^y	(2) ^z	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Préstamo objetivo	0.0235 (0.0668)	-0.1317 ^a (0.0041)	-0.1122 ^a (0.0062)	-0.1091 ^a (0.0081)			
Nueva regulación	-0.0329 (0.0265)	0.0071 (0.0096)	0.0612 ^a (0.0158)	0.0118 (0.0229)	-0.0022 (0.0304)	0.0695 (0.0506)	0.0395 (0.0842)
Nueva regulación x Préstamo objetivo	0.3024 ^a (0.0360)	0.22813 ^a (0.0051)	0.1632 ^a (0.0076)	0.1566 ^a (0.0089)	0.1505 ^a (0.0103)	0.1634 ^a (0.0197)	0.1272 ^a (0.0345)
Efectos fijos	No	Prestatario	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos	Prestatarios- bancos
Antes y después de la nueva regulación	No	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Equiparado por tipo de préstamo (sin emigración)	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Equiparado también por (vencimiento, Itv, monto)	No	No	No	No	No	Sí	Sí

Distancia corta entre préstamos equiparados	No	No	No	No	No	No	Sí
Controles bancarios	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de préstamos	No	No	No	No	No	No	No
Número de observaciones	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401	729
R ² ajustado	0.2213	0.2259	0.1176	0.1747	0.2039	0.4457	0.3755

Nota: ^a indica que los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%. Los errores estándar robustos están entre paréntesis.¹ Los errores estándar se ajustaron para 101 agrupamientos en el banco. ² También están incluidas las variables ficticias del banco.

importante que, excepto para el modelo 3, el coeficiente de *Nueva regulación* nunca es significativo.²⁰ Por lo tanto, la evidencia combinada de los cuadros 6 y 7, no nos permite concluir que el diferencial de los préstamos no objetivo también ha aumentado debido a la expedición de la nueva regulación. En consecuencia, los efectos de sustitución relacionados con la emigración de la demanda desde los préstamos objetivo hacia los préstamos no objetivo se deberían haber limitado. Lo mismo se podría decir sobre la transferencia potencial de los mayores costos de financiamiento totales del banco hacia el conjunto de los préstamos que no eran objetivo de la regulación.

El efecto del cambio regulatorio que redujo las ponderaciones de riesgo de los préstamos para automóviles y que satisface los criterios del cuadro 2 se investiga mediante estimaciones de la ecuación 2, contenidas en el cuadro 8. Los cálculos se llevan a cabo de forma secuencial, agregando controles para efectos no observados de la misma manera que se hace en el cuadro 6.²¹ Tenga en cuenta que el número de observaciones que se emplea en los modelos del cuadro 8 es de magnitud similar a aquellos de los modelos correspondientes en el cuadro 6, a pesar del periodo cubierto ligeramente menor. Encontramos en todos los modelos que, después del cambio regulatorio, los bancos cobraron diferenciales considerablemente menores sobre sus préstamos para automóviles, cuyos requerimientos de capital disminuyeron (cuadro 2), en comparación con los préstamos no objetivo. De hecho, el coeficiente de *Modificación regulatoria x Préstamo objetivo* es significativo en el nivel del 1% en los primeros cinco modelos, y significativo en el nivel del 10% en los dos últimos modelos, que se calculan con un número reducido de observaciones. De acuerdo con el modelo de referencia 3, el diferencial cobrado por el mismo banco al mismo prestatario disminuyó en un 6.5% para un préstamo objetivo de la modificación

²⁰ Esta no significancia se mantiene si las variables ficticias de tiempo se reemplazan por una tendencia lineal.

²¹ Cuando no hay emigración y se emplean los efectos fijos del prestatario, los efectos de *Préstamo objetivo* (cuadro 1) y *Préstamo objetivo* (cuadro 2) no se pueden identificar.

regulatoria, y no varió significativamente para un préstamo no objetivo. Otro punto importante es que las magnitudes absolutas del coeficiente de interacción en el cuadro 8 son bastante menores (a lo sumo un 56%) que las magnitudes del coeficiente de *Nueva regulación x Préstamo objetivo* en los modelos correspondientes del cuadro 6. Por lo tanto, cuando se miden relativamente por medio de las diferencias en diferencias, la cancelación del aumento anterior de los requerimientos de capital tuvo un efecto menor absoluto sobre los diferenciales que el aumento original de capital. Esto podría relacionarse con el comportamiento más preventivo que adoptaron los bancos como resultado de las presiones del mercado y del efecto de señal de la medida original regulatoria intrasectorial de capital. En este sentido, la ausencia de una respuesta de la misma magnitud cuando se retira el aumento anterior de los requerimientos de capital de hecho podría constituir una prueba de que el aumento original fue eficaz más allá de la presentación del requerimiento mayor por sí mismo.

El menor coeficiente calculado de *Modificación de la regulación Préstamo objetivo* se obtiene por el modelo 6.²² De acuerdo con este modelo, luego del cambio regulatorio, los bancos redujeron en un 4.5% el diferencial cobrado al mismo prestatario de préstamos similares para automóviles que cumplen los criterios del cuadro 2. El descenso del diferencial del 4.5% se traduce en una reducción de 0.75 puntos porcentuales (pp) del nivel del diferencial promedio vigente antes del cambio regulatorio (cuadro 4). Eso es menor que la mitad del cálculo bajo mencionado anteriormente de 1.74 pp. del aumento en los diferenciales a partir de que entró en vigor la nueva legislación.

Los modelos del cuadro 8 se calculan sin los controles de préstamos en el cuadro 9. Los niveles significativos de la interacción *Modificación de la regulación x Préstamo objetivo* son similares a aquellos

²² Es interesante notar que el comportamiento de la magnitud absoluta del coeficiente de interacción a través de los modelos es menos monótonico en el cuadro 8 que en el 6. Por ejemplo, este aumenta entre el modelo 2 y el modelo 5. Por otro lado, la medida del R² ajustado se comporta de manera más monótonica entre los modelos del cuadro 8. En particular, decrece del modelo 4 al modelo 7.

Cuadro 8

ROBUSTEZ DE LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 2

Variable dependiente: Ldiferencial	(1) ^y	(2) ^z	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Préstamo objetivo (cuadro 1)	0.0278 (0.0326)	0.0638 ^c (0.0092)	0.0501 ^c (0.0146)	0.0396 ^a (0.0205)			
Préstamo objetivo (cuadro 2)	0.0692 ^a (0.0393)	0.0053 (0.0086)	0.0251 ^a (0.0138)	0.0325 ^a (0.0195)			
Modificación de la regulación	0.0501 ^b (0.0203)	0.0194 ^c (0.0074)	0.0067 (0.0119)	0.0271 ^a (0.0160)	0.0478 ^b (0.0218)	0.0379 (0.0475)	0.0411 (0.0492)
Modificación regulatoria x Préstamo objetivo (cuadro 2)	-0.0806 ^c (0.0224)	-0.0536 ^c (0.0047)	-0.0649 ^c (0.0075)	-0.0783 ^c (0.0089)	-0.0879 ^c (0.0101)	-0.0445 ^a (0.0253)	-0.0518 ^a (0.0310)
Lmonto	-0.3966 ^c (0.0281)	-0.2575 ^c (0.0028)	-0.2665 ^c (0.0053)	-0.2722 ^c (0.0073)	-0.2793 ^c (0.0107)	-0.8931 ^c (0.2626)	-0.8428 ^c (0.3104)
Lplazo	-0.0016 (0.0562)	-0.1494 ^c (0.0067)	-0.1327 ^c (0.0109)	-0.1355 ^c (0.0147)	-0.1406 ^c (0.0231)	1.4244 ^a (0.7391)	1.7344 ^a (0.9098)
LTV	0.6147 ^c (0.0811)	0.4694 ^c (0.0094)	0.4466 ^c (0.0159)	0.4564 ^c (0.0222)	0.3952 ^c (0.0328)	0.4668 ^a (0.2785)	0.5118 (0.3401)
Efectos fijos	No	prestatario	prestatario- banco	prestatario- banco	prestatario- banco	prestatario- banco	prestatario- banco

Sólo prestatarios antes y después del de la modificación de la regulación	No	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Equiparado por tipo de préstamo (sin emigración)	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Equiparado también por (vencimiento, LTV, monto)	No	No	No	No	No	Sí	Sí
Distancia corta entre préstamos equiparados	No	No	No	No	No	No	Sí
Controles bancarios	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de préstamos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	2,862,479	191,648	52,970	28,243	14,717	1,228	885
R ² ajustado	0.3818	0.4659	0.2107	0.2182	0.2060	0.1583	0.0951

Nota: ^a, ^b y ^c indican que los coeficientes son estadísticamente significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis.¹ Los errores estándar se ajustaron para 101 agrupamientos en el banco. ² También están incluidas las variables ficticias del banco.

Cuadro 9

ROBUSTEZ DE LOS MODELOS DE LA ECUACIÓN 2

Variable dependiente: Ldiferencial	(1) ^y	(2) ^z	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Préstamo objetivo (cuadro 1)	-0.0385 (0.0516)	-0.0577 ^c (0.0096)	-0.0630 ^c (0.0157)	-0.0856 ^c (0.0219)			
Préstamo objetivo (cuadro 2)	0.3025 ^c (0.0427)	0.1363 ^c (0.0094)	0.1229 ^c (0.0155)	0.1431 ^c (0.0219)			
Modificación de la regulación	0.0654 ^b (0.0261)	0.0094 (0.0081)	0.0003 (0.0132)	0.0051 (0.0178)	0.0351 (0.0242)	0.0333 (0.0489)	0.0366 (0.0506)
Modificación de la regulación x Préstamo objetivo (cuadro 2)	-0.1036 ^c (0.0273)	-0.0442 ^c (0.0051)	-0.0698 ^c (0.0083)	-0.0832 ^c (0.0098)	-0.0896 ^c (0.0112)	-0.0486 ^a (0.0259)	-0.0518 ^a (0.0316)
Efectos fijos	No	prestatario- banco	prestatario- banco -bancos	prestatario- banco	prestatario- banco	prestatario- banco	prestatario- banco
Sólo prestatarios antes y después de la modificación de la regulación	No	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Equiparado por tipo de préstamo (sin emigración)	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí

Equiparado también por (plazo, LTV, monto)	No	No	No	No	No	No	Sí	Sí
Distancia corta entre préstamos equiparados	No	No	No	No	No	No	No	Sí
Controles bancarios	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de préstamos	No	No	No	No	No	No	No	No
Número de observaciones	2,862,479	191,648	52,970	28,243	14,717	1,228	885	
R ² ajustado	0.1618	0.2979	0.2107	0.2182	0.2060	0.1583	0.0951	

Nota: ^a, ^b y ^c indican que los coeficientes son estadísticamente significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los errores estándar robustos están entre paréntesis.¹ Los errores estándar se ajustaron para 101 agrupamientos en el banco.² También están incluidas las variables ficticias del banco.

de los modelos correspondientes del cuadro 8.²³ Por otro lado, el coeficiente de *Modificación de la regulación* se vuelve insignificante en todos los modelos excepto en el 1. En el cuadro 8, ya era insignificante en los modelos 3, 6 y 7, y débilmente significativo en el 4. En resumen, no hay pruebas sólidas de que a los préstamos para automóviles que continuaron recibiendo la misma ponderación de riesgo se les ha estado cobrando diferenciales diferentes o menores. Este resultado también nos dice indirectamente que, con respecto a la modificación de la regulación, los efectos de sustitución relacionados con la emigración de la demanda de los préstamos no objetivo a los préstamos cuya ponderación de riesgo se redujo podrían haber estado limitados. Del mismo modo, no hay evidencia sólida de que los bancos hayan transferido parcialmente a los préstamos no objetivo la reducción de los costos totales de financiamiento derivados de la reducción de los requerimientos de capital.

²³ Las magnitudes de la interacción también son similares, además de los Modelos 1 y 2.



5

Conclusión

Este documento investiga las consecuencias de los diferenciales de los préstamos de una medida macroprudencial intrasectorial basada en el capital en Brasil. Debido a inquietudes relacionadas con lo que podría haber sido una expansión demasiado rápida y desequilibrada del sector de los préstamos para automóviles, se aumentaron los requerimientos de capital regulatorio de los préstamos para automóviles con vencimientos a largo plazo específicos y con altas relaciones préstamo a valor. Este documento muestra que los bancos brasileños aumentaron los diferenciales cobrados al mismo prestatario por préstamos similares para automóviles después del aumento del capital regulatorio, para un conjunto de préstamos objetivo de la nueva regulación. En comparación con el conjunto de préstamos no objetivo, este aumento fue de por lo menos un 13%. Este resultado es altamente significativo y demostró ser robusto ante una gran variedad de controles de heterogeneidades no observadas y de cálculos de submuestras. Por otro lado, no hay evidencia sólida de un aumento en los diferenciales cobrados para el conjunto de los préstamos para automóviles no objetivo debido a la falta de robustez. En teoría, los efectos secundarios en el conjunto de los préstamos para automóviles no objetivo podrían ser causado por una transferencia parcial de mayores costos totales de financiamiento también para estos préstamos, o por la emigración de la demanda desde préstamos objetivo a los no objetivo. Podemos concluir, por lo tanto, que dichos efectos secundarios, si es que están presentes, fueron limitados. Además, este documento muestra

que el retiro posterior del aumento de capital regulatorio también se asocia con diferenciales menores cobrados al mismo prestatario por préstamos similares para automóviles, cuyos cargos de capital disminuyeron. Sin embargo, cuando se mide de forma relativa, esta reducción en los diferenciales fue más pequeña que el aumento original. Esto podría relacionarse con un comportamiento más cauto que adoptaron los bancos después de la primera regulación, y que duró más allá de su modificación.


Para evaluar los efectos de la oferta bancaria, en este documento se hace uso de una nueva regulación de capital bancario que no se había previsto y los efectos fijos sobre los datos por préstamo. Con el fin de poder identificar mejor los efectos de la oferta, una estrategia adicional sería estudiar las variaciones entre bancos de los cambios en los diferenciales. Por ejemplo, los bancos con diferentes amortiguadores de capital o poderes de mercado diferentes podrían haber reaccionado con diferentes magnitudes después de la nueva regulación. Sin embargo, los resultados que no se muestran en esta versión del documento no contienen evidencia sólida de que dichas variaciones transversales sean significativas. En cierta medida, esto se podría deber a la escasa variabilidad del corte transversal de los bancos en nuestra muestra.



Bibliografía

- Admati, Anat R., Peter M. DeMarzo, Martin F. Hellwig y Paul Pfleiderer (2011), *Fallacies, Irrelevant Facts and Myths in the Discussion of Capital Regulation: Why Bank Equity Is Not Expensive*, Documento de Trabajo, Universidad de Stanford.
- Aiyar, Shekhar, Charles W. Calomiris y Tomasz Wieladek (2012), *Does Macro-pru Leak? Evidence from a UK Policy Experiment*, NBER Working Paper, núm. 17822.
- Banco Central do Brasil (2010), "Circular 3515", diciembre.
- Banco Central do Brasil (2011), "Circular 3563", noviembre.
- Berróspide, José M. y Rochelle M. Edge (2009), *Linkages between the Financial and Real Sectors: Some Lessons from the Subprime Crisis*, Working Paper, Junta de la Reserva Federal.
- Comité de Basilea sobre Supervisión Bancaria (2010a), *An Assessment of the Long-term Economic Impact of Stronger Capital and Liquidity Requirements*, Banco de Pagos Internacionales, agosto de 2010.
- Comité de Basilea sobre Supervisión Bancaria (2010b), *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*, Banco de Pagos Internacionales, diciembre de 2010.
- Comité sobre el Sistema Financiero Global (2012), *Operationalizing the Selection and Application of Macroprudential Instruments*, CGFS Documents, núm. 48.
- Francis, William y Matthew Osborne (2009), *Bank Regulation, Capital and Credit Supply: Measuring the Impact of Prudential Standards*, Occasional Documento, núm. 36, FSA.

- Jiménez, Gabriel, Ongena, Steven, Peydró, José L. y Jesús Saurina, (2012), "Credit Supply: Identifying Balance-sheet Channels with Loan Applications and Granted Loans," *American Economic Review*, vol. 102, núm. 5, agosto, pp. 2301-2326,
- Jiménez, Gabriel, Jesús Saurina, Steven Ongena y José-Luis Peydro (2012), *Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiment*, Working Paper, núm. 628, Escuela de Postgrado de Economía de Barcelona.
- Houston, Joel, Christopher James y David Marcus (1997), "Capital Market Frictions and the Role of Internal Capital Markets in Banking," *Journal of Financial Economics*, vol. 46, pp. 135-164.
- Kashyap, Anil, K., Jeremy C. Stein y Samuel Hanson (2010), *An Analysis of the Impact of "Substantially Heightened" Capital Requirements on Large Financial Institutions*, Working Paper, Universidad de Chicago y Universidad de Harvard.
- Miles, David, Jing Yang y Gilberto Marcheggiano (2013), "Optimal Bank Capital," *The Economic Journal*, vol. 123, núm. 567, pp. 1-37.
- Modigliani, Franco y Merton H. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, vol. 48, pp. 261-297.
- Peek, Joe y Eric Rosengren (1997), "The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan," *American Economic Review*, vol. 87, pp. 495-505.
- Santos, João A. C. (2011), "Bank Corporate Loan Pricing Following the Subprime Crisis," *Review of Financial Studies*, vol. 24, núm. 6, pp. 1916-1943.
- Silva, Luiz A. Pereira y Ricardo E. Harris (2012), *Sailing through the Global Financial Storm: Brazil's Recent Experience with Monetary and Macroprudential Policies to Lean against the Financial Cycle and Deal with Systemic Risks*, Working Paper, núm. 290, Banco Central de Brasil.



Loan Pricing
Following
a Macroprudential
Within-sector
Capital Measure



Bruno Martins
Ricardo Schechtman

*Loan Pricing Following
a Macroprudential
Within-sector
Capital Measure*

CENTRAL BANK AWARD RODRIGO GÓMEZ, 2013

CENTER FOR LATIN AMERICAN MONETARY STUDIES

2015



Table of Contents

Abstract	67
About the Authors	68
1 Introduction	69
2 Methodology	81
3 Data and Sample Characterization	87
4 Results	93
5 Conclusion	113
References	117

ABSTRACT

This paper investigates the consequences for loan spreads of a within-sector macroprudential capital measure in Brazil. Due to concerns related to what may have been a too rapid and unbalanced expansion of the auto-loan sector, regulatory capital was raised for auto loans with specific long maturities and high LTVs. Our results show that, after the regulatory measure was introduced, Brazilian banks increased spreads charged on the same borrower for similar auto loans, whose regulatory risk weights increased. In comparison to the set of untargeted loans, the increase was of at least 13%. On the other hand, there is no robust evidence for the increase in spreads for loans whose risk weights were not altered. Finally, this paper shows that the later withdrawal of the regulatory capital measure was likewise associated with lower spreads charged on auto loans whose risk weights decreased. Nevertheless, this reduction in spreads was smaller in relative terms than the original increase.

ABOUT THE AUTHORS

Bruno Martins and Ricardo Schechtman are researchers at Banco Central do Brasil. Contact emails: <bruno.martins@bcb.gov.br>, <ricardo.schechtman@bcb.gov.br>.

The authors would like to thank Henri Fraise, Eduardo Lima, Walter Novaes, Tony Takeda, the participants at the Basel Committee activity on “Bank Regulation and Liquidity Risk in a Global Financial System: A Workshop on Applied Banking Research,” and at the BCB research department seminars for all comments and suggestions. We are also grateful to Jaime Gregorio and Simone Hirakawa (off-site supervision department) for assistance with data extraction and analysis. The views expressed in this book are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central do Brasil.



1

Introduction

After the international financial crisis of 2007-2008, policymakers started to design financial regulation with a new macroprudential dimension. One important macroprudential tool brought to the forefront of the debate refers to the countercyclical capital requirements that boost capital requirements during booms and provide additional buffers to be consumed in downturns. This tool's objectives are to increase the banking sector's resilience to future downturns and to lean against the credit cycle. The countercyclical capital buffer of Basel III is an example of such a tool (BCBS, 2010b). More recently, the policy of varying capital requirements only on lending to sectors that may be exhibiting particular exuberance has also been discussed, and put into place in some countries (CGFS, 2012). Such sectoral capital requirements focus on the relative risks stemming from such apparent exuberance, and, therefore, try to lean against that specific lending.

The experience of the Brazilian auto-loan credit market during the years of 2009 and 2010 is an example of a sectoral evolution that generated concerns of a prudential nature. The rapid expansion of new auto-loan credit, accompanied by the extension of loan maturities, greater loan to value (LTV) and, at the same time, decreasing spreads (see Figures 3, 4, 5 and 6) naturally caused preoccupation. The underlying origin of those movements could perhaps be tracked to the higher risk-taking incentives prompted by the abundant liquidity transmitted into Brazilian credit markets by international capital flows (Silva and Harris, 2012). On its turn, the specific impact in the

auto-loan sector might be related to an environment of fierce competition allied to a perception of opportunities for regulatory arbitrage. To cope with concerns about the formation of unbalances, a new Brazilian bank capital regulation was established on December 3, 2010, with a format similar to sectoral capital requirements, but not exactly the same (BCB, 2010). Capital requirement was raised for particular targets within the consumer auto-loan sector, with those targets being new loans with long maturities and high LTVs. More specifically, risk weights were doubled, from 75% to 150%, for the universe of auto loans presented in Table 1.¹ The remaining auto loans did not suffer any capital requirement increase and continued to be weighted at 75%.² Such within-sector capital requirement policy was largely unexpected by market participants, because it was the first capital-based macroprudential instrument implemented in Brazil.

Table 1

UNIVERSE OF LOANS TARGETED BY NEW REGULATION				
Maturity (months)	(24-36]	(36-48]	(48-60]	>60
LTV (%)	>80	>70	>60	All

At the previously mentioned figures, one can observe, on December 2010, a sharp contraction in the monthly volume of new auto loans, with a partial stabilization thereafter, and a clear reversion in the trajectories of maturity and LTV, both with a reduction tendency thereafter. The behavior of lending spreads and credit volumes, according to whether loans were targeted or not by the new regulation, can be seen in Figures 1 and 2. In Figure 1, on December 2010 we notice a sharp increase of spreads of new targeted loans relative to new untargeted loans. That would be consistent with banks passing

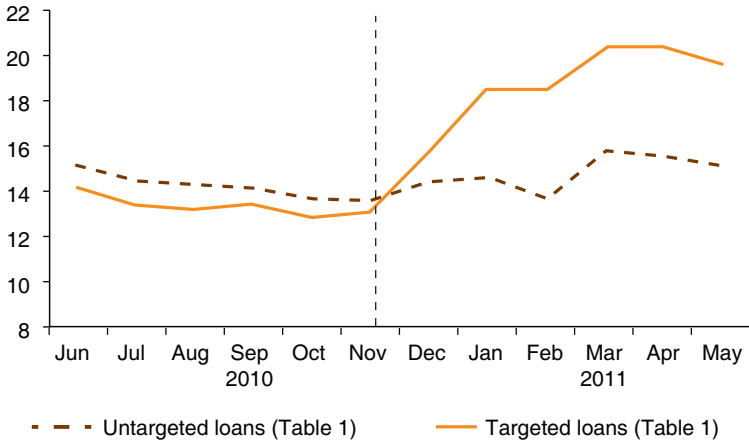
¹ In Brazil, the capital charge for each credit exposure is currently 11% multiplied by its risk weight. The credit risk internal models approach has not yet been adopted in Brazil.

² The additional capital required for loans granted after December 3, 2010, needed to be in place on July 1, 2011. Although around seven months were given for banks to adjust their reactions, the pricing response was immediate, as the next paragraph indicates.

Figure 1

LOAN SPREAD CHARGED ON NEW AUTO LOANS

(monthly average in percentage)



largely to targeted loans their higher funding costs derived from the higher capital requirements.³ Note also in Figure 2 that total credit to targeted loans decreases sharply from December 2010 until March 2011, whereas total credit to untargeted loans maintains a moderate increase pattern since June 2010 for most of the period. The movement of targeted loans, with increase in spreads and decrease in volumes, is thus likely to be supply driven.

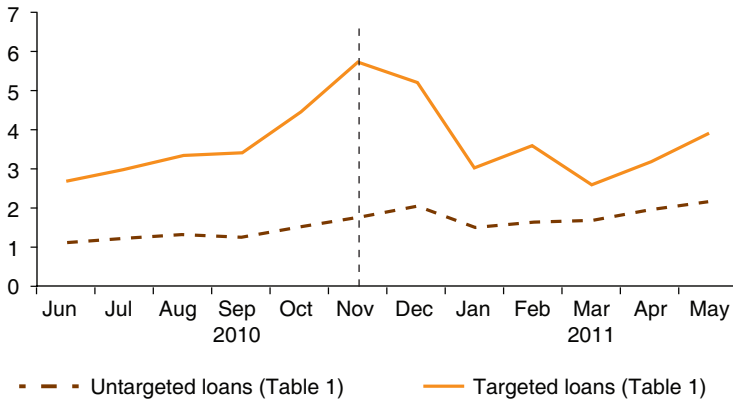
On November 11, 2011 regulation was changed again and most of the previous risk weight increases for auto loans were abolished (BCB, 2011). More specifically, previously affected auto loans satisfying the criteria of Table 2 (a strict subset of Table 1) returned to the 75% weight. Auto loans with maturities greater than 60 months remained risk-weighted high, at 150%, and auto loans with maturities shorter than 24 months remained risk-weighted low, at 75%.⁴

³ Figure 1 is computed based on a slightly different universe of auto loans from the one underlying the computation of Figure 6. Loan spread levels are therefore not exactly the same between the Figures.

⁴ Risk weights were also altered for consumer credit loans, depending on their maturities.

Figure 2**TOTAL CREDIT TO NEW AUTO LOANS**

(billions of BRL)



In contrast, to the introduction of the regulation Figures 3, 4 and 5 do not show any marked change in the trajectories of total credit of new auto loans, their maturities or LTVs around the moment of the regulatory change, on November, 2011. On the other hand, Figure 7 shows a reduction, after January, 2012, in the spread gap between new loans that were targeted by the regulatory modification and new untargeted loans. That would be consistent with banks passing largely to targeted loans their lower funding costs derived from the smaller capital requirements.⁵

Table 2**UNIVERSE OF LOANS TARGETED BY MODIFICATION OF THE NEW REGULATION**

Maturity (months)	(24-36]	(36-48]	(48-60]
LTV (%)	>80	>70	>60

⁵ The fact that the average spread of untargeted loans increased in this period is related to a higher realization of auto-loan credit risk then. More important, however, is the fact that the average spread of targeted loans has not followed the same movement.

Figure 3

CREDIT TO NEW AUTO LOANS

(billions of BRL)

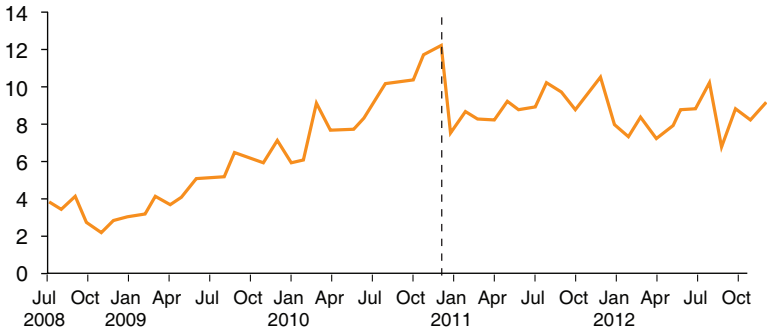
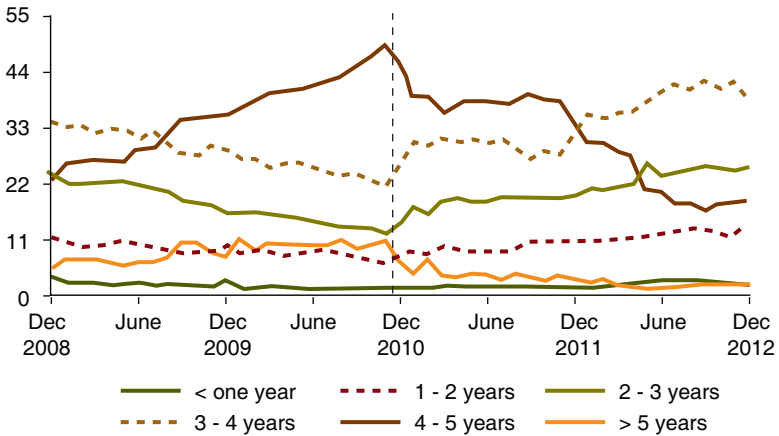


Figure 4

NEW AUTO LOANS BY MATURITY

(share in percentage)



The conjecture of a causal link between higher capital requirements and higher bank loan spreads involves the following transmission mechanism. First, higher capital requirements increase the

Figure 5

NEW AUTO LOANS BY LTV

(share in percentage)

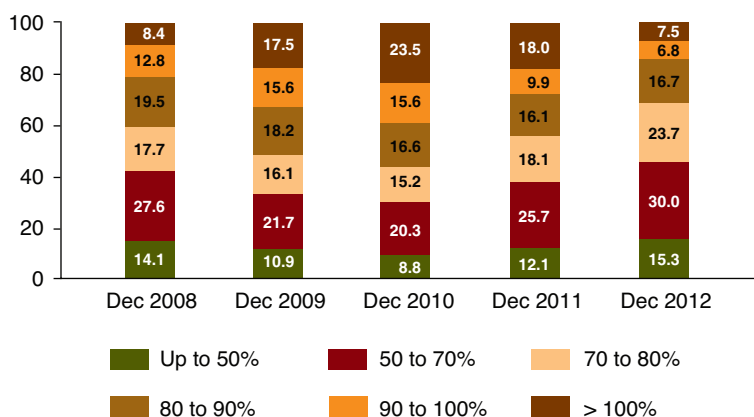
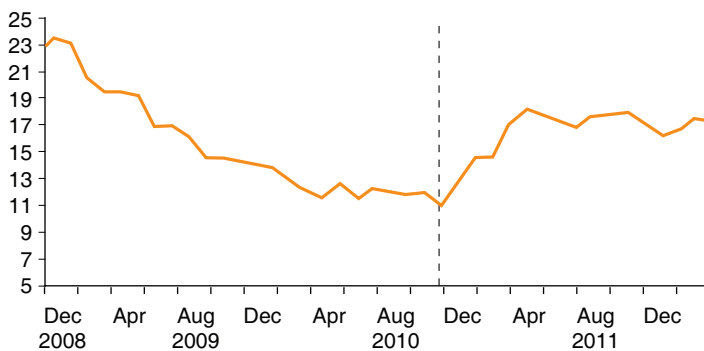


Figure 6

LOAN SPREAD, DECEMBER 2008 TO FEBRUARY 2012

(monthly average in percentage)



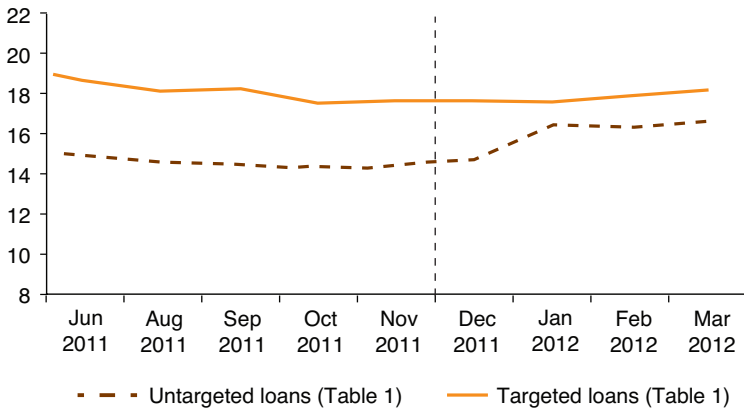
optimal target for banks' capital ratios (e.g. Berróspide and Edge, 2009; Francis and Osborne, 2009).⁶ The need to constitute more

⁶ This does not mean that banks have *ex ante* actual capital equal to minimum capital requirements, but simply that capital requirements are binding restrictions on banks' capital decisions.

Figure 7

LOAN SPREAD, JULY 2011 TO MARCH 2012

(monthly average in percentage)



capital may then be addressed by charging higher lending spreads. Additionally, the higher (future) capital position increases banks' total financing costs due to the presence of financial frictions (e.g. Admati, 2011), which are passed on to lending spreads.⁷ However, the true intensity of those financial frictions and, therefore, of the increase in banks' loan spreads, is a matter of substantial debate in the recent literature on bank capital regulation (e.g. BCBS, 2010a; Kashyap et al., 2010; Miles et al., 2013). This paper contributes to this debate by providing new evidence of material effects on loan spreads of capital requirement increases.

More specifically, this paper's main contribution is to examine the consequences on loan spreads of the new macroprudential within-sector capital measure, described above.⁸ The fact that only part of

⁷ Besides passing on this higher cost to borrowers through increases in loan spreads, banks may also adopt other strategies, such as cutbacks in operational expenditures through productivity increases, but these may be feasible only in the medium to long run. Higher capital requirements may also imply higher credit rationing by banks.

⁸ Variations in the sizes, maturities and LTVs of the loans granted, as well as more general variations in the risk-composition of bank portfolios (risk

the auto loan sector was targeted by the regulation naturally invites the question of how spreads of targeted loans changed in relation to those of untargeted ones. If banks price each loan based on its marginal funding cost then, following the implementation of the new regulation, banks will increase the spread of targeted loans more than of untargeted ones. The previous graphical analysis suggests that this is the case and this hypothesis is investigated econometrically in the sections that follow. This investigation is carried out with the caveat that the set of untargeted loans is not a perfect control group for the capital increase treatment, to the extent that it may also be indirectly affected by the macroprudential measure. Migration of demand from targeted to untargeted loans (the traditional substitution effect) could increase the spread of loans not targeted by the regulation. It is also possible that banks partly offset the capital increase in targeted loans by also increasing the spread of untargeted loans. We come back to these issues when analyzing our results.

This paper discuss on the empirical literature on the effects of bank capital shocks on bank lending. This literature faces the challenge of disentangling supply from demand effects. Indeed, poor economic conditions may produce bank losses, and decrease bank capital and, at the same time, generate smaller number and amounts of loans being granted, due to fewer lending opportunities. One way to deal with this challenge is to use *natural experiments* in which the shock to capital is unrelated to lending opportunities. Peek and Rosengreen (1997) and Houston et al. (1997) are examples of this approach, in which capital shocks and affected supply occur in different parts of the bank holding company.⁹ Aiyar et al. (2012) and Jiménez et al. (2012) are also examples of this approach, but in which capital shocks derive from specific regulatory changes. However, regulatory actions may still be partly endogenous to characteristics of bank lending; so that both these studies try to control for bank cross-sectional variation of credit demand.

shifting), are not directly analyzed in this paper.

⁹ In the case of Peek and Rosengreen (1997), they also occur in different countries.

One way to control for demand effects is to use loan-level data and include fixed effects (e.g. Jiménez et al., 2012). This paper makes use of a capital regulatory change and fixed effects on loan-level data to control for unobserved variations in loan demand. Note that fixed effects are particularly important for analyzing within sector capital requirements because migration of demand may clearly change unobserved borrower characteristics of the groups of targeted and untargeted loans within each bank. Finally, it is worth remarking that, differently to most of the bank capital literature (e.g. Aiyar et al., 2012, Jiménez et al., 2012), our focus is on prices rather than quantities. In this sense, this paper also speaks to the empirical literature on changes of loan pricing policies. In particular, in terms of methodology, this paper is close to Santos (2011), who investigates corporate loan pricing behavior of US banks following the subprime crisis.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 presents and discusses the methodology, Section 3 describes and characterizes the data, whilst Section 4 presents and discusses the results and Section 5 the conclusion.



2

Methodology

The following equation explains the spread ($Loan_spread_{i,b,t}$) charged on borrower i by bank b for the new auto loan l at time t .

$$1 \log(Loan_spread_{i,b,t}) = c + \gamma \cdot Loan_targeted(table_1)_i + \alpha \cdot New_regulation_t + \beta \cdot New_regulation_t \times Loan_targeted(table_1)_i + bank_controls_{b,t-1} + loan_controls_i + time_controls_t + fixed_effect_{i,b} + error\ term_{i,b,t}$$

where $New_regulation_t = 1$ after December 3, 2010, and 0 before; $Loan_targeted(table_1)_i = 1$ if new loan 1 fits within the criteria of Table 1 and 0 otherwise.

Coefficient β is the parameter of most interest in Equation 1. It measures the relative impact of the regulatory capital increase on the spread charged on auto loans that have been applied higher risk weights in comparison to untargeted loans. If banks price each loan based largely on its marginal funding cost, then, following the new regulation, banks will principally increase the spread of targeted loans (Table 1), that is, $\beta > 0$. In addition, as the reduction of credit supply for targeted auto loans (now with higher risk weights) helps banks to cope with the higher overall capital requirement better than a corresponding reduction in untargeted auto loans would do, we expect banks, following the new regulation, to increase the spread of targeted loans more than of untargeted ones, which leads again to $\beta > 0$. The variable $New_regulation$ captures aggregate factors that affect loan spreads over time in the same way for all auto

loans, regardless of whether they meet the criteria of Table 1. On the other hand, some pass-through of the higher bank total financing costs to untargeted loans and migration of demand from targeted to untargeted loans following the new regulation (the traditional substitution effect) may also produce increases in the spread of untargeted loans, which would be consistent with a positive sign also for a .¹⁰ In other words, loans outside the criteria of Table 1 may also be indirectly affected. However, a precise identification of these effects through coefficient a is unfeasible in Equation 1, because there is no control group for the set of untargeted loans.

Loan spread is computed as the difference between the loan lending rate and the Brazilian basic interest rate (daily SELIC). We use the logarithm of the spread ($Lspread = \log(\text{Loan spread})$) as our dependent variable. Bank controls comprise indicators of bank financial position, bank risk and bank efficiency. They include capital to assets ratio (*Capital*), logarithm of total assets (*Lassets*), holdings of cash and marketable securities over total assets (*Liquidity*), bank reserves over total assets (*Reserves*), non-performing auto loans (*Npl*) and return on assets (*ROA*), among others. Time dummies (one for each month) capture the phase of the business cycle and secular trends. The set of loan controls include the logarithm of loan amount (*Lamount*), the logarithm of loan maturity (*Lmaturity*) and loan-to-value (LTV). Larger or longer loans, or loans with smaller relative collateral, may represent higher credit risk, so the effect of those variables on loan spreads may be positive. On the other hand, these loan controls are jointly determined with loan spreads and also reflect credit demand characteristics. For example, more expensive loans may be associated with less demand for larger amounts and a preference for shorter maturities, so that negative signs may also be found. We estimate our models both with and without loan controls.¹¹

¹⁰ These factors may also reduce the original impact for targeted loans, but, since targeted and untargeted loans are not perfect substitutes, the expectation for $\beta > 0$ remains unaltered. Finally, note at Equation 1 that *Loan targeted* controls for discrete differences between the groups of targeted and untargeted loans, whereas the loan controls deal with continuous differences between the two groups.

¹¹ Note that, as only new loans are considered, there is no option to use

In a similar fashion, the indicator variable *Loan targeted* may be determined jointly with loan spreads and also reflects borrowers' decisions. However, it lies at the core of the analysis and there would be no sense in estimating Equation 1 without it. To address concerns about the influence of its endogeneity (and, once again, of the loan controls) on our estimations, we adopt a matched loan approach. This means that, when performing the fixed effect transformation, in addition we only consider auto loans with similar maturities, sizes and LTVs or that, at least, fit all within or fall without the criteria of Table 1 (no migration). Note that this approach is equivalent to adding a loan type dimension to the fixed effects of Equation 1. Finally, in a further robustness control, matched loans are only considered if they are sufficiently close in time, so as to disregard borrowers whose characteristics may vary too much over the period analyzed.

The regulatory capital modification implemented at the end of 2011 canceled most of the previous auto-loan risk weight increases. This naturally prompts the question of whether spreads of loans targeted by the regulatory modification decreased in comparison to loans whose risk weights remained unaltered. If so, it is also natural to ask whether this relative spread decrease has been of similar magnitude to the original relative spread increase, when the new regulation was introduced. This is an important issue in relation to the debate of whether macroprudential measures could have asymmetric effects with regard to their implementations and their withdrawals. Equation 2, below, is adopted to investigate the consequences on spreads of the regulatory modification.

$$2 \log(\text{Loan_spread}_{i,b,l,t}) = c + \zeta \cdot \text{Loan targeted}(\text{table_1})_i + \gamma \cdot \text{Loan targeted}(\text{table_2})_i + \alpha \cdot \text{Modification regulation}_t + \beta \cdot \text{Modification regulation}_t \times \text{Loan targeted}(\text{table_2})_i + \text{Bank controls}_{b,t-1} + \text{Loan controls}_i + \text{Time controls}_t + \text{Borrower-bank fixed effect}_{i,b} + \text{Error term}_{i,b,l,t}$$

lags of the loan variables as instruments.

where *Modification regulation*_{*t*} = 1 after November 11, 2011, and 0 otherwise; loan targeted (*table_**j*)_{*i*} = 1 if loan *i* fits within the criteria of table *j* and 0 otherwise, *j* = 1,2.¹²

The regulatory modification only reduces the risk weights of loans which fit the criteria outlined in Table 2; so that these loans are expected to suffer most of the impact of the regulatory modification, having of their spreads decreased. The relative impact of this decrease in relation to loans that have retained the same risk weights is captured in coefficient β , for which we expect a negative sign. Furthermore, the magnitude of this coefficient β can be compared to the magnitude of the analogous estimate of β in Equation 1. Because, immediately before the regulatory modification, the effect of the original capital increase of December 2010 might have already been partly mitigated (due for instance to substitution effects), the comparison of β values (difference-in-differences of spreads) among the two regulations seems a proper way to compare their effectiveness. On its turn coefficient α —in a similar way to that discussed in relation to Equation 1— may capture a partial pass-through of the reduction of bank total financing costs to the set of untargeted loans, as well as substitution effects related to the migration of demand away from unaffected loans to the group of loans whose risk weights have decreased. Both of those effects would be consistent with a negative sign for α . However, as pointed out above, it is hard to disentangle with our data those effects from aggregate factors that affect loan spreads over time that are not related to the regulatory change.

¹² Note that variable *Loan targeted(table_2)* controls at Equation 2 for discrete differences between loans that experience reduction in risk weights and others, whereas *Loan targeted(table_1)* controls for loans that have higher risk weights before the regulatory change.



3

Data and Sample Characterization

The data sources for this project come from the Brazilian Public Credit Register (SCR - Credit Information System) and the accounting database of Brazilian financial institutions (COSIF), both owned and managed by the Central Bank of Brazil. The former provides information on loan interest rates and loan controls, whereas the latter provides information on most bank controls. The sample used in the estimation of Equation 1 comprises new auto loans granted in the period from June 2010 to May 2011, whereas the estimation of Equation 2 involves a similar sample from July 2011 to March 2012.¹³ We work with monthly data.

SCR is a huge repository of data on all loans above BRL 5,000 (five thousand *reais*) made by financial institutions in Brazil.¹⁴ However, it contains very little borrower-level information, so that we cannot control appropriately for the multifaceted aspects of borrowers' creditworthiness. We therefore decided to adopt a similar strategy to Santos (2011), and use borrower or borrower-bank fixed effects in most of the regressions. Such fixed effects help control for unobserved borrower and bank characteristics. Consequently, most estimations are based only on borrowers that have taken out at least two loans (from the same bank, in the case of borrower-bank fixed effects) in the period analyzed. Note that, as the sample period comprises at most only one year for the estimations of Equations

¹³ We stop the sample in March 2012 in order to avoid contamination from the new loan pricing policies adopted by Brazilian government-owned banks from April 2012 onwards.

¹⁴ The reporting threshold was later lowered and is currently BRL 1,000.

1 and 2, we do not expect the characteristics of the same borrower to change in a meaningful way during that period. Nevertheless, in some robustness exercises we add the restriction that the multiple loans from the same bank to the same borrower be separated by a maximum number of months.

The sample related to the estimation of Equation 1 features 3,072,068 new auto loans, 425 financial institutions¹⁵ and 2,951,064 borrowers, after the removal of outliers. Of these, 38,435 borrowers took out at least two auto loans from the same financial institution during the sample period. For 10,821 borrowers, such loans were taken out only *before* the new regulation; for 10,058 borrowers, such loans were taken out only *after* the new regulation; and for 21,382 borrowers, at least one loan was taken out before and one after the new regulation. Of these last borrowers, 14,851 took out the same type of loan both before and after the new regulation, whereas 3,368 borrowers migrated from targeted loans to untargeted ones, and 3,574 borrowers migrated in the opposite direction after the new regulation. There are 230 financial institutions that granted at least two loans to the same borrower during the sample period.

The characterization of this sample in terms of loan variables is depicted in Table 3. All loan variable differences between the two time periods (before and after new regulation) are significant at the 1% level due to the large number of observations. Average loan spreads after the new regulation are remarkably higher, which can be attributed to the behavior of targeted loans depicted in Figure 1. Average loan amount, maturity and LTV are lower after the new regulation, which is consistent with demand responses to the higher spreads prevailing in that period. However, their reductions are small in relative terms, which may contribute to reduce the potential impact of their endogeneity on our estimations. The number of loans changes only marginally between the two time periods. The percentage of targeted loans becomes smaller following the new regulation, which may be related to a higher preference among borrowers and banks for untargeted loans in the second period.

¹⁵ In the remainder of the paper, the term bank will be used to designate any financial institution allowed to grant loans.

Table 3**LOAN DESCRIPTIVE STATISTICS: SAMPLE USED IN MODELS FOR EQUATION 1**

<i>Loan variables</i>	<i>Before new regulation</i>	<i>After new regulation</i>	<i>Difference</i>	<i>t-statistic</i>
Loan spread (annual rate)	13.41	17.32	3.91 ^a	4.60E+02
Amount (BRL)	20,841	20,187	-654 ^a	-34.57
Maturity (months)	48.65	46.96	-1.69 ^a	122.88
LTV	0.81	0.78	-0.028 ^a	-110.41
Percentage of targeted loans	0.6976	0.6404	-0.057 ^a	-106.81
Number of loans	1,525,914	1,546,154	20,240	

Note: ^a indicates that coefficients are statistically significant at 1 per cent.

The sample related to the estimation of Equation 2 has 2,901,256 new auto loans, 453 financial institutions and 2,799,468 borrowers, after the removal of outliers. Of these, only 25,987 borrowers took out at least two auto loans from the same financial institution during the sample period. For 8,294 borrowers, loans were taken out only before the new regulation; for 5,989 borrowers, loans were taken out only after the new regulation; and for 14,430 borrowers, at least one loan was taken out before and one after the new regulation. Of this last category, 9,805 borrowers took out the same type of loan both before and after the new regulation, whereas 3,258 borrowers migrated from an untargeted loan to a targeted one, and 2,357 borrowers migrated in the opposite direction after the modification of the regulation. There are 156 financial institutions that granted at least two loans to the same borrower during the sample period.

The characterization of this second sample in terms of loan variables is depicted in Table 4. Given their respective levels, average loan spread and loan amount are basically stable between the two

periods, whereas average maturity and LTV are slightly lower after the regulatory modification. The fact that the average spread is not smaller in the second period, in spite of the lower prevailing risk weights, may be related to the higher occurrence of non-performing auto loans in that period. Additionally, the number of loans is somewhat smaller in the second period. Contrary to our expectations, the percentage of targeted loans according to Table 2 becomes lower after the regulatory change.

The auto-loan sector is highly concentrated with four financial institutions detaining around three quarters and 11 financial institutions detaining around 95% of the total auto credit. Those numbers are more or less stable throughout the four time periods that comprise our two samples, with the figures being slightly smaller for the period after the regulatory change in the second sample. The percentage of the auto-loan market share held by each financial institution is also generally stable throughout our periods; the few exceptions occur, once again, predominantly in the second period of the second sample.

Table 4

LOAN DESCRIPTIVE STATISTICS: SAMPLE USED IN MODELS FOR EQUATION 2

<i>Loan variables</i>	<i>Before regulatory change</i>	<i>After regulatory change</i>	<i>Difference</i>	<i>t-statistic</i>
Loan spread (annual rate)	16.59	16.7	0.113 ^a	11.64
Amount (BRL)	20,455	20,512	57.44 ^a	3.06
Maturity (months)	46.4	44.96	-1.44 ^a	-99.37
LTV	0.77	0.73	-0.043 ^a	-156.7
Percentage of targeted loans	0.6061	0.5358	-0.0702 ^a	-120.94
Number of loans	1,553,448	1,353,008	-200,440	

Note: ^a indicates that coefficients are statistically significant at 1 per cent.



4

Results

In order to ascertain if the new regulation was a contributing factor for the relative increase in targeted loan spreads, at Table 5 we estimate Equation 1, adding sequentially different sets of controls. Since borrower characteristics are a key component of any risk analysis underlying pricing decisions, Model 1 is estimated with (only) borrower fixed effects. Because our sample does not contain borrower-level variables, fixed effects are the only way to account for borrower characteristics. Model 1 indicates that the spread of a targeted loan increased 26% higher than the spread of an untargeted loan after the regulation, for the same borrower. This is the magnitude of the coefficient of the interaction *New regulation x Loan targeted*, which is significant at the 1% confidence level. The 26% spread increase translates into an addition of 3.49 percentage points (pp) to the average spread level prevailing before the new regulation (Table 3). Since bank characteristics also play a role on banks' loan pricing policies, bank controls are added in Model 2. The coefficient of the interaction drops to 23% but continues significant at the 1% level. To control for the fact that borrowers may have taken out loans from different banks after the new regulation, borrower-bank fixed effects are included in Model 3. As expected, this reduces our sample significantly. Model 3 indicates that the spread charged from the same bank on the same borrower increased after the new regulation 17% higher for a targeted loan in comparison to an untargeted one. That effect remains significant at 1%. Because loan features are also key determinants of auto loan's riskiness, and since some of them may be jointly determined with loan spreads, it is particularly important

Table 5
MODELS FOR EQUATION 1

<i>Dependent variable: Lspread</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Loan targeted	-0.1973 ^a (0.0039)	-0.1366 ^a (0.0041)	-0.1174 ^a (0.0062)	-0.0675 ^a (0.0073)	-0.0649 ^a (0.0072)
New regulation	0.0536 ^a (0.0041)	0.0252 ^a (0.0054)	0.0810 ^a (0.0082)	0.0911 ^a (0.0078)	0.0646 ^a (0.0141)
New regulation x Loan targeted	0.2599 ^a (0.0050)	0.2300 ^a (0.0051)	0.1675 ^a (0.0076)	0.1680 ^a (0.0071)	0.1647 ^a (0.0071)
Lamount				-0.2378 ^a (0.0045)	-0.2382 ^a (0.0045)
Lmaturity				-0.1087 ^a (0.0098)	-0.1135 ^a (0.0098)
LTV				0.3020 ^a (0.0153)	0.3175 ^a (0.0152)
Borrower fixed effects	Yes	Yes	-	-	-
Borrower–bank fixed effects	-	-	Yes	Yes	Yes
Bank controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Loan controls	No	No	No	Yes	Yes
Time controls	No	No	No	No	Yes
Number of observations	229,332	212,366	71,909	71,909	71,909
Adjusted-R ²	0.0960	0.2150	0.1046	0.2455	0.2604

Note: ^a indicates that coefficients are statistically significant at 1%. Robust standard errors are in brackets.

to examine what happens when loan controls are included in the regression. Model 4 shows that the magnitude of the interaction changes only slightly, remaining highly significant, while the quality of the adjustment rises substantially (adjusted-R²). Finally, in Model 5 the set of controls is augmented to include time dummies that could capture the influence of the business cycle and secular trends. Again, the coefficient of interaction changes only very slightly and remains highly significant. Results are robust when time dummies are replaced by linear trends (not shown).

The coefficients of *Loan targeted* and of *Lmaturity*, whenever present in Table 5, are always negative and significant. The reason may be demand-driven: more expensive loans could be associated with a lower preference for longer maturities and, therefore, targeted loans. Alternatively, the negative signs could also point to a context of sharp expansion of supply for long-term auto loans before the new regulation. Note that such expansion was behind the prudential concerns discussed in the introduction.¹⁶ All models in Table 5 also display a positive significant sign for *New regulation*, albeit with rather different magnitudes. This suggests that the spreads of untargeted loans also increased after the new regulation. Model 5 shows this increase equal to 6.46%, therefore almost 30% of the total spread increase of targeted loans (22.93% = 6.46% + 16.47%). We examine whether this increase for untargeted loans is robust to controls for further sets of unobserved heterogeneities in Tables 6 and 7.

The signs of the (lagged) bank controls, omitted in the interest of space in Table 5, are generally consistent with our expectations. We generally find positive significant effects for *Npl*, *Liquidity*, *Reserves* and *ROA*, and negative significant signs for *Lassets* and *Capital*. The sign of *Npl* may mean that banks which experience high credit risk levels require compensation in terms of greater spreads. Similarly, a bank with high *Liquidity* or high *Reserves* may choose higher spreads to compensate for the low return of its liquid assets

¹⁶ Furthermore, the negative sign for *Lamount* could be explained by a smaller demand for larger loans when spreads are higher. On the other hand, the positive significant sign of *LTV* is consistent with the behavior of banks' credit supply.

and reserve deposits, explaining the positive signs. On the other hand, the positive sign for *ROA* could have an endogenous reasoning, that is, that higher profitability is generally obtained with the help of higher spreads. As for the negative effect of *Lassets*, larger banks are more diversified, suggesting lower portfolio risk, and may also have better access to funding markets, suggesting lower funding costs. Both of these implications lead to lower spreads. Finally, higher (lagged) *Capital* translates into an improved financial position for the bank, leading to lower funding costs and, at the same time, a reduced need to build up financial capital. Both of these implications again lead to lower spreads.¹⁷

Table 6 examines the robustness of our estimates to sequentially adding further controls for unobserved effects, while maintaining in the regressions the full set of observable variables. Model 3 is our baseline model with borrower-bank fixed effects, identical to Model 5 of Table 5. Models 1 and 2 have fewer controls for unobserved effects than Model 3, whereas Models 4 to 7 have more. Model 1 does not control for any unobservable characteristic, in particular, for borrower characteristics. This allows Model 1 estimates to be based on the full set of auto-loan borrowers, who may have taken out only one loan during the sample period. Note that the number of observations used in this estimation is approximately 40 times the corresponding number of the baseline model. The coefficient of the interaction *New regulation x Loan targeted* is again equal to 26%, while the coefficient of *New regulation* (and of *Lmaturity*) becomes insignificant. Model 2 features borrower fixed effects and its estimates are therefore based on borrowers with multiple auto loans but not necessarily from the same bank. The number of observations is almost three times the corresponding number of the baseline model. The coefficient of the interaction is 20%, higher but already closer to that of the baseline model. Baseline Model 3 (commented on above) is based on borrowers with multiple auto loans from the same bank. On its turn, Model 4 is estimated based on only those

¹⁷ Note that this is not in opposition to the positive *contemporaneous* effect of the regulatory capital increase on loan spreads (the main focus of this paper).

borrowers who took out loans from the same bank before and after the new regulation in order to reduce concerns with sample selection. This reduces our sample substantially, to around half of the baseline sample, but adjusted- R^2 is higher than in Model 3. All estimates shown (including the interaction coefficient) are also very close in terms of significance and magnitude to those of the baseline model, apart from the effect of *New regulation*, whose magnitude decreases and becomes only weakly significant. In this model, the spread increase of untargeted loans is only 17.5% of the total increase of targeted loans (20%= 3.51% +16.49%).

To help address concerns about the endogeneity of loans controls and of the *Loan targeted* indicator, matched loan approaches are adopted in Models 5 and 6 of Table 6. As a first matching strategy, we only consider (for the same borrower and bank) auto loans that all fit within or without the criteria of Table 1.¹⁸ This rules out, for example, borrowers who migrated from targeted loans before the new regulation (e.g. long maturity) to untargeted loans after the new regulation (e.g. short maturity). In this way, this approach controls, in particular, for the possibility that banks priced their loans differently according to whether or not borrowers changed their loan type. Note that the presence or not of change for each individual borrower may add information to banks about the riskiness of this borrower. All estimates shown in Model 5, including the interaction coefficient, are again very close in terms of significance and magnitude to those of Models 3 and 4, but *New regulation* loses significance. Therefore it is not possible to argue, according to Model 5, that untargeted loans also experienced higher spreads after the new regulation. In Model 6, matched auto loans additionally have the restriction of similar maturities, sizes and LTVs (at most 20% distant in each variable). This approach controls, for example, for effects of interactions of unobserved borrower characteristics with the observable loan features, which may be important in pricing decisions. The coefficient of *New regulation x Loan targeted* is still highly significant, with magnitude similar to previous models, and *New regulation* remains

¹⁸ When there is no migration and fixed effects are employed, the effect of *Loan_targeted* cannot be identified.

Table 6

ROBUSTNESS OF MODELS FOR EQUATION 1

<i>Dependent variable: Lspread</i>	(1) ¹	(2) ²	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Loan targeted	-0.0624 ^c (0.0372)	-0.0681 ^c (0.0047)	-0.0649 ^c (0.0072)	-0.0702 ^a (0.0097)			
New regulation	-0.0040 (0.0382)	0.0273 ^c (0.0083)	0.0646 ^c (0.0141)	0.0351 ^a (0.0206)	0.0248 (0.0268)	0.0781 (0.0506)	0.0497 (0.0854)
New regulation x Loan targeted	0.2618 ^c (0.0491)	0.2033 ^c (0.0046)	0.1647 ^c (0.0071)	0.1649 ^c (0.0084)	0.1570 ^c (0.0097)	0.1646 ^c (0.0197)	0.1284 ^c (0.0346)
Lamount	-0.4104 ^c (0.0213)	-0.2870 ^c (0.0025)	-0.2382 ^c (0.0045)	-0.2272 ^c (0.0064)	-0.2395 ^c (0.0085)	-0.2095 ^b (0.0897)	-0.2754 (0.1806)
Lmaturity	-0.1022 (0.0670)	-0.1549 ^c (0.0065)	-0.1135 ^c (0.0098)	-0.1062 ^c (0.0129)	-0.1122 ^c (0.0199)	0.4268 (0.3705)	-0.9645 (1.0536)
LTV	0.6106 ^c (0.0747)	0.3454 ^c (0.0087)	0.3175 ^c (0.0152)	0.3185 ^c (0.0205)	0.3013 ^c (0.0287)	0.0435 (0.1068)	0.3858 ^a (0.2145)

Fixed effects	No	borrower	borrower– bank	borrower– bank	borrower– bank	borrower– bank	borrower– bank	borrower– bank
Before and after new regulation	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Matched by loan type (no migration)	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Matched also by (maturity, LTV, amount)	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Short distance between matched loans	No	No	No	No	No	No	No	Yes
Bank controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Loan controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401	729	
Adjusted-R ²	0.5029	0.4078	0.2604	0.2905	0.3211	0.4483	0.3884	

Note: ^a, ^b and ^c indicate that coefficients are statistically significant at 10%, 5% and 1%, respectively. Robust standard errors are in parenthesis. ¹ Standard errors adjusted for 101 clusters in bank. ² Bank dummies are also included.

insignificant. This last matching strategy makes the sample around six times smaller than in Model 5, but a substantially higher adjusted- R^2 is obtained. The insignificancies of *Lmaturity* and *LTV* result from the fact that this matching approach greatly reduces the variability of these loan features within each borrower-bank pair.

Even after matching loans, unobserved borrower characteristics may vary over time, affecting our results. Therefore, in Model 7, if matched loans are not sufficiently close (at most 90 days apart) they are not considered for the estimation. Over such a short space of time, the risk profile of the borrower will not vary greatly between the points in time when he or she takes out new auto loans. The resulting estimation is based on the lowest number of observations of all models of Table 6 (almost five times smaller than in Model 6), but *New regulation x Loan targeted* remains significant at the 1% confidence level (with a magnitude smaller than in the previous models). According to Model 7, banks increased 13% the spread charged on the same borrower for similar auto loans –that meet the criteria of Table 1– after the new regulation was introduced. The 13% spread increase translates into an addition of 1.74 pp to the average spread level prevailing before the new regulation (Table 3). This is still a sizeable effect, as the average targeted loan spread increased a parcel of 2.73 pp from November 2010 to the next month (Figure 1). There was no significant increase for spreads of loans that did not meet the criteria of Table 1, according to Models 5 to 7. Results of Model 6 are qualitatively similar if different loan distances are used when matching by maturity, size and LTV. Results of Model 7 are qualitatively similar when larger time distances are used to select loans taken out on adjacent dates.

Because of the potential endogeneity of loan controls, the models of Table 6 are estimated without them in Table 7. In the new estimates, the coefficient of the interaction *New regulation x Loan targeted* is always significant at the 1% level, with magnitudes generally very close to those of the corresponding models of Table 6.¹⁹ Also important, except for Model 3, the coefficient of *New regulation*

¹⁹ The magnitudes are a little farther apart for Models 1 and 2.

is never significant.²⁰ Therefore, the combined evidence of Tables 6 and 7 does not allow us to conclude that the spread of untargeted loans has also increased due to the introduction of the new regulation. Consequently, substitution effects related to the migration of demand from targeted loans to untargeted loans should have been limited. The same could be said about the potential pass-through of higher bank total financing costs to the set of loans not targeted by the regulation.

The effect of the regulatory change that decreased risk weights of auto loans satisfying the criteria of Table 2 is investigated through the estimations of Equation 2, contained in Table 8. Estimations are carried out sequentially, adding controls for unobserved effects in the same manner as in Table 6.²¹ Note that the numbers of observations employed in the models of Table 8 is of similar magnitude to those of the corresponding models in Table 6, despite the slightly shorter time period covered. We find in all models that, after the regulatory change, banks charged significantly smaller spreads on their auto loans whose capital requirements decreased (Table 2), comparatively to untargeted loans. In fact, the coefficient of *Modification regulation x Loan targeted* is significant at the 1% level in the first five models and significant at the 10% level in the last two models, which are estimated with a rather reduced number of observations. According to the baseline Model 3, the spread charged by the same bank on the same borrower decreased 6.5% for a loan targeted by the regulatory modification, and did not varied significantly for an untargeted loan. Another important point is that the absolute magnitudes of the interaction coefficient at Table 8 are rather smaller (at most 56%) than the magnitudes of the coefficient of *New regulation x Loan targeted* in the corresponding models of Table 6. Therefore, when measured relatively through differences-in-differences, the cancelation of the previous capital

²⁰ And this insignificance is maintained if the time dummies are replaced by a linear trend.

²¹ When there is no migration and borrower fixed effects are employed, the effects of *Loan_targeted(table_1)* and *Loan_targeted (table 2)* cannot be identified.

Table 7

ROBUSTNESS IN MODELS FOR EQUATION 1

<i>Dependent variable: Lspread</i>	(1) ⁱ	(2) ^j	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Loan targeted	0.0235 (0.0668)	-0.1317 ^a (0.0041)	-0.1122 ^a (0.0062)	-0.1091 ^a (0.0081)			
New regulation	-0.0329 (0.0265)	0.0071 (0.0096)	0.0612 ^a (0.0158)	0.0118 (0.0229)	-0.0022 (0.0304)	0.0695 (0.0506)	0.0395 (0.0842)
New regulation x Loan targeted	0.3024 ^a (0.0360)	0.22813 ^a (0.0051)	0.1632 ^a (0.0076)	0.1566 ^a (0.0089)	0.1505 ^a (0.0103)	0.1634 ^a (0.0197)	0.1272 ^a (0.0345)
Fixed effects	No	borrower	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank
Before and after new regulation	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Matched by loan type (no migration)	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes

Matched also by (maturity, LTV, amount)	No	No	No	No	No	No	No	Yes
Short distance between matched loans	No	No	No	No	No	No	No	Yes
Bank controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Loan controls	No	No	No	No	No	No	No	No
Number of observations	2,851,357	212,366	71,909	38,038	21,110	3,401	729	
Adjusted-R ²	0.2213	0.2259	0.1176	0.1747	0.2039	0.4457	0.3755	

Note: ^a indicates that coefficients are statistically significant at 1%. Robust standard errors are in parenthesis.¹ Standard errors adjusted for 101 clusters in bank. ² Bank dummies are also included.

Table 8

ROBUSTNESS OF MODELS FOR EQUATION 2

<i>Dependent variable: Lspread</i>	(1) ^a	(2) ²	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Loan targeted (Table 1)	0.0278 (0.0326)	0.0638 ^c (0.0092)	0.0501 ^c (0.0146)	0.0396 ^a (0.0205)			
Loan targeted (Table 2)	0.0692 ^a (0.0393)	0.0053 (0.0086)	0.0251 ^a (0.0138)	0.0325 ^a (0.0195)			
Modification regulation	0.0501 ^b (0.0203)	0.0194 ^c (0.0074)	0.0067 (0.0119)	0.0271 ^a (0.0160)	0.0478 ^b (0.0218)	0.0379 (0.0475)	0.0411 (0.0492)
Modification regulation x Loan targeted (table 2)	-0.0806 ^c (0.0224)	-0.0536 ^c (0.0047)	-0.0649 ^c (0.0075)	-0.0783 ^c (0.0089)	-0.0879 ^c (0.0101)	-0.0445 ^a (0.0253)	-0.0518 ^a (0.0310)
Lamout	-0.3966 ^c (0.0281)	-0.2575 ^c (0.0028)	-0.2665 ^c (0.0053)	-0.2722 ^c (0.0073)	-0.2793 ^c (0.0107)	-0.8931 ^c (0.2626)	-0.8428 ^c (0.3104)
Lmaturity	-0.0016 (0.0562)	-0.1494 ^c (0.0067)	-0.1327 ^c (0.0109)	-0.1355 ^c (0.0147)	-0.1406 ^c (0.0231)	1.4244 ^a (0.7391)	1.7344 ^a (0.9098)
LTV	0.6147 ^c (0.0811)	0.4694 ^c (0.0094)	0.4466 ^c (0.0159)	0.4564 ^c (0.0222)	0.3952 ^c (0.0328)	0.4668 ^a (0.2785)	0.5118 (0.3401)

Fixed effects	No	borrower	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank
Only borrowers before and after modification regulation	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Matched by loan type (no migration)	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Matched also by (maturity, LTV, amount)	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Short distance between matched loans	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes
Bank controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Loan controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	2,862,479	191,648	52,970	28,243	14,717	1,228	885		
Adjusted-R ²	0.3818	0.4659	0.2107	0.2182	0.2060	0.1583	0.0951		

Note: ^a, ^b and ^c indicate that coefficients are statistically significant at 10%, 5% and 1%, respectively. Robust standard errors are in parenthesis.
¹ Standard errors adjusted for 101 clusters in bank. ² Bank dummies are also included.

Table 9

ROBUSTNESS IN MODELS FOR EQUATION 2

<i>Dependent variable: Lspread</i>	(1) [†]	(2) [‡]	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Loan targeted (Table 1)	-0.0385 (0.0516)	-0.0577 ^c (0.0096)	-0.0630 ^c (0.0157)	-0.0856 ^c (0.0219)			
Loan targeted (Table 2)	0.3025 ^c (0.0427)	0.1363 ^c (0.0094)	0.1229 ^c (0.0155)	0.1431 ^c (0.0219)			
Modification regulation	0.0654 ^b (0.0261)	0.0094 (0.0081)	0.0003 (0.0132)	0.0051 (0.0178)	0.0351 (0.0242)	0.0333 (0.0489)	0.0366 (0.0506)
Modification regulation x Loan targeted (table 2)	-0.1036 ^c (0.0273)	-0.0442 ^c (0.0051)	-0.0698 ^c (0.0083)	-0.0832 ^c (0.0098)	-0.0896 ^c (0.0112)	-0.0486 ^a (0.0259)	-0.0518 ^a (0.0316)
Fixed effects	No	borrower	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank	borrower- bank
Only borrowers before and after modification regulation	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes

Matched by loan type (no migration)	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Matched also by (maturity, LTV, amount)	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Short distance between matched loans	No	No	No	No	No	No	No	Yes
Bank controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Loan controls	No	No	No	No	No	No	No	No
Number of observations	2,862,479	191,648	52,970	28,243	14,717	1,228	885	
Adjusted-R ²	0.1618	0.2979	0.2107	0.2182	0.2060	0.1583	0.0951	

Note: ^a, ^b and ^c indicate that coefficients are statistically significant at 10%, 5% and 1%, respectively. Robust standard errors are in parenthesis. ¹ Standard errors adjusted for 101 clusters in bank. ² Bank dummies are also included.

requirement increase had a smaller absolute impact on spreads than the original capital increase. This could be related to a more precautionary behavior adopted by banks as a result of market pressures, and of the signaling effect of the original regulatory within-sector capital measure. In that sense, the absence of a response of the same magnitude when previous capital requirement increase is withdrawn may indeed constitute evidence that the original increase was effective beyond the introduction of the higher requirement itself.

The lowest estimated coefficient for *Modification regulation x Loan targeted* is obtained by Model 6.²² According to this model, following the regulatory change banks decreased 4.5% the spread charged on the same borrower for similar auto loans that meet the criteria of Table 2. The 4.5% spread decrease translates into a reduction by 0.75 pp of the average spread level prevailing before the regulatory change (Table 4). That is less than half of the previously cited low estimation of 1.74 pp for the spread increase as of the introduction of the new regulation.

The models of Table 8 are estimated without loan controls in Table 9. The significance levels of the interaction *Modification regulation x Loan targeted* are similar to those of the corresponding models of Table 8.²³ On the other hand, the coefficient of *Modification regulation* becomes insignificant in all models but Model 1. In Table 8, it was already insignificant in Models 3, 6 and 7, and weakly significant in Model 4. In summary, there is no strong evidence that auto loans which continued to receive the same risk weight have been charged different or lower spreads. This result also indirectly informs that, with regard to the modification of the regulation, substitution effects related to migration of demand away from untargeted loans to loans

²² It is interesting to note that the behavior of the absolute magnitude of the interaction coefficient across the models is less monotonic at Table 8 than at Table 6. For example, it increases between Model 2 and Model 5. On the other hand, the adjusted-R² measure behaves more monotonically across models at Table 8. In particular, it decreases from Model 4 to Model 7.

²³ The magnitudes of the interaction are also similar, apart from Models 1 and 2.

whose risk weights have decreased may have been limited. Similarly, there is no strong evidence that banks have partially passed through to untargeted loans the reduction of total funding costs derived from the capital requirement decrease.



5

Conclusion

This paper investigates the consequences for loan spreads of a within-sector macroprudential capital-based measure in Brazil. Due to concerns related to what may have been a too rapid and unbalanced expansion of the auto-loan sector, regulatory capital requirements were raised for auto loans with specific long maturities or high LTVs. This paper shows that Brazilian banks increased spreads charged on the same borrower for similar auto loans after the capital regulatory increase, for a set of loans targeted by the new regulation. In comparison to the set of untargeted loans, this increase was of at least 13%. This result is highly statistically significant and proved robust to a variety of controls for unobserved heterogeneities and to subsample estimations. On the other hand, there is no strong evidence of an increase in spreads charged for the set of untargeted auto loans, given the lack of robustness. In theory, spillovers to the set of untargeted auto loans could be caused by partial pass-through of higher total financing costs also to these loans, or by migration of demand from targeted loans to untargeted ones. We conclude, therefore, that those spillovers, if present, were limited. Additionally, this paper shows that the subsequent withdrawal of the regulatory capital increase was, similarly, associated with lower spreads charged on the same borrower for similar auto loans, whose capital charges decreased. Nevertheless, when measured relatively, this reduction in spreads was smaller than the original increase. This could be associated with a more precautionary behavior adopted by banks after the first regulation, and which lasted beyond its regulatory modification.

To assess bank supply effects, this paper has made use of a largely unexpected new bank capital regulation and fixed effects on loan-level data. In order to better identify supply effects, an additional strategy would be to explore variations of spread changes in the cross-section of banks. For example, banks with different capital buffers or different market powers might have reacted with different magnitudes after the new regulation. However, results not shown in this version of the paper do not contain robust evidence of such meaningful cross-sectional variations. To some extent, this may be due to the limited bank cross-section variability in our sample.



References

- Admati, Anat R., Peter M. DeMarzo, Martin F. Hellwig, and Paul Pfleiderer (2011), *Fallacies, Irrelevant Facts and Myths in the Discussion of Capital Regulation: Why Bank Equity Is Not Expensive*, Working Paper, Stanford University.
- Aiyar, Shekhar, Charles W. Calomiris and Tomasz Wieladek (2012), *Does Macro-pru Leak? Evidence from a UK Policy Experiment*, NBER Working Paper, No. 17822.
- Banco Central do Brasil (2010), "Circular 3515", December.
- Banco Central do Brasil (2011), "Circular 3563", November.
- Basel Committee on Banking Supervision (2010a), *An Assessment of the Long-term Economic Impact of Stronger Capital and Liquidity Requirements*, Bank for International Settlements, August 2010.
- Basel Committee on Banking Supervision (2010b), *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*, Bank for International Settlements, December 2010.
- Berróspide, José M., and Rochelle M. Edge (2009), *Linkages between the Financial and Real Sectors: Some Lessons from the Subprime Crisis*, Working Paper, Federal Reserve Board.
- Committee on the Global Financial System (2012), *Operationalising the Selection and Application of Macroprudential Instruments*, CGFS Papers, No. 48.
- Francis, William, and Matthew Osborne (2009), *Bank Regulation, Capital and Credit Supply: Measuring the Impact of Prudential Standards*, Occasional Paper, No. 36, FSA.
- Jiménez, Gabriel, Steven Ongena, José L. Peydró, and Jesús Saurina (2012), "Credit Supply: Identifying Balance-sheet Channels with Loan Applications and Granted Loans," *American Economic Review*, Vol. 102(5), August, pp. 2301-2326,

- Jiménez, Gabriel, Jesús Saurina, Steven Ongena, and José-Luis Peydro (2012), *Macprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiment*, Working Paper, No. 628, Barcelona Graduate School of Economics.
- Houston, Joel, Christopher James, and David Marcus (1997), "Capital Market Frictions and the Role of Internal Capital Markets in Banking," *Journal of Financial Economics*, Vol. 46, pp. 135-164.
- Kashyap, Anil, K., Jeremy C. Stein, and Samuel Hanson (2010), *An Analysis of the Impact of "Substantially Heightened" Capital Requirements on Large Financial Institutions*, Working Paper, University of Chicago and Harvard University.
- Miles, David, Jing Yang and Gilberto Marcheggiano (2013), "Optimal Bank Capital," *The Economic Journal*, Vol. 123, No. 567, pp. 1-37.
- Modigliani, Franco, and Merton H. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, pp. 261-297.
- Peek, Joe, and Eric Rosengren (1997), "The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan," *American Economic Review*, Vol. 87, pp. 495-505.
- Santos, João A. C. (2011), "Bank Corporate Loan Pricing Following the Subprime Crisis," *Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 6, pp. 1916-1943.
- Silva, Luiz A. Pereira, and Ricardo E. Harris (2012), *Sailing through the Global Financial Storm: Brazil's Recent Experience with Monetary and Macprudential Policies to Lean against the Financial Cycle and Deal with Systemic Risks*, Working Paper, No. 290, Banco Central do Brasil.

2015, Printed in Master Copy, S. A., de C. V.,
avenida Coyoacán, núm. 1450,
México D. F., CP 03220.
300 copies.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

