

La indexación de los saldos hipotecarios y la crisis colombiana de final del siglo xx

The Indexation of Mortgage Balances and the Colombian Crisis of the Late 1990's

Juan Esteban Carranza*

Resumen

El objetivo de este artículo es evaluar el impacto sobre el *default* hipotecario de la política que regulaba la indexación de los saldos hipotecarios durante la década de los noventa. Argumentamos en el artículo que la política introducida por las autoridades económicas colombianas durante los primeros años de la década, tuvo un efecto sustancial sobre la tasa de *default* hipotecario observada durante la crisis económica y financiera que ocurrió a finales de la década. Hacemos un análisis econométrico basado en un modelo de *default* óptimo y una muestra aleatoria de hipotecas vigentes entre 1997 y 2004. Los resultados implican que las variables más importantes en la determinación del *default* observado fueron los saldos de las hipotecas y los precios de los bienes raíces, mas no la caída del ingreso. Además, estimamos que

* Profesor de Economía, Universidad ICESI. Este artículo discute resultados obtenidos en los artículos metodológicos de Carranza y Estrada (2007) y Carranza y Navarro (2011). El artículo está basado en presentaciones del autor en el simposio de la revista *Estudios Gerenciales en ICESI* en octubre del 2009 y en el Congreso de Economía Colombiana realizado en la Universidad de los Andes en septiembre del 2010. La versión final del artículo fue enriquecida por las sugerencias de dos revisores anónimos y el editor. Jessica Castaño y Johana Vélez fueron asistentes de investigación. El autor recibe correspondencia en jecarranza@icesi.edu.co.

Este artículo fue recibido el 2 de febrero de 2011; modificado el 21 de mayo de 2011 y, finalmente, aceptado el 28 de mayo de 2011.

aproximadamente la mitad del *default* observado entre las hipotecas iniciadas después de 1996 fue causado por la política de indexación de los saldos con la tasa de interés.

Palabras clave: crisis financiera, *default* hipotecario, elección discreta dinámica.

Clasificación JEL: C5, D04, R3.

Abstract

The goal of this article is to evaluate the impact on mortgage default of the policy regulating the indexation of mortgage balances in Colombia during the 1990's. I argue that this policy, introduced by the Colombian economic authorities during the early 1990's, had a substantial effect on mortgage default during the economic and financial crisis experienced by the Colombian economy during the late 1990's. I perform an econometric analysis based on an optimal default model that is mapped to a random sample of mortgages that were outstanding between 1997 and 2004. The results imply that default was mostly determined by the variation in mortgage balances and home prices, and not much by the variation in income. Moreover, I estimate that approximately 50% of observed default among mortgages initiated after 1996 is the result of the policy of tying the mortgage balances to the interest rate.

Key words: Financial crisis, mortgage *default*, dynamic discrete choice.

JEL classification: C5, D04, R3.

Introducción

Hasta el final de la década de los noventa, las hipotecas de vivienda en Colombia estaban indexadas de acuerdo con una tasa fijada por el Banco de la República, conocida como “corrección monetaria”. Hasta principios de la década esta tasa reflejaba la tasa de inflación. Tras la desregulación financiera implementada durante la primera mitad de la

década, las autoridades económicas decidieron cambiar la indexación de los saldos hipotecarios atándolos a la tasa de interés de captación, la cual se determinaba libremente en los mercados financieros.

Mientras las tasas de interés estuvieron bajas gracias a los flujos positivos de liquidez, el crédito hipotecario creció aceleradamente dándole un empujón al sector de la construcción y a la economía. A finales de la década, Colombia al igual que otras economías emergentes enfrentó una crisis cambiaria y una desaceleración sin precedentes de la economía. Las tasas de interés se dispararon y con ellas crecieron los saldos hipotecarios, al tiempo que los precios de los bienes raíces y la actividad económica caían. Simultáneamente, un porcentaje muy alto de deudores hipotecarios dejó de pagar sus obligaciones, lo cual alimentó aún más la crisis financiera y económica.

Nuestro objetivo en este artículo es determinar el efecto del cambio en la indexación sobre la tasa de *default*. Intuitivamente, el problema empírico resulta de la confluencia durante los años de la crisis de múltiples factores, todos los cuales fueron más o menos determinantes del *default* observado. Para separar el efecto de la indexación de saldos, especificamos un modelo de comportamiento individual en el que las decisiones de *default* dependen de todos los factores que se consideran relevantes, a saber: los saldos hipotecarios, el precio de los inmuebles, el ingreso de los deudores, el apalancamiento del crédito, etc. Estimamos el modelo usando datos que contienen la historia de pagos de una muestra de hipotecas vigentes entre 1997 y 2004. Para evaluar el impacto de la política, simulamos el modelo bajo condiciones “contrafactuales” en las que se asume que los saldos estaban atados sencillamente a la inflación y lo comparamos con el *default* observado¹.

El resultado de las simulaciones, es que aproximadamente la mitad del *default* observado en la cohorte de hipotecas consideradas fue resultado de la indexación de los saldos hipotecarios a la tasa de interés, tomando como dada la variación observada en los precios de los inmuebles y en el ingreso de los deudores. Por otro lado, concluimos que la caída en el ingreso de los deudores tuvo un efecto económicamente insignificante

¹ Las metodologías econométricas que usamos están descritas en detalle en los artículos de Carranza y Estrada (2007) y Carranza y Navarro (2011), cuyo enfoque es primordialmente metodológico.

sobre el *default* hipotecario, dada la variación observada en el precio de los inmuebles y los saldos hipotecarios.

La evaluación del impacto de la política está basada en el comportamiento de la cohorte de hipotecas iniciadas a partir de 1997, que por tanto eran las más apalancadas y en las que el *default* fue más prevalente. Una limitación del análisis es que este se basa en un modelo de equilibrio parcial en el que se cambia la evolución de una variable manteniendo las demás constantes, sin tener en cuenta que todas las variables macroeconómicas se determinan conjuntamente en equilibrio general.

Existen pocos precedentes en la literatura del uso de técnicas estructurales para entender las decisiones de *default* de los deudores hipotecarios. La literatura empírica sobre *default* hipotecario está dominada por el uso de modelos estadísticos de duración como en Deng, Quigley y Van Order (2000), cuya relación con modelos de comportamiento es poco clara. El artículo de Bajari, Chu y Park (2010) es un ejemplo reciente del uso de modelos de comportamiento óptimo para entender las decisiones de *default* durante la reciente crisis hipotecaria en Estados Unidos. En el caso colombiano, el estudio de Cárdenas y Badel (2003) analiza las decisiones de deudores individuales usando una base de datos similar a la que usamos en este artículo. A diferencia de Cárdenas y Badel (2003), formulamos un modelo de comportamiento para identificar y modelar las fuentes de heterogeneidad no observada. Además, usamos el modelo estimado para simular escenarios contrafactuales.

El análisis se divide de la siguiente forma: en la primera sección se recuenta el desempeño del mercado hipotecario durante toda la década de los noventa y se describe el comportamiento del *default* en una muestra de deudores hipotecarios entre 1997 y 2004. En la segunda sección se presenta un modelo de *default* óptimo que se puede estimar con los microdatos disponibles. En la tercera y cuarta secciones se hace un análisis microeconómico que nos permite determinar la importancia relativa de distintos factores observados en la determinación de la tasa de *default* bajo distintos supuestos acerca del comportamiento dinámico de los deudores. En la quinta sección se simula el comportamiento de una submuestra de los deudores en la base de datos, bajo

una política alternativa en la que los saldos hipotecarios están atados a la tasa de inflación en vez de estar atados a la tasa de interés. En la última sección del artículo se concluye con una discusión sobre las implicaciones de política de los resultados y sus limitaciones.

I. La regulación financiera y el mercado hipotecario en Colombia después de 1990

A. Recuento histórico

En esta sección se presenta una descripción del entorno económico e institucional en el que se da la crisis del sector hipotecario a finales de la década de los noventa. Esta descripción no es exhaustiva y no reemplaza la incontable literatura que describe y analiza la historia del sector hipotecario colombiano y sus crisis. Entre los muchos estudios, vale la pena mencionar el libro de Caballero y Urrutia (2006), que describe las crisis financieras recurrentes que experimentó la economía colombiana durante el siglo xx. Un artículo que describe el desarrollo del sector hasta fechas recientes es el artículo de Hofstetter, Tovar y Urrutia (2011) y uno que contrasta el caso colombiano con otras experiencias internacionales es el artículo de Clavijo, Janna y Munoz (2004).

Desde los años setenta el mercado hipotecario colombiano creció al amparo del sistema de unidades de poder adquisitivo constante (UPAC). Con este sistema, los bancos hipotecarios tenían el monopolio de las cuentas de ahorro (recursos a la vista remunerados) y estaban obligados a colocar todos sus pasivos en cartera hipotecaria. Este mecanismo de segmentación del mercado entre bancos hipotecarios y comerciales canalizaba la liquidez de la economía hacia el sector de la construcción, lo cual se consideraba deseable puesto que es un sector intensivo en mano de obra y en insumos producidos nacionalmente.

Para proteger a bancos y deudores del riesgo inflacionario prevalente en toda Latinoamérica, las hipotecas estaban denominadas en UPAC, cuyo valor variaba mes a mes de acuerdo con una tasa fijada por el Banco de la República. Esta tasa era la “corrección monetaria” y, en principio, reflejaba la tasa de inflación. Este mecanismo protegía a

deudores y bancos del riesgo inflacionario. Después de la crisis se reformó el sistema y se reemplazó el UPAC por la unidad de valor constante (UVR), que es conceptualmente equivalente.

A principios de la década de los noventa se consideraba que la canalización artificial de la liquidez de largo plazo hacia el sector de la construcción no era deseable. El gobierno colombiano impulsó entonces una agresiva desregulación financiera con la intención de mejorar la asignación de los recursos financieros. Una de las medidas que se tomó fue la de permitir a los bancos comerciales ofrecer cuentas de ahorro. Esto implicaba que los bancos hipotecarios tendrían que fondear su cartera de largo plazo compitiendo por los depósitos de ahorro con los bancos comerciales, cuya cartera era de mucho más corto plazo.

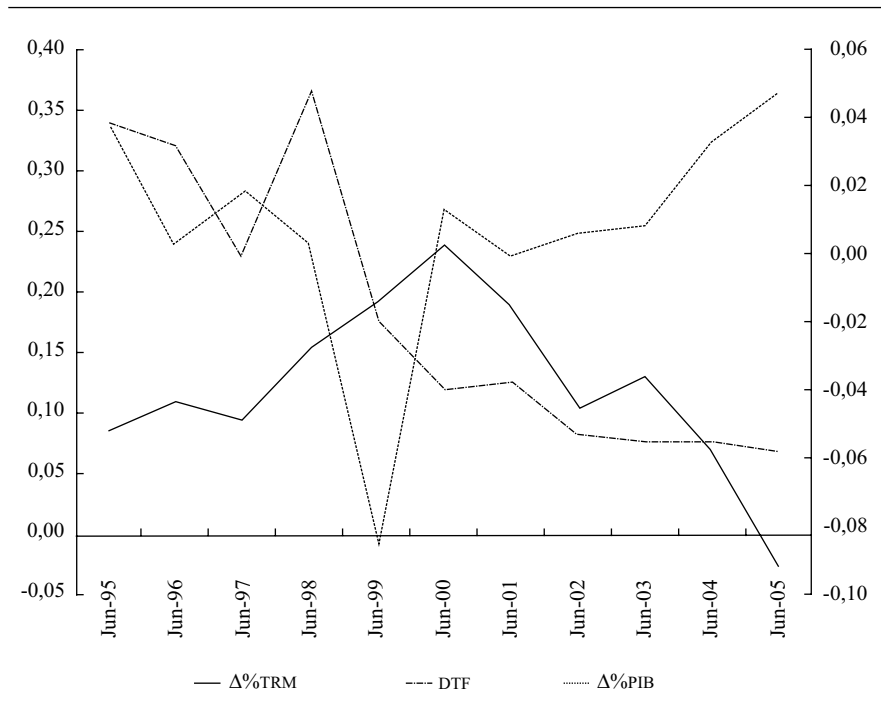
El riesgo era que si las tasas de interés subían mucho, habría un desfase entre el costo y el rendimiento de las hipotecas iniciadas antes de la desregulación. En el peor de los casos, tal desfase podría llevar a la quiebra a los bancos hipotecarios. Para mitigar este riesgo, las autoridades económicas decidieron atar la corrección monetaria a la tasa de interés de captación. Esto implicaba que cuando las tasas de interés subían por encima de la inflación, el valor real de los saldos de las hipotecas subía permanentemente.

Como parte de las medidas de desregulación, también se levantaron los obstáculos para los flujos internacionales de divisas, lo que favoreció el influjo de liquidez desde el exterior. Como consecuencia, las tasas de interés estuvieron bajas y el crédito hipotecario creció aceleradamente, al tiempo que los precios de los bienes raíces crecían por encima del nivel general de precios.

En 1997 se desata la crisis financiera asiática que inicia una serie de crisis cambiarias alrededor del mundo, cuando los flujos de capital se revirtieron abruptamente. En Colombia, esto llevó a que la tasa de cambio se pegara del techo de la banda cambiaria que regía entonces y a que la tasa de interés subiera por encima de la inflación. Con el alza de la tasa de interés real empezó a subir el valor real de los saldos hipotecarios. Al mismo tiempo, los precios de los bienes raíces y la actividad económica caían.

El gráfico 1 ilustra de forma sucinta la dinámica del entorno macroeconómico. En el gráfico se muestra la tasa anual de devaluación de la tasa de cambio (TRM, tasa representativa del mercado, medida en el eje izquierdo), la tasa anual de crecimiento del producto interno bruto (PIB) per cápita (basada en el PIB trimestral, medida en el eje derecho) y la tasa de interés (DTF, tasa de depósitos a término fijo a 30 días, medida en el eje izquierdo).

Gráfico 1. Devaluación, crecimiento económico y tasa de interés entre 1995 y 2005.



Fuente: Banco de la República.

Tal como se puede ver, desde el punto de vista macroeconómico, los primeros indicios de la crisis se dan con la subida de la tasa de interés entre 1997 y 1998, cuando se produjo un flujo persistente de capital hacia el exterior que no pudo ser contrarrestado con medidas monetarias, dada la política del Banco de la República de defender la tasa de cambio. Posteriormente en 1999 se da la caída dramática de

la actividad económica que en ocasiones es llamada “la gran recesión colombiana”.

La tasa de interés cae persistentemente desde 1999, cuando el Banco de la República permite la devaluación progresiva del peso, tal como se puede observar en el gráfico. Como se indicó, durante estos años la corrección monetaria estaba atada a la tasa DTF, de manera que un efecto de la crisis fue la razón por la que los saldos hipotecarios subieran de forma permanente. Es decir, cuando la tasa de interés se estabilizó después de 1999, los saldos no se ajustaron sino que siguieron creciendo a una tasa menor. Todo esto ocurrió justo cuando los precios de los bienes raíces cayeron.

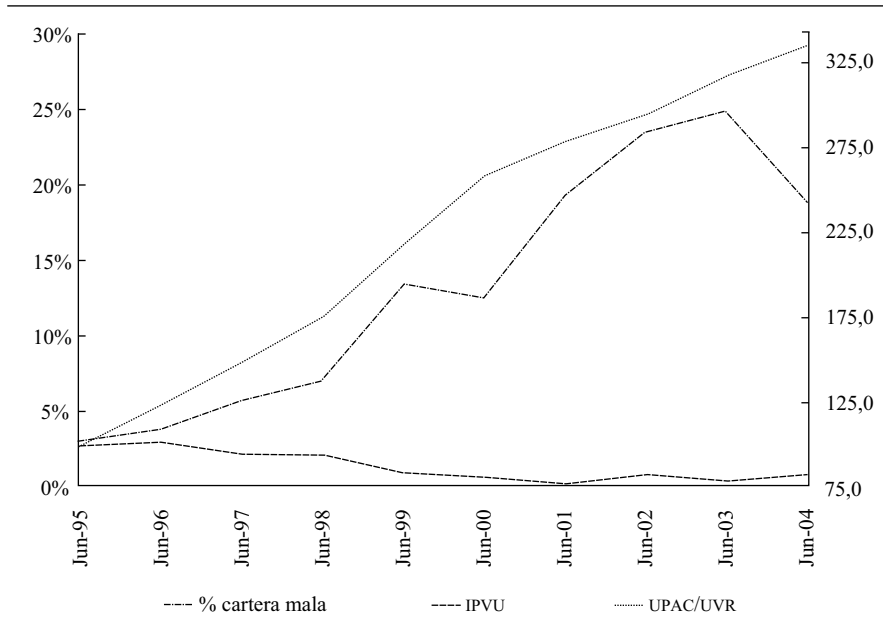
Al tiempo que ocurrían todos estos fenómenos, los deudores hipotecarios empezaron a hacer *default* a tasas sin precedentes. El gráfico 2 ilustra la evolución agregada del sector hipotecario entre 1995 y 2005. Se muestra la proporción de la cartera vencida de vivienda de todo el sector financiero sobre la cartera total de vivienda (medida en el eje izquierdo); se muestra también el índice de precios de la vivienda usada construido por el Banco de la República y el valor normalizado del UPAC y la UVR que lo reemplazó después de 1999 (ambos índices están normalizados a un valor inicial de 100 y se miden en el eje derecho).

Como se puede ver, la cartera de vivienda vencida alcanzó niveles de alrededor de 25% de la cartera de vivienda total del sistema financiero. Este aumento en el tamaño relativo de la cartera mala se dio a pesar del crecimiento desproporcionado de la cartera total por cuenta del crecimiento indexado de los saldos. El aumento en la cartera mala ocurre simultáneamente con la caída de los precios de vivienda y con la subida del UPAC (UVR), cuya variación es la misma corrección monetaria. Infortunadamente, durante aquellos años no se compilaba información sobre el comportamiento de deudores individuales, de manera que la tasa agregada de *default* es incierta. La única información agregada disponible es el valor de la cartera vencida.

Vale la pena notar que la caída en los precios inmobiliarios y el aumento del *default* hipotecario se inician antes de 1997, que es cuando ocurre la crisis asiática. El aumento del *default* hipotecario alimentaba un ciclo vicioso: el aumento del *default* agravaba la caída en los precios de los bienes raíces, aumentaba el riesgo de las entidades financieras y este

incremento en el riesgo aumentaba las tasas de interés. Para completar, los altos niveles de las tasas de interés agravaban, además, la crisis del sector real, lo cual, a su vez, aumentaba el *default*, etc.

Gráfico 2. Cartera vencida, precios de la vivienda y valor del UPAC.



Fuente: Superintendencia Financiera y Banco de la República.

B. Descripción de los microdatos

Tal como se indicó, no existe un registro agregado de las decisiones de *default* de los deudores hipotecarios. Para estimar la tasa de *default* y estudiar sus determinantes, se acudió a microdatos compilados por algunas instituciones después de la crisis con la historia de pagos de una muestra aleatoria de créditos hipotecarios que estaban activos entre 1997 y 2004. Se trata de aproximadamente 16.000 hipotecas iniciadas en su mayoría antes de 1997. Los datos se compilaron aleatoriamente e incluyen el saldo de la deuda cada mes, el precio del inmueble hipotecado cuando se inicia la hipoteca, el plazo de la hipoteca y un indicador mensual de si el crédito está al día o no². El precio de los

² Del mecanismo de aleatorización utilizado poco se sabe, más que la muestra obtenida es "representativa".

inmuebles se actualiza cada trimestre con el índice de precios de la vivienda usada creado por el Banco de la República.

Estrictamente hablando, la muestra completa no es insesgada, pues las hipotecas vigentes en 1997 son un subconjunto seleccionado de todas las hipotecas iniciadas hasta esa fecha y que no han sufrido *default* o no han sido prepagadas. El sesgo que tenga la muestra completa depende del mecanismo que determina la supervivencia de los créditos a lo largo del tiempo y, por tanto, depende del modelo de comportamiento en que se base la estimación. La muestra contiene un subconjunto de alrededor de 2.500 créditos iniciados después de empezada la muestra, de manera que se observa su comportamiento desde que la hipoteca es iniciada, y por tanto, se observa todo el proceso de selección. Para esta submuestra se puede afirmar que, condicional en su fecha de inicio, no tiene ningún sesgo de selección.

La definición de *default* debe ser determinada, pues en general algunos deudores dejan de pagar pero se ponen al día posteriormente. Definimos que un deudor ha hecho *default* cuando deja de pagar un crédito por más de tres meses. Esta es, además, la definición que usaban las autoridades reguladoras para definir una “deuda mala”, que debía ser reportada como tal a la Superintendencia Bancaria³. Los datos, además, se agrupan trimestralmente para facilitar su análisis. En la muestra completa y la submuestra las tasas de *default* son muy altas. En ocasiones la tasa de *default* trimestral supera el 6% de los créditos vigentes y la tasa acumulada de *default* en la muestra supera el 50%. Es importante aclarar que la decisión de *default*, tal como está definida, no conduce necesariamente a la pérdida del inmueble. En muchos casos, los deudores se vuelven a poner al día o renegocian su deuda con el banco. Se debe entender que todos estos eventos, que no son observables en los datos, forman parte de la decisión de hacer *default*.

Los cuadros 1 y 2 contienen la descripción de los microdatos. El cuadro 1 contiene la descripción de la muestra completa y el cuadro 2 la de una submuestra que contiene solo los créditos iniciados después de 1997, que se observan sin sesgo de selección⁴. Tal como se indicó, la razón de esta distinción es que para los créditos contenidos en el cuadro 2

³ Todos los resultados que se presentan en este artículo son robustos a cambios en la definición de *default*.

⁴ Los datos de saldos, precios e ingreso están expresados en pesos de 1997.

se observa su historia desde que se inicia la hipoteca. Los créditos contenidos en el cuadro 1 se iniciaron antes de empezar la muestra y, por tanto, son supervivientes de cohortes más antiguas de créditos que han sido objeto ya de un proceso sistemático de selección. Es decir, no observamos aquellos créditos iniciados y acabados prematuramente antes del inicio de la muestra. Esta distinción será importante a la hora de estimar los modelos econométricos.

Cuadro 1. Descripción de la muestra completa.

(1) Trimestre	(2) Número de hipotecas	(3) Hipotecas vigentes	(4) Tasa de <i>default</i>	(5) Precio promedio ^a
1997:2	4.965	4.647	4,0%	72,48
1997:3	4.958	4.606	3,2%	73,31
1997:4	5.101	4.688	3,0%	75,52
1998:1	7.197	6.607	3,4%	64,63
1998:2	7.365	6.783	2,3%	61,55
1998:3	7.502	6.842	1,9%	58,33
1998:4	7.569	6.767	2,8%	56,40
1999:1	7.482	6.427	4,1%	57,87
1999:2	7.809	6.536	4,7%	53,61
1999:3	8.060	7.109	3,7%	47,88
1999:4	7.827	6.340	6,3%	50,56
2000:1	8.594	7.038	6,4%	47,98
2000:2	8.020	6.729	5,3%	49,01
2000:3	7.505	6.079	5,5%	48,54
2000:4	7.053	5.678	3,5%	46,98
2001:1	6.786	5.402	2,6%	46,75
2001:2	6.601	5.142	2,7%	38,48
2001:3	6.416	4.947	2,6%	40,77
2001:4	6.253	4.827	2,2%	36,30
2002:1	6.140	4.777	1,8%	32,06
2002:2	6.060	4.727	1,6%	34,96
2002:3	6.028	4.617	2,5%	33,04
2002:4	5.891	4.560	1,7%	36,58
2003:1	5.862	4.514	1,6%	32,07
2003:2	5.816	4.467	1,8%	32,04
2003:3	5.580	4.319	1,3%	31,14
2003:4	5.666	4.346	1,8%	31,26
2004:1	5.553	4.292	1,2%	29,53
2004:2	5.450	4.251	1,0%	31,39

^a Millones de pesos de 1997. Los precios se calculan sobre las hipotecas vigentes.

Cuadro 2. Descripción de la submuestra de hipotecas iniciadas después de 1997.

(1) Trimestre	(2) Número de hipotecas	(3) Hipotecas vigentes	(4) Tasa de <i>default</i>	(5) Precio promedio ^a
1997:2	355	351	1,1%	85,69
1997:3	591	575	2,1%	87,28
1997:4	925	892	1,9%	85,12
1998:1	1.435	1.366	2,6%	73,97
1998:2	1.878	1.775	1,9%	71,17
1998:3	2.224	2.078	2,1%	65,57
1998:4	2.486	2.267	3,2%	62,81
1999:1	2.486	2.153	5,3%	65,05
1999:2	2.486	2.022	6,5%	63,09
1999:3	2.486	1.946	3,9%	55,94
1999:4	2.486	1.837	5,9%	52,37
2000:1	2.486	1.738	5,7%	50,72
2000:2	2.486	1.699	2,3%	55,54
2000:3	2.486	1.616	5,1%	52,90
2000:4	2.486	1.565	3,3%	53,63
2001:1	2.486	1.532	2,2%	60,29
2001:2	2.486	1.496	2,4%	54,85
2001:3	2.486	1.458	2,6%	59,13
2001:4	2.486	1.425	2,3%	62,29
2002:1	2.486	1.404	1,5%	56,83
2002:2	2.486	1.389	1,1%	64,03
2002:3	2.486	1.369	1,5%	60,11
2002:4	2.486	1.338	2,3%	68,76
2003:1	2.486	1.321	1,3%	63,46
2003:2	2.486	1.307	1,1%	66,76
2003:3	2.486	1.296	0,9%	65,94
2003:4	2.486	1.289	0,5%	67,34
2004:1	2.486	1.279	0,8%	65,94
2004:2	2.486	1.270	0,7%	73,50

^a Millones de pesos de 1997. Los precios se calculan sobre las hipotecas vigentes.

En el cuadro 3 se muestra la correlación en los datos entre la decisión de no hacer *default* en la muestra completa y la información de la muestra. Estas correlaciones se obtienen de una regresión de probabilidad lineal e ilustran las regularidades empíricas que se observan en los microdatos. En el cuadro se incluyen regresiones con efectos

fijos para cada período, y sin ellos. Las variables incluidas son una constante, el saldo de la hipoteca, el precio del inmueble actualizado con el índice de precios de la vivienda usada del Banco de la República, el número de trimestres restantes para el vencimiento de la hipoteca y el apalancamiento inicial de la hipoteca. Se incluye el apalancamiento inicial del crédito, pues se considera en la literatura como un buen indicador de la aversión de los deudores para hacer *default* de su crédito (Deng *et al.*, 2000).

Cuadro 3. Correlación entre no *default* y las variables observadas.

(1) Trimestre	(2) Coeficiente	(3) t-stat	(4) Coeficiente	(5) t-stat
Constante	0,9757	565,25	0,9686	308,17
Saldo	-0,0064	-12,97	-0,0054	-10,99
Precio	0,0016	9,97	0,0014	8,54
Tiempo restante	-0,0002	-8,22	-0,0002	-5,17
Apalancamiento	0,0076	3,3	0,0031	1,35
Efectos fijos	No		Si	

La variable dependiente es un indicador de no *default*. Las columnas (3) y (4) corresponden a regresiones con efectos temporales fijos. El tiempo restante es el número de trimestres restantes en la hipoteca. El apalancamiento es el saldo inicial sobre el precio inicial del inmueble.

Tal como era de esperarse, en los datos, no hacer *default* está correlacionado de manera negativa con el saldo y el número de períodos restantes en la hipoteca y de forma positiva con el precio del inmueble. La regresión, además, indica que el apalancamiento inicial del crédito está correlacionado de forma positiva con no hacer *default*. Esta correlación es significativa en la regresión sin efectos temporales fijos, pero es insignificante cuando estos se incluyen.

La correlación negativa entre *default* y apalancamiento significaría que los deudores que se apalancan más tienen menor propensión a hacer *default*, dado un tamaño, un término de la hipoteca y un precio del inmueble. Esto es un poco sorprendente, pues usualmente se espera que los créditos más apalancados sean más riesgosos. Presumiblemente, esta correlación negativa se debe a que en los datos el apalancamiento inicial de la hipoteca está correlacionado con características no observadas del deudor, que son las que determinan el *default*. Por ejemplo, el coeficiente negativo puede ser resultado de la variación no observada del ingreso de los deudores que está correlacionada de

manera positiva con el apalancamiento de las hipotecas, y al mismo tiempo determina el *default* observado.

Es de esperarse que la presencia de heterogeneidad no observada que está correlacionada con las variables observadas o que exhiba persistencia, esté causando un sesgo en la correlación verdadera de las variables estructurales y el *default* observado. Además, dada la naturaleza dinámica del problema de optimización que genera el comportamiento observado, las correlaciones crudas entre las variables observadas y el comportamiento mezclan efectos temporales y permanentes que es deseable separar. Estas características de los microdatos generan un sesgo que motiva el análisis econométrico que presentamos más adelante y que apunta a corregirlo.

Dado que la base de datos no contiene ninguna información sobre el ingreso de los deudores, se hace uso de una base de datos secundaria tomada de la Encuesta Nacional de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), la cual cada año contiene una pregunta sobre la tenencia de créditos de vivienda y el precio de esta. Específicamente, extraemos de la muestra completa de la encuesta aquellos hogares que reportan tener un crédito de vivienda. Para casar ambas bases de datos, se asume que la distribución del ingreso condicional en el pago mensual de la encuesta es la misma que la distribución del ingreso de los deudores en la base de datos principal, condicional en la razón de saldo sobre plazo restante. Este supuesto nos permite simular el ingreso a partir de la distribución condicional observada en la encuesta de hogares, tal como lo explicaremos al describir la estimación. Esto se hace usando la encuesta de cada año, de manera que los datos capturan la variación en el ingreso de los deudores durante los años de la crisis.

II. Modelo de *default* óptimo

Para analizar la relación causal entre las variables relevantes y el *default* observado, describimos primero el mecanismo mediante el cual opera la causalidad. Se hace esto con un modelo de *default* óptimo, que se puede mapear directamente a los datos disponibles. En el modelo se asume que cada período t (e. g., cada trimestre), cada deudor hipote-

cario i escoge $d_{i,t} \in \{0, 1\}$, donde $d_{i,t} = 0$ es hacer *default* y $d_{i,t} = 1$ es no hacer *default*.

Hacer *default* implica que el problema termina para el individuo (e. g., *default* es un estado absorbente), por lo que $d_{i,t} = 0$ implica que $d_{i,t+1} = 0$. Si no hace *default* obtiene una utilidad $u_{i,t}$ que depende de su valoración del inmueble hipotecado y obtiene la posibilidad de tomar la decisión de nuevo en el siguiente período. Si hace *default* obtiene un pago terminal $W_{i,t}$ y pierde la posibilidad de decidir en el futuro. Vale reiterar que la decisión de hacer *default* conduce a un escenario estocástico que incluye la posibilidad de ponerse al día en el futuro, perder el inmueble, renegociar con el banco, etc. El pago $W_{i,t}$ captura los pagos esperados de la decisión de dejar de pagar que incluye la posibilidad de todas estas eventualidades.

Este modelo ignora la alternativa de prepago de la deuda, pues durante los años cubiertos por la muestra esta alternativa fue empíricamente irrelevante. En general, la hipoteca estaba atada al inmueble. No era inusual, por ejemplo, que los compradores de una vivienda usada con una hipoteca vigente adquirieran automáticamente la hipoteca bajo términos idénticos a los pactados originalmente.

Dados los supuestos descritos, el valor del problema $V_{i,t}$ para cada deudor i que aún no ha hecho *default* en t y que tiene una hipoteca vigente de plazo máximo T_i es el máximo valor presente posible del flujo de utilidades:

$$V_{i,t}(\tilde{S}_{i,t}) = \max\{u_{i,t} + \beta E[V_{i,t+1}(\tilde{S}_{i,t+1}) | \tilde{S}_{i,t}], W_{i,t}\}, \quad (1)$$

donde $t < T_i$ y $\beta < 1$ es la tasa subjetiva de descuento y $\tilde{S}_{i,t}$ es un vector que contiene las variables de estado que determinan las valoraciones del deudor. Para $t \geq T_i$ el valor de la función de valor se normaliza a cero, e. g., $V_{i,T} = 0$.

La ecuación (1) es una representación recursiva del problema dinámico de optimización que determina las decisiones óptimas de *default* de los deudores. De acuerdo con esta representación, cada período un deudor compara el valor $W_{i,t}$ de hacer *default* con la utilidad $u_{i,t}$ que genera su casa, más el valor esperado de tomar la decisión el siguiente período

$\beta EV_{i,t+1}$. Técnicamente, este valor de continuación es el valor en t de la opción de hacer *default* en $t + 1$.

La presencia de esta opción es lo que complica la evaluación del riesgo de *default* hipotecario, puesto que esta depende de la evolución esperada de variables de estado observadas como los saldos hipotecarios y los precios de los bienes raíces, o variables de estado no observadas como el ingreso de los deudores o los choques laborales de los hogares⁵.

El modelo descrito por la ecuación (1) es un modelo de elección discreta binomial que implica una probabilidad de *no* hacer *default* dada por:

$$Pr_{i,t} = Prob[u_{i,t} - W_{i,t} + \beta E[V_{i,t+1}(\tilde{S}_{i,t+1}) | \tilde{S}_{i,t}] > 0]. \quad (2)$$

El modelo se estima parametrizando los pagos y especificando las propiedades estadísticas de las variables no observadas que generan la aleatoriedad del problema. Para los ejercicios econométricos asumimos que los pagos netos de continuar pagando la hipoteca son una función lineal de las variables de estado observadas y no observadas como sigue:

$$\begin{aligned} u_{i,t} - W_{i,t} &= \zeta_0 + \zeta_1 \bar{\pi}_{i,t} + \zeta_2 b_{i,t} + \zeta_3 L_{i,t} + \zeta_4 y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ &= \bar{u}(\bar{\pi}_{i,t}, b_{i,t}, L_{i,t}, y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (3)$$

donde $\bar{\pi}_{i,t}$ es el precio esperado del inmueble del deudor i en el trimestre t , $b_{i,t}$ es el saldo de la hipoteca y $L_{i,t}$ es el número de trimestres restantes en la hipoteca. La variable $y_{i,t}$ es el ingreso del deudor en t el cual no es observado directamente, y $\varepsilon_{i,t}$ es una variable de estado no observada que captura todos los choques no observados que afectan los pagos del deudor asociados con su decisión de hacer o no hacer *default*. Esta parametrización es enteramente consistente con un modelo de maximización de la utilidad similar a la usada en la literatura sobre estimación de modelos de demanda de bienes durables (e. g., Berry,

⁵ Para una descripción de la metodología estándar de evaluación del riesgo crediticio hipotecario, se puede ver el artículo canónico de Deng *et al.* (2000).

Levinsohn y Pakes, 1995), en la que esta depende del consumo de servicios residenciales y el consumo de otros bienes como se describe en Carranza y Navarro (2011).

La probabilidad (2) describe completamente el comportamiento de los deudores y no requiere de una formulación del lado de la oferta para su estimación. Hay, sin embargo, dos dificultades asociadas con la estimación de los parámetros del modelo: el primer problema es el tratamiento de las variables estocásticas no observadas $y_{i,t}$ y $\varepsilon_{i,t}$, es decir, el tratamiento en el modelo de la heterogeneidad no observada. El segundo problema es el cómputo a lo largo del algoritmo de estimación del valor de la opción $EV_{i,t+1}$. A continuación presentamos estimaciones que describen el tratamiento de cada problema por separado.

III. Estimación del modelo con heterogeneidad no observada sin efectos dinámicos

En esta sección trataremos el problema de la presencia de heterogeneidad no observada que determina el comportamiento observado. Por ejemplo, la presencia de variables de estado no observadas y que están correlacionadas con el apalancamiento de los créditos y que hacen que este esté correlacionado negativamente con el *default* observado, tal como se indicó al describir los datos. En esta sección se asumirá que no hay efectos dinámicos y, por tanto, se podrá estimar el modelo con la muestra completa, tal como se explicará en detalle más adelante.

Por lo pronto, suponemos que el valor promedio de continuación del problema, es decir, el valor de la opción de hacer *default* el siguiente trimestre $EV_{i,t}$, es una constante para todo i y t . Esto implica que este valor forma parte de la constante ζ_0 . Por tanto, cada período t el deudor i toma una decisión “estática” que no es afectada por las expectativas que tenga sobre la evolución de las variables de estado en el futuro. Esto elimina la posibilidad, por ejemplo, de que el deudor decida demorar su decisión de hacer *default* en espera de un posible cambio regulatorio que disminuya los costos futuros de la hipoteca. Qué tan importante es este componente dinámico es un problema empírico que se estudia en la siguiente sección.

En el modelo descrito por (1) y (3) hay dos fuentes de heterogeneidad no observada y que potencialmente está correlacionada entre deudores y en el tiempo: el ingreso $y_{i,t}$ y los choques $\varepsilon_{i,t}$. En cuanto al ingreso, se asume que la distribución entre los deudores de la muestra en cada período es la contenida en la submuestra obtenida de la encuesta de hogares de cada año, condicional en $b_{i,t} / L_{i,t}$ y que denominamos $H_i(y | b / L)$. Esta distribución cambia en cada encuesta reflejando los efectos de la actividad económica sobre el nivel y la dispersión del ingreso entre los deudores.

Para controlar la variación no observada del ingreso, lo que hacemos es simular el ingreso de cada deudor en cada período a partir del ingreso reportado en las encuestas de hogares por deudores con hipotecas de saldo y plazo similar. Específicamente, se ordenan los deudores en la muestra de deudores y en la muestra de la encuesta de hogares de acuerdo con su razón reportada de deuda a precio del inmueble. Luego, para cada quintil de estas distribuciones empíricas, simulamos aleatoriamente el ingreso de cada individuo en la muestra de deudores de su correspondiente quintil en la muestra de la encuesta de hogares⁶. Dicho de otra forma más intuitiva, se busca entre los hogares de la encuesta de hogares aquellos que tengan un inmueble hipotecado y una deuda similar al inmueble de los deudores de la muestra. Entre aquellos hogares “parecidos” de la encuesta simulamos el ingreso aleatoriamente.

Para permitir que los choques $\varepsilon_{i,t}$ tengan una estructura de correlación flexible, les imponemos la siguiente estructura:

$$\varepsilon_{it} = \xi_t + \mu_{i,t} + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

donde ξ_t es un choque común a todos los deudores que llamaremos “choque agregado”, $\mu_{i,t}$ es un choque específico a cada deudor que está correlacionado con características observables y que llamaremos la “heterogeneidad individual”, y un choque ϵ_{it} que es *iid* entre deudores y a lo largo del tiempo al que llamaremos el “choque idiosincrático”.

⁶ Esta simulación es una forma no paramétrica de imputación que usa directamente los datos de la encuesta.

Se estima el modelo imponiendo restricciones paramétricas sobre las propiedades estadísticas de los componentes de ε . Supongamos que los choques agregados son *iid* entre períodos⁷, y que la heterogeneidad individual está correlacionada con el apalancamiento inicial de la hipoteca medida por la razón de valor inicial del crédito sobre el precio inicial del inmueble y que denominamos LTV_i , tal que $\mu_{i,t} = \alpha_\mu LTV_i \bar{\mu}_{i,t}$ donde $\bar{\mu}_{i,t}$ es un error normal estándar específico a cada deudor. El parámetro α se debe estimar y mide la correlación de las preferencias individuales por el *default* con el apalancamiento inicial del crédito. Este es un control usual en la literatura empírica sobre *default* hipotecario que captura la actitud frente al riesgo de los deudores. En general, se espera que deudores menos riesgosos se apalancen menos al iniciar un crédito.

Finalmente, asumimos que el choque idiosincrático sigue una distribución logística. Por tanto, se puede reescribir (4) de la siguiente forma:

$$\varepsilon_{it} = \xi_t + \alpha_\mu LTV_{it} \bar{\mu}_{i,t} + \epsilon_{it}. \quad (5)$$

Intuitivamente, (9) es sencillamente el error del modelo. Como se puede ver, este error es completamente independiente en el tiempo, condicional en LTV_i . Por tanto, condicional en LTV_i la muestra cada período no tiene sesgo de selección y el modelo se puede estimar con la muestra completa.

Dado el supuesto de errores logísticos, la probabilidad de no *default* (11) tiene una forma analítica dada por la probabilidad logit usual:

$$Pr_{i,t} = \frac{e^{\xi_0 + \xi_1 \bar{P}_{i,t} + \xi_2 b_{i,t} + \xi_3 L_{i,t} + \xi_4 y_{i,t} + \xi_t + \alpha_\mu LTV_i \bar{\mu}_{i,t}}}{1 + e^{\xi_0 + \xi_1 \bar{P}_{i,t} + \xi_2 Y_{i,t} + \xi_3 K_{i,t} + \xi_4 L_{i,t} + \xi_t + \alpha_\mu LTV_i \bar{\mu}_{i,t}}}, \quad (6)$$

donde la probabilidad está definida para cualquier realización del ingreso $y_{i,t}$, los choques agregados ξ_t y la heterogeneidad individual $\bar{\mu}_{i,t}$.

⁷ En la siguiente sección permitimos que estos choques estén autocorrelacionados, lo cual implica necesariamente que el problema de *default* óptimo sea dinámico.

Para computar la función de verosimilitud, se integra la probabilidad (6) con respecto a la distribución del ingreso y la heterogeneidad individual. La probabilidad integrada está dada por la siguiente ecuación:

$$\widehat{Pr}_{i,t} = \int \frac{e^{\zeta_0 + \zeta_1 \bar{\pi}_{i,t} + \zeta_2 b_{i,t} + \zeta_3 L_{i,t} + \zeta_4 y_{i,t} + \xi_t + \alpha_\mu LTV_i \bar{\mu}_{i,t}}}{1 + e^{\zeta_0 + \zeta_1 \bar{\pi}_{i,t} + \zeta_2 b_{i,t} + \zeta_3 L_{i,t} + \zeta_4 y_{i,t} + \xi_t + \alpha_\mu LTV_i \bar{\mu}_{i,t}}} dH_t(Y | b / L) d\Phi(\bar{\mu}), \quad (7)$$

donde Φ es la función de distribución normal estándar. Un estimador consistente de esta integral se obtiene vía simulación, generando realizaciones de la distribución asumida del ingreso y la heterogeneidad individual y promediando.

Los parámetros del modelo son $\zeta = \{\zeta_0, \zeta_1, \zeta_2, \zeta_3, \zeta_4\}$, $\xi = \{\xi_1, \dots, \xi_T\}$ y α_μ . Estimamos el modelo maximizando la función de verosimilitud simulada, basada en las probabilidades integradas (7):

$$\widehat{L}(\zeta, \xi, \sigma_\mu) = \prod_{i \in S_t} \prod_{t \in T} (\widehat{Pr}_{i,t}^{d_{i,t}} (\widehat{Pr}_{i,t} - 1)^{1-d_{i,t}}), \quad (8)$$

donde S_t es un conjunto de deudores simulados de la muestra de deudores activos en el período t con un ingreso simulado de la distribución del ingreso $H_t(Y | b_{i,t} / L_{i,t})$ observada en la encuesta de hogares⁸.

Los resultados de la estimación corresponden a los modelos I y II del cuadro 4. El modelo I es un modelo de no *default* tal como se describe en (7) sin efectos temporales fijos, mientras que el modelo II incluye efectos temporales fijos que se estiman como una constante específica para cada período de la muestra. Tal como se observa, la estimación indica que una vez se controla la heterogeneidad no observada, se puede afirmar que el precio del inmueble tiene un efecto negativo significativo sobre la probabilidad de *default*. Así mismo, el saldo de la deuda tiene un efecto positivo significativo sobre la probabilidad de *default*. Para dar una idea de la magnitud de este efecto, estos estimativos implican que una disminución de 10% en el precio del inmueble en un deudor promedio de la muestra aumenta su probabilidad promedio de *default* en 0,2 puntos porcentuales. Similarmente, un aumento de 10%

⁸ Para los detalles del algoritmo de estimación, se puede consultar Carranza y Estrada (2007).

en el saldo de la deuda del hogar promedio aumenta su probabilidad promedio de *default* en alrededor de 0,3 puntos porcentuales. Estas cantidades son económicamente significativas, por cuanto la caída acumulada del precio promedio de los inmuebles en la muestra superó el 41% y la subida de los saldos superó el 35%.

Cuadro 4. Resultados de las estimaciones.

Coeficiente	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
	Estimación	Estimación	Estimación	Estimación
ζ_1 (Precio)	0,0579	0,065	0,061	0,049
(Error est.)	(0,001)	(0,003)	(0,005)	(0,004)
ζ_2 (Saldo)	-0,1738	-0,104	-0,328	-0,355
(Error est.)	(0,003)	(0,009)	(0,027)	(0,025)
ζ_3 (Plazo rest.)	-0,0129	-0,001	-0,015	-0,015
(Error est.)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
ζ_4 (Ingreso)	0,0825	0,045	-	0,001
(Error est.)	(0,005)	(0,063)	-	(0,000)
α_μ Apalancamiento	-0,0169	-0,264	0,003	0,004
(Error est.)	(0,005)	(0,012)	(0,002)	(0,005)
Transición de ξ:				
ρ_0 (Constante)			-1,321	-0,035
(Error est.)			(0,231)	(0,023)
ρ_1 (ξ rezagada)	No incluye	Incluye	-0,896	0,123
(Error est.)	efectos fijos.	efectos fijos <i>iid</i> .	(0,156)	(0,068)
ρ_2 (Varianza)			0,249	0,001
(Error est.)			(0,065)	(0,001)

Los modelos I y II sin modelos estáticos estimados con la muestra completa. Los modelos III y IV son modelos dinámicos con la submuestra de hipotecas iniciadas después de 1997.

Fuente: Banco de la República.

Por otro lado, el plazo restante tiene un efecto positivo sobre el *default*. Es decir, entre más se acorta el plazo, menor es la probabilidad de *default*. Sin embargo, el estimativo solo es significativo en el modelo I. El efecto del ingreso sobre el *default* es negativo y estadísticamente significativo en el modelo I. Sin embargo, su significancia económica es muy poca: de acuerdo con la estimación, se requiere un aumento de 10 % en los ingresos trimestrales de un hogar promedio de la muestra, para que la probabilidad de *default* disminuya 0,2 puntos porcentuales. Esto es prácticamente insignificante, considerando que el ingreso per cápita en Colombia en esos años rondaba los \$ 3 millones al año.

En el modelo I, sin embargo, es la inclusión del ingreso lo que permite obtener un estimativo negativo y significativo del apalancamiento inicial del crédito sobre el *default*, manteniendo todo lo demás constante. Este resultado es contrario a lo que se obtenía en las correlaciones crudas presentadas en el cuadro 3 y es consistente con la teoría y con la noción convencional de la literatura financiera. Es decir, los deudores riesgosos revelan su “gusto” por el *default* escogiendo altos niveles de apalancamiento.

La significancia económica y estadística del apalancamiento sobre el *default* es sustancial en el modelo II, cuando se incluyen efectos temporales fijos. La pérdida de significancia del ingreso cuando se incluyen efectos temporales fijos es indicativo de que el ingreso tiene un componente agregado importante que es absorbido por los efectos fijos.

De esta estimación se concluye que el *default* observado se determinó fundamentalmente por la caída de los precios de los inmuebles y la subida de los saldos hipotecarios que, como se indicó, estaban atados a la tasa de interés de depósitos. La caída del ingreso tuvo un efecto económicamente insignificante, pero su inclusión en la estimación es fundamental para obtener resultados precisos. Finalmente, se debe anotar que la variación del *default* a lo largo del tiempo está determinada principalmente por la variación en el choque agregado que absorbe todos los factores no observados que afectaron a todos los deudores por igual.

IV. Estimación del modelo con heterogeneidad no observada y efectos dinámicos

En esta sección describimos la estimación del modelo completo que incorpora el valor de la opción de hacer *default*. Introducimos, además, dependencia temporal en la heterogeneidad individual. Como se explicará más adelante, esta dependencia temporal implica que la distribución del error del modelo va cambiando endógenamente en el tiempo a medida que los deudores hacen *default* y salen de la muestra. Por tanto, no podemos estimar el modelo con la muestra completa, sino que lo estimaremos con la submuestra de hipotecas iniciadas después de 1997, las cuales se observan desde su inicio.

Para la estimación, se asume que la función de pagos es la misma que definimos en (3). Supongamos que la variable de estado no observada $\varepsilon_{i,t}$ se descompone en tres elementos:

$$\varepsilon_{i,t} = \mu_i + \xi_t + \epsilon_{i,t}, \quad (9)$$

donde, a diferencia del modelo anterior, la heterogeneidad individual μ_i es constante en el tiempo. Por tanto, su distribución va cambiando en el tiempo a medida que los deudores deciden endógenamente hacer *default*. Tal como se indicó, no podemos estimar el modelo con la muestra completa, pues esta tiene deudores supervivientes de cohortes que ya han sido sometidas a un proceso de selección antes del inicio de la muestra.

Para estimar el modelo, suponemos que las variables de estado estocásticas dinámicas $\{\bar{\pi}_{i,t}, b_{i,t}, y_{i,t}, \xi_t\}$ siguen procesos de Markov de primer grado. Asumimos, además, que el choque idiosincrático $\epsilon_{i,t}$ es *iid* entre deudores y a lo largo del tiempo. En consecuencia, las variables de estado del problema para cada individuo son $\tilde{S}_{i,t} = \{\bar{\pi}_{i,t}, b_{i,t}, L_{i,t}, y_{i,t}, \mu_i, \xi_t, \epsilon_{i,t}\} \equiv \{S_{i,t}, \epsilon\}$, donde $S_{i,t}$ incluye todas las variables de estado exceptuando el choque idiosincrático $\epsilon_{i,t}$.

Dado que los choques ϵ son aditivos e *iid*, el valor de la opción de hacer *default* en el futuro se puede escribir como una función solo de $S_{i,t}$:

$$\beta E[V_{i,t+1}(\tilde{S}_{i,t+1}) | \tilde{S}_{i,t}] = \beta E[V_{i,t+1}(\tilde{S}_{i,t+1}) | \tilde{S}] \equiv \Psi(S_{i,t}), \quad (10)$$

donde la función $\Psi(S_{i,t})$ depende únicamente de $S_{i,t}$, pues por el supuesto markoviano estas son suficientes para la distribución de $S_{i,t+1}$. Dado $S_{i,t}$, (10) se puede computar utilizando métodos numéricos convencionales si se conoce la estructura del modelo.

La probabilidad de que un deudor continúe en el problema sin hacer *default* tiene la siguiente forma:

$$Pr_{i,t} = \text{Prob}[\bar{u}(\bar{\pi}_{i,t}, b_{i,t}, L_{i,t}, y_{i,t}) + \xi_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} + \Psi(S_{i,t}) > 0], \quad (11)$$

donde el valor neto de no hacer *default* tiene dos partes: una, unos pagos $\bar{u}_{i,t}$ similares a los del modelo “estático”, y otra, el valor de la opción de decidir el siguiente período dado por $\Psi_{i,t}$.

Nótese que la diferencia de este modelo con el anterior es que en este caso las variables de estado tienen un efecto sobre el *default* a través de dos vías: por un lado, cambios en $S_{i,t}$ afectan los pagos $\bar{u}_{i,t}$ en t lo cual afecta el *default*. Por otro, cambios en $S_{i,t}$ afectan el *default* vía su efecto sobre el valor de la opción de hacer *default* en $t + 1$, $\Psi_{i,t}$. Esta distinción es importante a la hora de computar equilibrios “contrafactuales”, pues en este modelo dinámico los anuncios de política *per se* tienen un efecto sobre el *default* y el efecto de cualquier cambio depende no solo de su nivel, sino también de su evolución esperada.

Nuestro objetivo es estimar los parámetros que describen la función de pagos, la transición de las variables estocásticas dinámicas y la distribución de la heterogeneidad individual. Para estimar el modelo, se busca el vector de parámetros que maximiza la verosimilitud de la muestra. Cada cálculo de la función de verosimilitud requiere el cómputo de la función $\Psi_{i,t}$, para lo cual se establecen los siguientes supuestos de estimación⁹:

- Se asume que los choques idiosincráticos $\epsilon_{i,t}$ están distribuidos *iid* de acuerdo con una distribución logística.
- Se asume que la heterogeneidad individual está relacionada con el apalancamiento inicial del crédito a través de la siguiente ecuación:

$$LTV_i = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_i + \nu_i, \quad (12)$$

donde μ_i es un “mixture” de tres normales con vectores de medias $\bar{\mu}$, varianzas σ_μ^2 y probabilidades w . Además, $\nu_i \sim N(0, \alpha_2^2)$ ¹⁰.

- Al igual que en el modelo “estático”, la distribución del ingreso se obtiene de la encuesta de hogares:

$$y \sim H_r(Y | b / L) \quad (13)$$

⁹ Un lector con poco interés en los detalles técnicos puede discutir los resultados de la estimación; para una discusión más detallada de la metodología de estimación, véanse Carranza y Navarro (2011).

¹⁰ Esta ecuación es una versión estándar de una *loading equation*, usual en la estimación de modelos de elección discreta con heterogeneidad no observada y correlacionada.



— La transición de $b_{i,t}$, $\bar{\pi}_{i,t}$ y $y_{i,t}$ se estima directamente de los datos y está dada por los siguientes procesos autorregresivos:

$$\begin{aligned} \log(b_{i,t+1}) &= \rho_0^b + \rho_1^b \log(b_{i,t}) + \prod_{l=2}^4 \rho_l^b L_{i,t}^l + \omega_{i,t}^b \\ \log(\pi_{i,t+1}) &= \rho_0^\pi + \rho_1^\pi \log(\pi_{i,t}) + \omega_{i,t}^\pi \\ \log(y_{i,t+1}) &= \rho_0^y + \rho_1^y \log(y_{i,t}) + \omega_{i,t}^y \end{aligned} \tag{14}$$

— La transición del choque agregado ξ_t está dada por el siguiente proceso autorregresivo que se estima conjuntamente con el modelo:

$$\xi_{t+1} = \rho_0^\xi + \rho_1^\xi \xi_t + \rho_2^\xi \omega_{i,t}^\xi, \tag{15}$$

donde $\omega_{i,t}^\xi \sim iid N(0,1)$.

El supuesto de que los choques idiosincráticos tienen una distribución logística, implica que la probabilidad de no hacer *default* está dada por:

$$\begin{aligned} Pr_{i,t}(\theta) &:= Pr_{i,t}(d_{i,t} = 1 \mid \bar{\pi}_{i,t}, b_{i,t}, L_{i,t}, y_{i,t}, \mu_i; \theta) \\ &= \frac{e^{\zeta_0 + \zeta_1 \bar{\pi}_{i,t} + \zeta_2 b_{i,t} + \zeta_3 L_{i,t} + \zeta_4 y_{i,t} + \zeta_5 \mathbb{1}(\bar{\pi}_{i,t} - b_{i,t} < 0) + \xi_t + \mu_i + \beta \Psi(S_{i,t})}}{1 + e^{\zeta_0 + \zeta_1 \bar{\pi}_{i,t} + \zeta_2 b_{i,t} + \zeta_3 L_{i,t} + \zeta_4 y_{i,t} + \xi_t + \mu_i + \beta \Psi(S_{i,t})}}, \end{aligned} \tag{16}$$

que es la probabilidad logit usual, excepto por la presencia de la heterogeneidad individual, los choques agregados y el valor de continuación del problema.

Para estimar el modelo, se estima primero las transiciones (14) de los datos. Queda por estimar un vector θ que contiene todos los parámetros restantes del modelo. El vector $\theta = \{\zeta, \rho^\xi, \Sigma_\mu, \alpha, \xi\}$ contiene, respectivamente, los parámetros de la función de pagos ζ , los parámetros de la transición de los choques agregados ρ^ξ , los parámetros Σ_μ de la distribución de la heterogeneidad individual, los parámetros α de la ecuación que relaciona la heterogeneidad individual y el apalancamiento del crédito y los choques agregados ξ .

La estimación eficiente del modelo se realiza maximizando la función de verosimilitud dada por:

$$\ell(\theta) = \prod_{i \in N} \int \left[\prod_t^{T_i^*} Pr_{i,t}(\theta)^{d_{i,t}} \left(1 - Pr_{i,t}(\theta)^{(1-d_{i,t})}\right) \right] dH_t^Y \left(Y \mid \frac{b}{L} \right) \phi_n \quad (17)$$

$$(LTV_i - \alpha_0 - \alpha_1 \mu) dY(\Sigma_\mu),$$

que es sencillamente el producto de las probabilidades de las historias individuales observadas, integradas sobre la heterogeneidad no observada.

Los resultados de la estimación corresponden a los modelos III y IV del cuadro 4. El modelo III es idéntico a (16), excepto que no se incluye el ingreso, mientras que el modelo IV es el modelo dinámico completo con ingreso y heterogeneidad individual. Los estimativos de los coeficientes tienen el signo esperado: el precio de los inmuebles tiene un efecto negativo y significativo sobre el *default*, mientras que el saldo y el plazo restante tienen un efecto positivo y significativo sobre el *default*. En el modelo con ingreso se encuentra un efecto negativo y significativo sobre el *default*.

Para dar una idea de la magnitud de los resultados, se estima que una disminución de 10% en el precio de los inmuebles aumenta la probabilidad promedio de *default* en 0,25 puntos porcentuales en el modelo sin ingreso y 0,4 puntos porcentuales en el modelo con ingreso. Esta cifra es sustancial, pues, tal como se observa en el cuadro 1, en ocasiones la caída en los precios de los inmuebles supera el 10% en un solo trimestre.

Por otro lado, un aumento de 10% en los saldos de las deudas aumenta la probabilidad promedio de *default* en 0,6 puntos porcentuales en el modelo sin ingreso y un punto porcentual en el modelo con ingreso. De nuevo, esta cifra es sustancial, pues durante el período en cuestión el saldo real de las hipotecas creció a tasas anuales muy superiores al 10%. El efecto del ingreso estimado en el modelo IV es de nuevo estadísticamente significativo, pero económicamente insignificante: una disminución de 10% en el ingreso del deudor promedio de la

muestra aumenta su probabilidad de *default* en apenas 0,06 puntos porcentuales.

El efecto del apalancamiento inicial del crédito sobre el *default* resulta insignificante en estos modelos, independientemente de si se incluye el ingreso o no. La razón probable es que el componente dinámico del modelo absorbe efectos no lineales del precio y el saldo de la hipoteca que están correlacionados con el apalancamiento inicial del crédito¹¹. Esta observación es importante, pues dependiendo de la credibilidad de uno u otro modelo, se puede concluir que el apalancamiento inicial del crédito tiene o no efecto sobre la probabilidad de *default*.

En la parte inferior del cuadro se presentan los estimativos de la transición esperada por los deudores de los choques agregados no observados. En ambos modelos no se puede rechazar la hipótesis de que los choques están serialmente correlacionados, lo cual es de cierto modo un rechazo estadístico de los modelos I y II, donde se asumió que los choques agregados son *iid*.

Los estimativos de la transición de estos choques agregados son diferentes cuando se incluye el ingreso o cuando no se incluye el ingreso. La razón es que cuando no se incluye el ingreso, los choques agregados están absorbiendo el componente agregado del ingreso. Por este motivo, la varianza estimada del choque agregado es mucho mayor en el modelo sin ingreso que en el modelo con ingreso. Esto valida también el procedimiento econométrico, pues sugiere que los choques agregados sí están capturando variables relevantes no observadas.

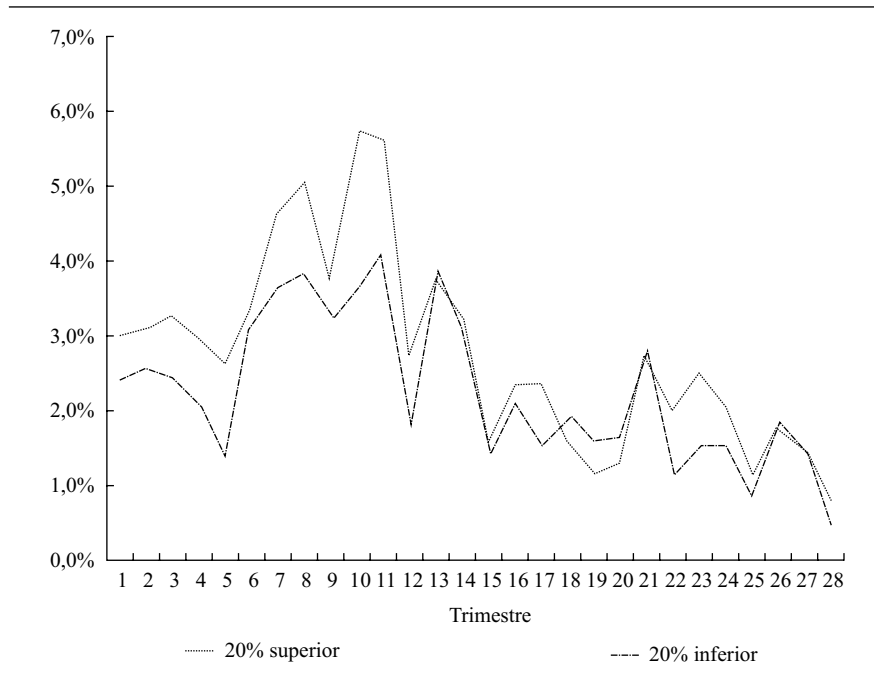
Se concluye que los principales determinantes del *default* observado fueron la caída de los precios de los inmuebles y la subida de los saldos. El ingreso de nuevo resulta poco importante a pesar de su significancia estadística. A diferencia de la estimación anterior, la heterogeneidad parece no estar correlacionada con el apalancamiento inicial del crédito. En cambio, la correlación serial de las expectativas sobre la evolución de los choques agregados es estadísticamente significativa.

¹¹ Nótese que en el modelo controlamos por el saldo y el precio del inmueble a lo largo del tiempo, de manera que implícitamente estamos controlando por el cambio en el apalancamiento a lo largo del tiempo.

El resultado de que el ingreso tiene un efecto económicamente insignificante sobre el *default* en todos los modelos estimados es llamativo. Se debe notar, sin embargo, que el resultado exacto es que *condicional en los saldos y los precios de los inmuebles* el ingreso tiene poco efecto sobre la probabilidad de *default*. Este resultado tiene todo el sentido económico, pues una caída del ingreso solo conduce al *default* si el precio del inmueble es inferior al saldo de la deuda. De lo contrario, antes que hacer *default* un deudor racional opta por vender el inmueble y repagar toda la deuda.

Por otra parte, el modelo puede ser usado para inferir la tasa de *default* de hogares con distintos niveles de ingreso. En el gráfico 3 se observan las tasas promedio de *default* simuladas entre los hogares en el 20% superior de la distribución del ingreso y los hogares en el 20% más pobre durante los 30 trimestres que dura la muestra. Los resultados se obtienen de cruzar el ingreso simulado a través de la encuesta de hogares con los microdatos. Tal como se puede ver, la tasa de *default* entre los hogares más ricos durante los 10 primeros trimestres de la muestra es persistentemente mayor a la tasa de *default* de los hogares más pobres. Hacia el final de la muestra las tasas se igualan.

Gráfico 3. Default estimado por quintil de ingreso.



De acuerdo con los resultados de las estimaciones, la razón de esta diferencia es que los hogares más ricos concentraban desproporcionadamente las hipotecas más apalancadas y los inmuebles más caros en 1997, lo cual los hizo relativamente más sensitivos a la subida de los saldos y a la caída del precio de los inmuebles cuando comenzó la crisis. Durante la segunda mitad de la muestra, las tasas de *default* siguieron altas, pero ya no se observa diferencia alguna entre las tasas de *default* de los hogares más ricos y más pobres.

Estos resultados del efecto del ingreso sobre el *default* observado dan, además, luces sobre la identificación del efecto del ingreso en el algoritmo de estimación. En el modelo, la identificación del efecto del ingreso no depende del nivel del ingreso. El efecto está identificado primordialmente de la variación en el tiempo del ingreso para cada hogar. En el gráfico 3 se observa que el *default* inferido es, en promedio, mayor para los hogares más ricos, lo que implica que si el modelo se estimara en solo un corte transversal el efecto del ingreso sobre el *default* sería positivo, lo cual no tendría sentido.

V. Medición del efecto de la política de indexación de saldos

El objeto de esta sección es la evaluación del impacto del cambio en la indexación de los saldos de las hipotecas. Este cambio de política solo se observa una vez en los datos y tuvo efecto sobre todas las hipotecas vigentes. Por tanto, los datos no contienen información sobre el equilibrio “contrafactual” que habría ocurrido si el cambio de política no se hubiera dado. Para computar el equilibrio “contrafactual” que permite medir el impacto del cambio de política, lo que sí se puede hacer es usar el modelo estructural estimado para simular el comportamiento de los deudores bajo la política alternativa o “contrafactual”.

En primer lugar, presentamos los resultados de la simulación del comportamiento de los deudores de la muestra desde el supuesto de que los saldos de las hipotecas están atados a la tasa de inflación, como era el espíritu original del sistema UPAC. Es decir, en el modelo estimado en las secciones anteriores, reemplazamos la transición de los saldos contenida en los datos y que fue estimada en (14) por la siguiente transición:

$$b_{i,t+1} = b_{i,t} - b_{i,t} / L_{i,t} = b_{i,t}(1 - 1 / L_{i,t}), \quad (18)$$

donde en cada período el saldo real de la hipoteca disminuye de manera proporcional al plazo restante. Es decir, en cada período el saldo real esperado de la deuda en el período siguiente es el saldo observado menos la porción que paga en el período corriente, la cual es proporcional al plazo de la deuda. Esta transición implica que el interés real se paga cada período y el saldo restante se ajusta de acuerdo con la tasa de inflación.

La simulación se realiza con el modelo dinámico y los parámetros estimados correspondientes al modelo iv y mostrados en el cuadro 4. Se realiza una simulación básica con la transición observada (14) y otra con la transición contrafactual (18). La diferencia en la tasa de *default* de ambas simulaciones es el impacto en el modelo del cambio de política. El resultado de ambas simulaciones se presenta en el gráfico 4. Como se puede ver, la tasa de *default* con los saldos contrafactuales es sustancialmente menor que la tasa de *default* en el escenario base.

Gráfico 4. Evolución del *default* en escenario base y "contrafactual".



De acuerdo con el modelo, aproximadamente el 50% del *default* observado entre los deudores de la submuestra es explicado por el cambio de política. En consecuencia, según el modelo alrededor de la mitad del *default* observado entre los deudores hipotecarios con deudas iniciadas a partir de 1997, fue causado por la política de indexación de saldos hipotecarios.

Estos resultados resaltan de nuevo la importancia de los saldos en la determinación del *default*. Para mostrar de nuevo la poca importancia que tuvo el ingreso en la determinación del *default* observado, se muestra ahora los resultados de simular el comportamiento de los deudores de la submuestra suponiendo que la distribución del ingreso permanece constante a lo largo del tiempo, pero todo lo demás es igual que en los datos. En esta simulación reemplazamos la distribución del ingreso (13) por:

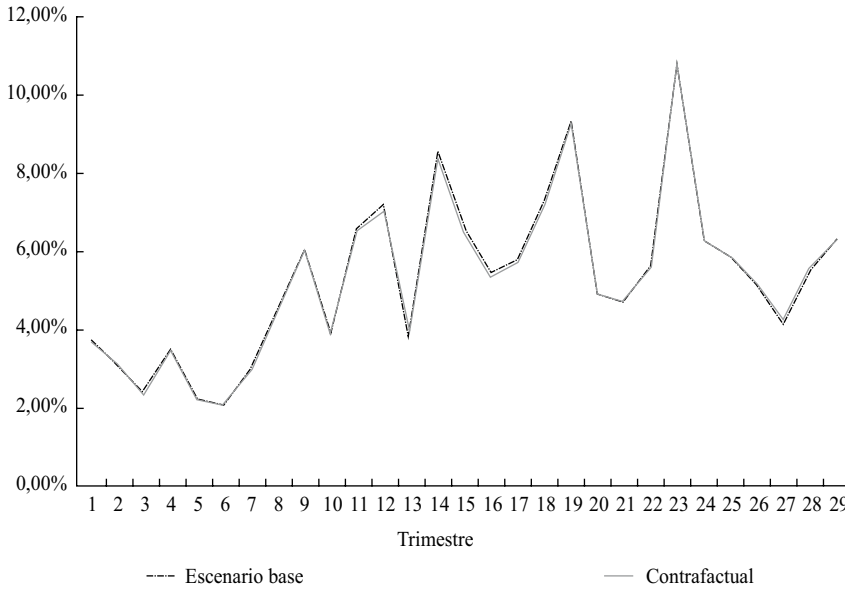
$$y \sim H_{1997}(Y | b / L) \forall t, \quad (19)$$

de tal forma que se asume que el nivel y la distribución del ingreso real entre los deudores permanece igual a la de 1997 y que los deudores lo saben. Los resultados de esta simulación y la simulación del escenario base se muestran en el gráfico 5. Como se puede ver, la diferencia entre ambas simulaciones es despreciable.

Como se indicó, las variables de estado afectan el *default* a través de dos canales: por un lado, afectan los pagos corrientes y , por otro, afectan el valor de la opción de hacer *default* en el futuro a través de su efecto sobre las expectativas. De igual forma, un cambio en la evolución esperada de las variables de estado afecta el valor de la opción de hacer *default* en el futuro y puede tener un efecto sobre el *default* corriente aun antes de que las variables de estado cambien.

Para resaltar este efecto puramente dinámico, se muestra en el gráfico 6 el efecto en el período t de un *anuncio* del gobierno del cambio de política a partir de $t + 1$. Se muestra también la simulación del escenario base. Tal como se puede ver, el solo anuncio de la política en cualquier período tiene un efecto inmediato sustancial sobre el *default* aun antes de que la política entre en efecto. La simulación ilustra, además, la capacidad del gobierno de afectar el *default* de forma inmediata, lo cual es una importante lección de política.

Gráfico 5. Evolución del *default* en escenario base y “contrafactual”.



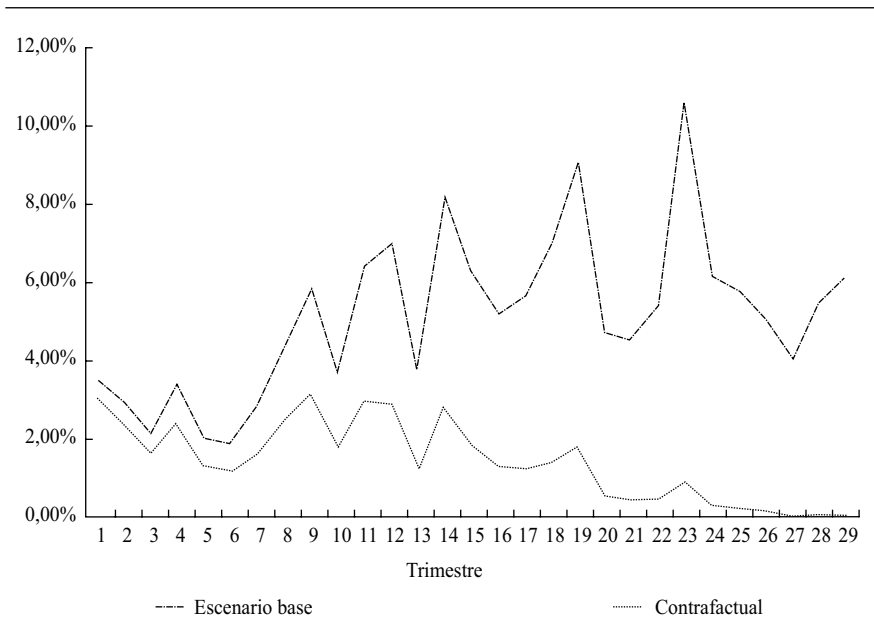
Las simulaciones descritas son de equilibrio parcial que ignoran efectos de equilibrio general. Para realizar evaluaciones precisas del impacto de la política en un contexto de equilibrio general, habría que incorporar el modelo estimado a un modelo de equilibrio general, lo cual va más allá del alcance de este artículo y, por lo pronto, de la literatura¹².

Intuitivamente, los efectos de equilibrio general serían ambiguos. Por un lado, la disminución “contrafactual” de los saldos habría tenido un impacto positivo sobre los precios de los inmuebles, lo cual habría disminuido aún más el *default*. Este efecto no es tenido en cuenta en las simulaciones, lo cual implicaría que el impacto estimado de la política de indexación sobre el *default* sería apenas una cota inferior del efecto verdadero. Por otro, el experimento “contrafactual” no tiene en cuenta que bajo el escenario alternativo los bancos hipotecarios habrían quizá tenido dificultades para fondear hipotecas de la forma que lo hicieron

¹² El único precedente en la literatura de un modelo estimable dinámico insertado en un modelo de equilibrio general es el artículo de Lee y Wolpin (2006), cuya aplicabilidad general es poco clara.

durante el auge del sector antes de la crisis. Si este fuera el caso, los precios de los inmuebles habrían crecido menos y su caída posterior sería menos pronunciada y, por tanto, sería menos el *default*. Además, en el escenario contrafactual, la inflación misma habría sido presumiblemente mayor y el precio real de los inmuebles sería menor, lo cual también habría implicado una tasa menor de *default*¹³.

Gráfico 6. Simulación de *default* en escenario base y en escenario “contrafactual”



Un corolario del análisis realizado, es que la indexación de los saldos hipotecarios a través de la corrección monetaria, era una herramienta de política que hubiera podido ser utilizada por la autoridad económica. En otras palabras, el gobierno o el Banco de la República hubiera podido “desinflar” el mercado hipotecario congelando los saldos hipotecarios o incluso haciéndolos disminuir. Como se indicó, el solo anuncio de la política habría tenido un efecto sustancial e inmediato sobre el *default*. No es claro el sustento legal hoy en día de tal instrumento de política

¹³ Le agradecemos a un evaluador anónimo el señalar este efecto.

o su alcance, dado que actualmente solo una porción del crédito de vivienda está indexado con la UVR, pero su efecto parece innegable.

VI. Conclusiones

En este artículo usamos un modelo de *default* óptimo para estudiar los factores determinantes del *default* hipotecario sin precedentes, observado en Colombia durante los últimos años del siglo xx. La principal conclusión que arroja el estudio, es que el cambio en la indexación de los saldos hipotecarios, implementado al principio de la década de los noventa, tuvo un efecto sustancial sobre el *default* hipotecario que fue uno de los focos de crisis económica que enfrentó el país al final de esa década.

Los cálculos efectuados indican que esta política fue responsable de alrededor del 50% del *default* observado entre 1997 y 2004 para la cohorte de hipotecas iniciadas a partir de 1997. El resultado se obtuvo de simular el comportamiento de los deudores en un equilibrio “contrafactual” en el que los saldos hipotecarios están atados a la tasa de inflación en vez de estar atados a la tasa de interés. Por otro lado, las estimaciones y las simulaciones implican que la caída del ingreso de los hogares tuvo un efecto despreciable sobre el *default*, dada la variación observada en los saldos hipotecarios y los precios de los inmuebles.

La intuición de los efectos estimados es clara: a medida que los saldos hipotecarios crecen con respecto al precio del inmueble hipotecado, cualquier deudor tiene incentivos de hacer *default*. Por otro lado, si su ingreso cae y todo lo demás permanece constante, los incentivos de hacer *default* no cambian, pues siempre es mejor vender el inmueble y repagar la deuda si el precio del inmueble es mayor al saldo de la hipoteca. En el modelo es la inflación de los saldos hipotecarios por encima de la inflación de los precios de los inmuebles lo que genera incentivos para hacer *default*.

A pesar de que el efecto estimado es sustancial, vale aclarar que la cohorte en la que se basa este estimativo es la cohorte de hipotecas presumiblemente más riesgosas, pues fueron las iniciadas en el tope del *boom* inmobiliario y eran las que al momento de la crisis estaban

más apalancadas. Además, en la simulación “contrafactual” se asume que todo lo demás permanece constante, pues está basada en un modelo de equilibrio parcial. El efecto estimado debe ser considerado como una medida parcial de los costos de la política que debe ser sopesada con los posibles efectos de equilibrio general.

Una lección importante que deja este estudio y que vale la pena reiterar es que la indexación de los saldos en sí misma era una herramienta de política que no fue utilizada durante la crisis para “desinflar” el sector hipotecario. Su aplicabilidad en las circunstancias actuales o futuras se sale del ámbito de este estudio, pero merece ser tomada en cuenta por las autoridades económicas.

Referencias

1. BAJARI, P., CHU, S. y PARK, M. (2010). “An empirical model of subprime mortgage default from 2000 to 2007”.
2. BERRY, S., LEVINSOHN, J. y PAKES, A. (1995). “Automobile prices in market equilibrium”, *Econometrica*, 60(4):889-917.
3. CABALLERO, C. y URRUTIA, M. (2006). *Historia del sector financiero colombiano en el siglo xx: ensayos sobre su desarrollo y sus crisis*. Bogotá, Editorial Norma.
4. CÁRDENAS, M. y BADEL, A. (2003). “La crisis de nacimiento hipotecario en Colombia: causas y consecuencias” (Working Paper 4355). IADB, RES.
5. CARRANZA, J. E. y ESTRADA, D. (2007). “An empirical characterization of mortgage *default* in Colombia between 1997 and 2004”, Unpublished manuscript.
6. CARRANZA, J. E. y NAVARRO, S. (2011). “Identification of dynamic models with aggregate shocks with an application”, unpublished manuscript.

7. CLAVIJO, S., JANNA, M. y MUNOZ, S. (2004). “La vivienda en Colombia: sus determinantes socioeconómicos y financieros” (Borradores de Economía 300). Banco de la República.
8. DENG, Y., QUIGLEY, J. M. y VAN ORDER, R. (2000). “Mortgage terminations, heterogeneity and the exercise of mortgage options”, *Econometrica*, 68(2):275-307.
9. HOFSTETTER, M., TOVAR, J. y URRUTIA, M. (2011). “Effects of a mortgage interest rate subsidy: Evidence from Colombia”, *Documento CEDE* 2011-20, Universidad de los Andes.
10. LEE, D. y WOLPIN, K. I. (2006). “Intersectoral labor mobility and the growth of the service sector”, *Econometrica*, 74(1):1-40.