

EFFECTOS SOBRE EL CRÉDITO HIPOTECARIO DE UNA MENOR CAPACIDAD DE ENDEUDAMIENTO DE LOS HOGARES EN ESPAÑA

Gabriel Jiménez Zambrano y Eduardo Pérez Asenjo

BANCO DE ESPAÑA

<https://doi.org/10.53479/43307>

Los autores pertenecen al Departamento de Estabilidad Financiera y Política Macroprudencial, y agradecen los valiosos comentarios recibidos de Carlos Pérez Montes y un evaluador anónimo. [Formulario de contacto](#) para comentarios.

Este artículo es responsabilidad exclusiva de los autores y no refleja necesariamente la opinión del Banco de España o del Eurosistema.

Resumen

En este artículo analizamos, mediante un experimento natural, los efectos sobre el crédito hipotecario de los cambios exógenos en la capacidad de endeudamiento de los hogares en España. La naturaleza de estos cambios permite interpretar sus implicaciones como análogas a las que podrían derivarse de la introducción de medidas macroprudenciales basadas en el prestatario (BBM, por sus siglas en inglés), que están orientadas a limitar el apalancamiento en el momento de la concesión del crédito. El análisis empírico explota una modificación temporal del tratamiento fiscal de la adquisición de vivienda habitual en 2011, aplicada únicamente en el territorio común, no así en territorios sujetos a derecho foral, y revertida posteriormente con carácter retroactivo. Este episodio generó una restricción exógena de la capacidad de endeudamiento de los hogares potencialmente afectados, sin alterar de forma permanente su renta disponible. Utilizando los microdatos de la Central de Información de Riesgos del Banco de España y una estrategia de diferencias en diferencias con controles exhaustivos de la oferta y la demanda, encontramos reducciones significativas en el importe y en las ratios *loan-to-value* (LTV) y *loan-to-income* (LTI) de las nuevas hipotecas, así como en su probabilidad de impago futuro. La evidencia es coherente con los efectos atribuidos en la literatura a las BBM y aporta información relevante para su evaluación *ex ante* en el contexto español.

Palabras clave: medidas macroprudenciales, *borrower-based measures*, BBM, LTV, LTI, endeudamiento.

1 Introducción

La evaluación *ex ante* de las medidas macroprudenciales basadas en el prestatario (BBM, por sus siglas en inglés), orientadas a limitar el endeudamiento de los prestatarios y a mitigar la acumulación de riesgos sistémicos, es un elemento clave para valorar su eficacia potencial, su adecuada calibración y sus eventuales efectos no deseados sobre el mercado crediticio.

En el ámbito del crédito hipotecario, estos instrumentos incluyen límites a la ratio entre el importe del préstamo y el valor del inmueble (*loan-to-value*, LTV), a la ratio entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI) o a la ratio entre el servicio de la deuda y la renta (*debt-service-to-income*, DSTI). Estas medidas se han aplicado de forma generalizada en múltiples jurisdicciones, con evidencia favorable tanto en términos de fortalecimiento de la resiliencia del sistema bancario como de la moderación del ciclo crediticio.

En España, el marco normativo que habilita la activación de los instrumentos BBM fue desarrollado entre 2018 y 2021 con el objetivo de reforzar la estabilidad financiera mediante

la contención del riesgo de crédito asociado a un endeudamiento excesivo de los hogares¹. La activación de estos instrumentos implica la introducción de restricciones cuantitativas a los estándares de concesión del crédito hipotecario (por ejemplo, mediante límites a las ratios LTV, LTI o DSTI) que acotan exógenamente el endeudamiento de los prestatarios en el momento de la concesión. No obstante, estas herramientas no han sido activadas hasta la fecha, en un contexto caracterizado por la ausencia de señales suficientes de riesgo sistémico. Esta falta de experiencia de aplicación efectiva limita la disponibilidad de evidencia empírica directa que permita anticipar sus posibles efectos y dificulta la calibración adecuada de sus parámetros.

En este contexto, resulta relevante recurrir a enfoques alternativos que permitan evaluar, de forma preliminar, el impacto potencial de la implantación de una política BBM en el caso español. Estas aproximaciones pueden incluir simulaciones basadas en modelos teóricos y revisiones de la evidencia procedente de la experiencia internacional (véase Carro, Galán, Martorell y Vegas, 2025). Una estrategia complementaria consiste en analizar episodios de política económica pasados que, sin constituir medidas macroprudenciales, hayan generado efectos comparables sobre las decisiones de endeudamiento de los hogares. En esta línea, en el presente artículo analizamos la eliminación temporal en 2011 de la deducción fiscal por adquisición de vivienda habitual en la mayor parte del territorio español. Interpretamos dicha intervención como un *shock* que redujo de forma exógena la capacidad de endeudamiento de determinados hogares y cuyos efectos pueden asimilarse a los de una BBM orientada a limitar el apalancamiento del prestatario con respecto a su renta. El anejo 1 formaliza la analogía entre el *shock* fiscal y una BBM como una correspondencia local y condicional, válida para el conjunto de los hogares sujetos a las restricciones LTI/DSTI en origen.

La medida fiscal analizada entró en vigor el 1 de enero de 2011 y supuso la eliminación total de la deducción por compra de vivienda habitual para los contribuyentes residentes en el territorio de régimen común y con una renta superior a 24.000 euros². Para los hogares afectados, la medida supuso una reducción de la suma de rentas disponibles futuras que podían ser comprometidas en la devolución de un préstamo hipotecario y, por ende, una restricción al tamaño máximo de este. Así, de manera análoga a los límites de concesión macroprudenciales, en sus distintas formas³, este *shock* exógeno de naturaleza fiscal limitaba la capacidad de endeudamiento de los

1 Este tipo de medidas fueron introducidas en España por el [Real Decreto-ley 22/2018](#) y el [Real Decreto 102/2019](#). Su desarrollo se llevó a cabo por la [Circular 5/2021](#) del Banco de España, que introdujo los artículos 75 y 76 en la [Circular 2/2016](#) del Banco de España.

2 Esta reforma fiscal fue introducida en la [Ley 39/2010](#), de 22 de diciembre, de Presupuestos Generales del Estado para el año 2011. El umbral se aplica a la base imponible del contribuyente. Para obtener más información, véase el epígrafe 3.

3 Las BBM pueden adoptar formas muy diversas. Hemos citado límites sobre las ratios LTV, LTI y DSTI, pero, de manera general, todas ellas pueden expresarse como una restricción sobre el importe máximo del préstamo (L) al que puede acceder el hogar, o bien como un límite sobre la fracción de su renta futura descontada (F) que puede comprometer en el préstamo, definida sobre la suma del valor presente de dichas rentas ($\Sigma Renta$). Así, por ejemplo, una restricción del tipo $LTV < 1$ implica $L < V$, donde V representa el valor de la vivienda, lo que puede interpretarse también como un límite sobre la fracción máxima de renta futura comprometida, $F < V / \Sigma Renta$. De forma análoga, una restricción $LTI < 1$ implica $L < I$, donde I denota el valor de la renta actual del prestatario, restringiendo igualmente la fracción de rentas futuras que puede ser comprometida a $F < I / \Sigma Renta$.

hogares⁴. De manera inesperada, la deducción fue restablecida en su forma original a finales de ese mismo año (30 de diciembre), lo que permitió a los hipotecados afectados por la medida beneficiarse de las deducciones desde el ejercicio en que se concedió el préstamo y, de este modo, restablecer su renta disponible como si la medida no hubiera entrado en vigor.

Todo ello, junto con la ausencia de cambios simultáneos en otras políticas⁵, nos permite construir un entorno cuasiexperimental basado en la comparación entre zonas no afectadas y afectadas⁶, donde la eliminación de la deducción generó un *shock* exógeno de demanda que afectó a las decisiones de compra de vivienda y a las condiciones de los préstamos contratados en este período. Además, la recuperación retroactiva de la deducción implicó que, *ex post*, la renta disponible de los hogares afectados por su eliminación previa no se viera realmente disminuida. Así, la eliminación temporal de la deducción habría operado solamente a través de la reducción en el importe de crédito de las nuevas operaciones y, de este modo, sobre su menor apalancamiento, lo que permitiría aislar su efecto en la evolución futura de los impagos.

En definitiva, la especificidad de este *shock* reside en tres características: i) su no aplicación en los territorios forales (País Vasco y Navarra), donde tampoco hubo modificaciones adicionales en el tipo impositivo ni en otras dimensiones del impuesto, lo que permite construir un grupo de control no expuesto a la medida; ii) su focalización en los hogares de renta alta, lo que facilita el diseño de la estrategia de identificación en ausencia de la renta del hogar a escala individual, y iii) su recuperación retroactiva por sorpresa al cierre de 2011, lo que neutraliza el efecto permanente sobre la renta disponible y permite aislar el canal del apalancamiento financiero sobre el riesgo de la operación.

Los resultados muestran que a corto plazo la eliminación temporal de la deducción por vivienda supuso una caída del 6 % del importe de las nuevas hipotecas concedidas (con respecto a las originadas en los territorios forales, que no se vieron afectados por dicho cambio), lo que implicó una reducción de 3,3 puntos porcentuales (pp) del LTV y de 24 puntos básicos (pb) del LTI, mientras que ni el valor de tasación del inmueble ni los tipos de interés se vieron afectados. En consecuencia, las hipotecas concedidas en las zonas afectadas por la implementación de la medida experimentaron una disminución en su probabilidad de impago futuro al haberse

4 La analogía es, en general, parcial, ya que una medida fiscal puede afectar también a los hogares para los que una restricción macroprudencial resultaría no vinculante y, de forma general, a la suma de rentas futuras disponibles Σ Renta. No obstante, en el episodio estudiado esta diferencia es limitada, dado que el *shock* de renta fue temporal y posteriormente revertido con carácter retroactivo, lo que refuerza su comparabilidad con una restricción al endeudamiento en el origen de la operación.

5 El 20 de agosto de 2011 entró en vigor, con carácter temporal, una reducción del impuesto sobre el valor añadido (IVA) del 8 % al 4 % para la adquisición de vivienda nueva. Si bien esta medida podría haber generado efectos de anticipación, dicho riesgo es limitado en nuestro caso, dado que la ventana de estimación finaliza en junio de 2011 y que la reducción se anunció de forma inesperada como parte de un paquete de medidas urgentes. En cualquier caso, como ejercicio de robustez excluimos de la muestra las operaciones identificadas como compras de vivienda nueva (empleando la fecha de construcción), sin que ello altere de forma significativa los resultados.

6 Idealmente, disponer de información sobre la renta individual de cada hogar en el momento de la concesión del préstamo nos permitiría analizar con total precisión el impacto de la medida, pero no disponemos de dicha información. Por esta razón, utilizamos como aproximación la renta media del código postal en el que se localiza el prestatario. Como consecuencia, de forma general, todas las áreas del territorio común se ven afectadas en algún grado por la eliminación de la deducción (al incluir hogares con rentas superiores a 24.000 euros), mientras que los territorios forales permanecen inalterados. Así, en la regresión base solo trabajamos con las hipotecas concedidas en territorio foral, y de las concedidas en territorio común las de renta alta. En el epígrafe 4.1 explicamos en detalle la muestra considerada.

realizado con un menor grado de apalancamiento de los hogares prestatarios y, a su vez, debido a que la renta disponible de los hogares no se vio comprometida, gracias tanto al carácter temporal de la supresión de la deducción fiscal como a su aplicación retroactiva en el mismo ejercicio. Además, en agregado, el crédito hipotecario nuevo se redujo un 23 %, y no se observaron efectos sobre el crédito al consumo.

Para llevar a cabo este análisis utilizamos la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIRBE). Esta base de datos nos permite identificar, con periodicidad mensual, todas las nuevas hipotecas constituidas sobre vivienda habitual entre julio de 2010 y junio de 2011 en el conjunto del territorio español. La base de datos contiene información detallada sobre las características de cada operación (incluyendo importe otorgado, plazo de vencimiento, tipo de interés aplicado y fecha de concesión), así como información relevante sobre los prestatarios (como su sector de actividad y su edad). Además, se recoge el código postal de residencia, lo que permite imputar a cada hogar un nivel de renta promedio a partir de datos externos. La CIRBE también identifica a la entidad financiera que otorga cada préstamo, lo que posibilita incorporar controles exhaustivos por banco.

La estructura del artículo es la siguiente. En primer lugar, presentamos una revisión de la literatura relacionada con los efectos de las políticas macroprudenciales orientadas a limitar el endeudamiento del prestatario sobre diversos indicadores hipotecarios en distintos países. A continuación, en el epígrafe 3 describimos en detalle el *shock* fiscal analizado, discutimos su analogía con un *shock* de demanda que restringe el endeudamiento bancario y explicamos las bases de datos empleadas. En el epígrafe 4 exponemos la metodología de identificación adoptada y analizamos los efectos de la eliminación temporal de la deducción fiscal sobre las características de las nuevas hipotecas concedidas, y complementamos los resultados con un conjunto de pruebas adicionales de robustez. Finalmente, en el epígrafe 5 recogemos las conclusiones que extraemos del análisis.

2 Revisión de la literatura académica sobre los efectos de las políticas macroprudenciales basadas en el prestatario

Tras la crisis financiera global, el estudio de los efectos de las medidas macroprudenciales basadas en el prestatario (BBM, por sus siglas en inglés) se incrementó significativamente, por lo que existe una extensa literatura, tanto teórica como empírica, sobre el tema⁷.

La literatura teórica, que utiliza en su mayoría modelos de equilibrio general o parcial, señala que las BBM tienen un impacto sobre el crédito, los precios de la vivienda y la estabilidad financiera. En particular, la relajación de los límites de ratios como las existentes entre el importe del préstamo y el valor del inmueble (*loan-to-value*, LTV), entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI) o entre el servicio de la deuda y la renta (*debt-service-to-income*, DSTI) tiende a elevar los precios de la vivienda y el endeudamiento de los hogares, lo que aumenta su vulnerabilidad y reduce el consumo ante *shocks* negativos. Además, estos trabajos encuentran

7 Para una revisión exhaustiva de esta literatura, véase Carro, Galán, Martorell y Vegas (2025).

que dichas medidas son complementarias con los requerimientos de capital bancario y con la política monetaria, y mejoran la resiliencia de los hogares. Finalmente, cierta literatura reciente con uso de modelos basados en agentes muestra que las BBM reducen el endeudamiento, el riesgo crediticio y la probabilidad de impago⁸.

En cuanto a la literatura empírica, su primera rama estudia la relación entre los estándares de concesión de préstamos y el riesgo de incumplimiento, especialmente en los mercados hipotecarios de Estados Unidos y Reino Unido. En líneas generales, encuentran que unas ratios LTV y LSTI (*loan-service-to-income* o ratio entre el servicio del préstamo hipotecario y la renta) elevadas incrementan significativamente el riesgo de incumplimiento y que su efecto no es lineal, sino que aumenta de forma abrupta a partir de determinados umbrales⁹. Además, identifican que la implementación simultánea de BBM que limiten el importe de los préstamos tanto respecto al valor de los inmuebles como respecto a la capacidad de pago de los prestatarios mejora su eficacia¹⁰. Finalmente, dentro de esta rama de la literatura destaca un estudio específico para España (véase Galán y Lamas, 2025) en el que se muestra que las hipotecas con altos valores de la ratio préstamo sobre precio (*loan-to-price*, LTP) tenían probabilidades de incumplimiento significativamente mayores, lo que sugiere la conveniencia de utilizar el LTP de manera complementaria al LTV para evaluar los riesgos vinculados a las hipotecas.

Una segunda rama de la literatura empírica analiza si los límites a las BBM, a través de su impacto sobre agregados macroeconómicos y financieros, han sido efectivos para contener vulnerabilidades para la estabilidad financiera. Estos estudios muestran que los límites a las ratios LTV y DSTI son eficaces a la hora de reducir el crecimiento excesivo del crédito a hogares durante fases expansivas del ciclo financiero, mientras que la situación de activación de estos límites en períodos de crisis no tiene efectos significativos porque durante ellos son los propios bancos los que tienden a endurecer los criterios de concesión hasta niveles superiores a los límites regulatorios¹¹.

Finalmente, una tercera rama de la literatura empírica sobre el impacto de las BBM utiliza datos granulares en términos de préstamo o prestatario, lo que permite identificar mecanismos de transmisión y efectos heterogéneos según el ciclo económico o el marco institucional. Así, Peydró, Rodríguez-Tous, Tripathy y Uluc (2024) muestran que, en Reino Unido, la introducción de un límite sobre la ratio LTI redujo tanto el crédito como las tasas de impago de los prestatarios de rentas más bajas y moderó el crecimiento de los precios de la vivienda en las zonas donde las entidades concedían los préstamos más arriesgados. Por su parte, en los Países Bajos, Bekkum, Gabarro, Irani y Peydró (2024) encuentran que la introducción de límites al LTV redujo el endeudamiento hipotecario, los precios de la vivienda y las tasas de impago, especialmente en los prestatarios de rentas bajas.

En conclusión, la literatura revisada evidencia que las BBM son herramientas eficaces que reducen la probabilidad de impago, moderan el crecimiento del crédito en las fases expansivas

8 Herrera (2025); Ingholt (2022); Chen, Finocchiaro, Lindé y Walentin (2023), y Alpanda y Zubairy (2017).

9 May y Tudela (2005); Ambrose, Capone y Deng (2001), y Deng, Quigley y Order (2000).

10 Hejlová, Holub y Plašil (2021), y Haughwout, Peach y Tracy (2008).

11 Claessens, Ghosh y Mihet (2013), y Lim et al. (2011).

y, en líneas generales, fortalecen la resiliencia del sistema financiero, aunque con efectos distintos según el ciclo y las condiciones financieras, y heterogéneos entre prestatarios en función de su renta y otras características socioeconómicas. Además, la literatura sugiere que la aplicación flexible y simultánea de distintas BBM mejora su efectividad y reduce las consecuencias no intencionadas de las medidas.

3 Detalles de la eliminación de la deducción por vivienda en 2011, estrategia de identificación y bases de datos empleadas

3.1 El cambio en la deducción por vivienda de 2011

La deducción por inversión en vivienda habitual en España ha sido uno de los beneficios fiscales más relevantes para los contribuyentes durante décadas. Hasta 2010, en líneas generales, el marco permitía una deducción en la cuota tributaria exigida del 15% de las cantidades invertidas (principal, intereses, seguros obligatorios, etc.)¹² en la adquisición o rehabilitación de la vivienda habitual, con una base máxima de esta deducción ligeramente superior a los 9.000 euros anuales, sin límites de renta. Con ello, el ahorro impositivo máximo por hipotecado podía llegar a los 1.356 euros por año. La Ley 39/2010, de Presupuestos Generales del Estado para 2011, introdujo un giro de gran calado al limitar la deducción en función de la renta del contribuyente, con la eliminación total para rentas superiores a los 24.107 euros¹³.

El nuevo marco de 2011 tuvo también un componente territorial claro: la limitación por renta se aplicó al territorio común, sin afectar directamente a los territorios forales del País Vasco y Navarra, que cuentan con potestad normativa propia en el impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF). Así que, en la práctica, el mapa fiscal de 2011 se dividió entre un territorio común con la nueva restricción por renta y unos territorios forales con su propio marco continuista.

Por todo ello, el 1 de enero de 2011 se rompió con la universalidad de la deducción por vivienda habitual al introducir un criterio de renta que, de hecho, eliminó la deducción para rentas superiores a los 24.000 euros en el territorio común. Pero este cambio fue temporal, ya que tras las elecciones generales del 20 de noviembre de 2011 se produjo un cambio de gobierno que volvió a recuperar la deducción a su estado original, sin umbrales de renta. Así, el **Real Decreto-ley 20/2011**, de 30 de diciembre, restableció las deducciones previas a la Ley 39/2010 con carácter retroactivo, lo que permitió a los contribuyentes beneficiarse fiscalmente de la medida desde ese mismo año 2011.

12 En el caso de pago al contado también había derecho a la deducción, dado que se aplicaba por las cantidades invertidas en la adquisición, sin exigirse que existiera financiación externa.

13 La norma estableció que para los nuevos deudores que tuvieran una base imponible igual o inferior a 17.700 euros se mantuviera la deducción vigente, mientras que para bases entre 17.700 euros y 24.107 euros la base máxima se reducía linealmente, desapareciendo a partir del umbral de 24.107 euros. La reforma de 2011 incorporó, en paralelo, un régimen transitorio que salvaguardaba a quienes ya habían iniciado su inversión antes del 31 de diciembre de 2010.

La medida, por tanto, reducía la renta esperada disponible actual de las familias que adquirirían o reformaban su vivienda habitual. Así, *a priori*, es razonable esperar que la medida hubiera originado un efecto renta negativo que hubiese tenido, a corto plazo, un impacto directo también negativo sobre el tamaño del nuevo préstamo hipotecario, lo que, a su vez, habría impactado directamente sobre la ratio entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI) y la ratio entre el importe del préstamo y el valor del inmueble (*loan-to-value*, LTV)¹⁴.

Además, y dada la restauración retroactiva e inesperada de la deducción, los préstamos hipotecarios afectados habrían visto reducirse su riesgo financiero sin que la renta esperada futura del hogar previa a la medida se hubiese visto finalmente comprometida. Esto permite asumir que los riesgos futuros de las operaciones afectadas se verían únicamente reducidos, *ceteris paribus*, por el menor valor en sus indicadores LTV o LTI, lo que hace posible considerar este evento como un experimento natural para evaluar el efecto causal de los cambios exógenos en las ratios financieras sobre la probabilidad de impago futuro del préstamo.

En este análisis no asumimos *a priori* que los hogares estén financieramente restringidos. En su lugar, utilizamos la magnitud estimada de la respuesta del importe del préstamo ante un cambio exógeno en la renta como evidencia indicativa de la presencia de este tipo de restricciones. Así, en un entorno sin restricciones financieras, cabría esperar que un *shock* transitorio de renta tuviera un efecto limitado sobre el endeudamiento en origen, al no alterar de forma sustancial la renta permanente del hogar. Este no sería el caso si existieran restricciones financieras. Para los hogares financieramente restringidos, el nivel de endeudamiento está acotado por un determinado porcentaje de su renta, por lo que cabe esperar que las variaciones en su deuda sean aproximadamente proporcionales a las variaciones en su renta. Si la variación estimada de la deuda tras la eliminación de la deducción fuera igual o superior a la variación observada en la renta, los efectos encontrados serían coherentes con la existencia de restricciones financieras. En caso contrario, una respuesta más atenuada del endeudamiento sería indicativa de que una parte significativa de los hogares no se encuentran sujetos a este tipo de restricciones.

En el epígrafe 4.1 mostramos que los resultados encontrados son compatibles con que el hogar representativo esté financieramente restringido. Además, esta interpretación se refuerza al analizar la heterogeneidad entre hogares con la existencia de restricciones. En este sentido, observamos que para un segmento de la población con menor probabilidad de estar sujeto a restricciones financieras, el *shock* fiscal no genera efectos significativos sobre el importe del préstamo. Este resultado estaría en consonancia con la hipótesis de que la respuesta agregada observada está impulsada principalmente por los hogares financieramente restringidos.

3.2 Bases de datos

En este estudio empleamos la Central de Información de Riesgos del Banco de España, una base de datos confidencial en cuanto a los préstamos que recoge, con periodicidad mensual,

14 Bajo el supuesto de que el valor de las viviendas no se vio afectado a corto plazo por la eliminación de la deducción.

el *stock* de créditos concedidos en España por cualquier entidad bancaria operativa en el país desde 1984, sujeto a un umbral de declaración muy bajo (6.000 euros) que se ha ido reduciendo adicionalmente con el tiempo. Para los fines del análisis nos centramos en los préstamos otorgados a los hogares y, en particular, en todas las hipotecas sobre vivienda habitual originadas entre el 1 de julio de 2010 y el 30 de junio de 2011, lo que configura una ventana temporal simétrica en torno al *shock* objeto de estudio.

La base de datos proporciona información detallada sobre los prestatarios, las condiciones de los préstamos y la entidad financiera que los concede. En relación con los prestatarios, la base permite identificar si se trata de una persona física sin actividad empresarial o de un empresario individual (autónomo). Para las primeras, se dispone de su situación laboral (trabajador por cuenta ajena, pensionista, rentista, estudiante, desempleado, entre otras categorías), mientras que para los autónomos se registra el sector económico al que pertenecen —clasificado según la Clasificación Nacional de Actividades Económicas a tres dígitos—. Asimismo, se incluye el código postal de residencia, la condición de persona extranjera, el sexo y la edad del prestatario.

La edad del prestatario nos permite asignar a cada hogar hipotecado un cabeza de familia, definido como el miembro de mayor edad. Esta clasificación facilita asociar a cada hipoteca las características sociodemográficas del hogar correspondiente. Así, por ejemplo, a partir de su código postal de residencia imputamos a la hipoteca un nivel de renta, utilizando como referencia la renta media de los hogares en dicha localización, proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística. Posteriormente este dato lo emplearemos como denominador del LTI.

En lo que respecta a la información relativa a la operación, la CIRBE recoge la finalidad del préstamo (lo que nos permite identificar las hipotecas destinadas a la adquisición de vivienda habitual) y, en el momento de la concesión, su importe concedido en euros, el plazo en meses, el tipo de interés (fijo o variable) y su nivel en porcentaje, así como el valor de tasación del inmueble en euros, a partir del cual es posible calcular la ratio LTV. De forma adicional, la base de datos documenta la situación de la operación en términos de morosidad, con lo que clasificamos un préstamo como moroso si, en cualquier momento de su vida hasta 2025, presenta impagos superiores a 90 días.

4 Estrategia de identificación y resultados

4.1 Efectos en las operaciones

Nuestro análisis principal examina el impacto del *shock* fiscal de 2011 sobre las características de las nuevas hipotecas originadas para la adquisición de la vivienda habitual. En particular, evaluamos si la eliminación temporal de la deducción por vivienda habitual para los contribuyentes de rentas altas en el territorio común (que redujo su capacidad efectiva de endeudamiento de manera análoga a una política de medidas macroprudenciales basadas en el prestatario) se trasladó a distintas dimensiones de la operación hipotecaria, tales como el importe concedido, la ratio entre el importe del préstamo y el valor del inmueble (*loan-to-value*, LTV), la ratio entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI), el

tipo de interés aplicado, el valor de tasación o la probabilidad futura de impago. La validez de los resultados se contrasta mediante un conjunto amplio de ejercicios de robustez que incluyen, entre otros, la aplicación de técnicas de emparejamiento dirigidas a mejorar la comparabilidad entre los grupos tratado y de control. Adicionalmente, analizamos el efecto agregado sobre el volumen total del crédito hipotecario concedido y evaluamos la existencia de posibles efectos indirectos en los préstamos al consumo.

Las particularidades institucionales de España proporcionan un marco idóneo para la identificación causal, ya que los territorios forales cuentan con plena autonomía fiscal y no se vieron afectados por la eliminación temporal de la deducción. Además, como la eliminación de la deducción afectó exclusivamente a los contribuyentes con niveles de renta más elevados y dado que los territorios forales se caracterizan por concentrar los hogares de mayor renta de España, definimos el grupo de tratamiento como aquellos hogares localizados en zonas del territorio común cuya renta media se sitúa por encima de la mediana de dicho territorio (unos 30.000 euros)¹⁵.

Esta delimitación permite, por un lado, aislar de manera precisa el efecto de la supresión de la deducción sobre los segmentos de renta alta, que son precisamente los contribuyentes afectados de forma directa por la reforma. Por otro lado, como se ha comentado, mejora la comparabilidad entre las hipotecas tratadas y no tratadas, al asegurar que los hogares del territorio común considerados presentan niveles de renta más similares a los observados en los territorios forales. En consecuencia, el grupo de control está constituido por hogares residentes en los territorios forales, donde la deducción permaneció vigente y sin modificaciones. Esta estrategia de selección permite identificar con mayor precisión el impacto del *shock* fiscal sobre los segmentos directamente expuestos a la reforma.

La estimación principal adopta un enfoque de diferencias en diferencias (DiD), comparando las operaciones de antes y después de la entrada en vigor de la reforma entre las hipotecas concedidas afectadas y de control.

Formalmente, definimos la variable de tratamiento como la interacción entre la variable dicotómica Tratada, que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (y 0 en caso contrario), y la variable binaria Post, que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (y 0 en caso contrario). El coeficiente asociado a la interacción Tratada × Post identifica el efecto medio del *shock* fiscal, en una ventana temporal reducida alrededor del cambio normativo, sobre distintas características de las hipotecas en las zonas afectadas frente a aquellas bajo régimen foral. Las ecuaciones estimadas adoptan la siguiente forma:

$$\text{Características de la Hipoteca}_{hbt} = \beta \text{Tratada}_{hbt} \times \text{Post}_t + \theta_{ht} + \eta_{bt} + \varepsilon_{hbt} \quad [1]$$

donde el subíndice h denota la nueva hipoteca concedida, b identifica a la entidad bancaria que concede la hipoteca y t recorre los meses comprendidos entre julio de 2010 y junio de

15 El resto de las hipotecas del territorio común no se consideran para este análisis. En las pruebas de robustez recuperamos parte de ellas y observamos que las estimaciones que las incluyen no muestran diferencias relevantes.

2011. La variable dependiente, Características de la Hipoteca, recoge distintas dimensiones de la operación hipotecaria, incluyendo el importe concedido, el LTV, el LTI, el tipo de interés, el valor de tasación y la probabilidad de impago a lo largo de la vida de la operación¹⁶.

Para asegurar la comparabilidad condicional entre los grupos tratado y de control, incorporamos un conjunto exhaustivo de controles que capturan tanto los factores de demanda como los de oferta. En particular, η_{bt} recoge factores de oferta variables en el tiempo asociados a la entidad bancaria (efectos fijos banco-tiempo)¹⁷. Por su parte, θ_{ht} incluye un conjunto de controles que aproximan la riqueza y las características del hogar que opta a la nueva hipoteca mediante efectos fijos asociados al código postal, al sector de actividad del prestatario cabeza de familia y a su condición de extranjero, así como otros factores composicionales capturados mediante las interacciones de las variables de extranjero, mujer y empresario antes y después del *shock*. Asimismo, añadimos un efecto fijo específico para las hipotecas a tipo fijo variante en el tiempo, lo que permite asegurar la comparabilidad en la dimensión del tipo de interés entre préstamos con distinta estructura contractual. El componente idiosincrásico no explicado por el resto de los factores viene designado por ε_{hbt} . Los errores estándar de las estimaciones se estiman bajo el supuesto de *clusters* según código postal, banco e hipoteca.

En este tipo de análisis resulta fundamental garantizar que las hipotecas del grupo de control sean lo más comparables posible a las del grupo de tratamiento, con el fin de obtener inferencias causales válidas. Un contraste preliminar de medias permite anticipar el grado de similitud entre ambos grupos. Adicionalmente, con el fin de reforzar la comparabilidad entre los grupos tratado y de control, llevamos a cabo un procedimiento de emparejamiento previo. Los pesos derivados de este emparejamiento se incorporan posteriormente en las estimaciones, con el objetivo de reponderar la muestra y asegurar una mayor similitud en la distribución de las covariables observadas entre ambos grupos.

En un modelo de DiD es necesario que se cumpla también el supuesto de tendencias paralelas, según el cual el grupo de tratamiento habría seguido una evolución similar a la del grupo de control en ausencia de *shock*. Evaluamos esta condición en estimaciones complementarias presentadas en el anejo 2, en las que se permite que la variable Tratada varíe en el tiempo.

El cuadro 1 presenta un test de medias que compara características de las hipotecas tratadas y no tratadas¹⁸. Lo que observamos es que ambas presentan un elevado grado de comparabilidad en la mayoría de las características observadas (estadístico de diferencias normalizadas

16 Se consideran únicamente las hipotecas vivas en 2018, ya que antes de esa fecha la Central de Información de Riesgos del Banco de España no declaraba todas las características de la operación en origen. Aun así, seguimos disponiendo de más del 80 % de las operaciones nuevas concedidas (tanto en número como en importe). No obstante, esta restricción muestral puede dar lugar a un potencial sesgo de supervivencia si las hipotecas con menor apalancamiento inicial presentan una mayor probabilidad de permanecer activas en el tiempo.

17 Dado que el *shock* analizado opera fundamentalmente sobre la demanda de crédito de los hogares, controlamos la oferta mediante efectos fijos banco-tiempo.

18 Los test de medias que presentamos se calculan sobre la muestra completa; en cualquier caso, los resultados son idénticos cuando se restringe la comparativa a la muestra anterior al tratamiento.

Cuadro 1

Comparativa entre las hipotecas tratadas y no tratadas (a) (b)

	Muestra base				
	Tratada = 0		Tratada = 1		Diferencias normalizadas
	(1) Media	(2) Desviación típica	(3) Media	(4) Desviación típica	(5) Test
Importe (miles de euros)	163,18	(87,84)	163,96	(97,97)	0,01
LTV (%)	62,70	(38,37)	79,70	(32,85)	0,34
LTI	4,79	(2,44)	4,45	(2,45)	-0,10
Tipo de interés (pp)	0,89	(0,63)	0,89	(0,68)	0,00
Impago futuro (0/1)	0,02	(0,13)	0,02	(0,13)	0,01
Log(Renta)	10,43	(0,17)	10,50	(0,19)	0,29
Plazo (años)	29,75	(7,87)	28,92	(7,72)	-0,08
Valor de tasación (miles de euros)	203,08	(93,03)	195,33	(95,20)	-0,06
Extranjero (0/1)	0,01	(0,08)	0,02	(0,12)	0,07
Empresario (0/1)	0,01	(0,11)	0,02	(0,13)	0,04
Mujer (0/1)	0,34	(0,47)	0,39	(0,49)	0,08
Número de observaciones	6.510		44.795		

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

- a El cuadro muestra la media (columnas 1 y 3) y la desviación típica (columnas 2 y 4) de un conjunto de variables agrupadas según si se consideran tratadas (hipotecas constituidas en los códigos postales del territorio común de renta alta) o no tratadas (territorios forales) para el análisis.
- b La columna de diferencias normalizadas muestra un estadístico para evaluar un test de medias propuesto por Imbens y Wooldridge (2009), para el que Imbens y Rubin (2015) sugieren un umbral heurístico de 0,25 en valor absoluto. El estadístico de diferencias normalizadas contrasta la hipótesis nula de ausencia de diferencias en las medias entre el grupo tratado y el de control, mediante un estimador independiente de la escala y del tamaño muestral. Valores superiores a dicho umbral indicarían diferencias sistemáticas.

menor que 0,25 en valor absoluto)¹⁹. El importe medio del préstamo es prácticamente idéntico en ambos grupos (en torno a 163.000 euros), al igual que el tipo de interés aplicado (0,89 %), el plazo contractual (aproximadamente 29 años) y la probabilidad futura de impago (en torno al 2 %). El resto de las covariables también exhiben diferencias muy reducidas.

No obstante, se observan dos diferencias relevantes. En primer lugar, el nivel de renta imputado es superior en las zonas tratadas (aproximadamente 37.000 euros frente a 35.000 euros en las no tratadas)²⁰, un patrón coherente con el criterio de construcción del grupo tratado, basado en áreas de renta alta del territorio común. Pese a ello, la selección realizada mejora la comparabilidad entre los grupos, puesto que la renta media del conjunto del territorio común con renta superior a 24.000 euros asciende a unos 30.000 euros, una cifra mucho más alejada de la observada en los territorios forales que la que presenta nuestra muestra depurada.

19 El estadístico de diferencias normalizadas, que contrasta la hipótesis nula de ausencia de diferencias en las medias entre el grupo tratado y el de control mediante un estimador independiente de la escala y del tamaño muestral, fue propuesto por Imbens y Wooldridge (2009). Posteriormente, Imbens y Rubin (2015) sugirieron un umbral heurístico de 0,25 en valor absoluto. Valores superiores a dicho umbral estarían indicando diferencias sistemáticas.

20 Valores medios calculados sobre el nivel de renta, que no coinciden con la exponencial de los valores medios de la renta en logaritmos, mostrados en los cuadros descriptivos.

Cuadro 2

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca (a)

Variable dependiente	(1) Importe	(2) Valor	(3) LTV	(4) LTI	(5) Tipo de interés	(6) Impago
Tratada × Post	-0,060*** (0,016)	0,006 (0,015)	-3,252** (1,141)	-0,244*** (0,077)	-0,001 (0,024)	-0,008* (0,004)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305
Pseudo R2/R2	0,262	0,310	0,497	0,229	0,440	0,197

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación, a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados por código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

En segundo lugar, la ratio LTV es sustancialmente mayor en el grupo tratado (80 % frente a 63 %), lo que indica que los hogares de renta alta del territorio común accedían a niveles de apalancamiento sensiblemente superiores, posiblemente derivados en buena parte por la diferencia de rentas.

Estas diferencias apuntan a la necesidad de controlar cuidadosamente según los factores de demanda y composición, como hemos hecho en el análisis empírico. Además, en los ejercicios de robustez aplicamos un procedimiento de emparejamiento basado en el nivel de renta. Los resultados muestran que, una vez realizado dicho emparejamiento, las diferencias observadas se eliminan prácticamente por completo y los resultados principales del análisis permanecen inalterados.

El cuadro 2 recoge los resultados de la estimación de la ecuación [1]. Conviene señalar que, cuando la variable dependiente es una variable en términos monetarios, empleamos un modelo de pseudomáxima verosimilitud de Poisson, mientras que para el resto de las variables dependientes utilizamos estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)²¹.

Los coeficientes estimados muestran que, en las zonas afectadas, en comparación con los territorios forales, la eliminación de la deducción se tradujo en una reducción del 6 % en el importe medio de las nuevas hipotecas concedidas, mientras que el valor de tasación de la vivienda no experimentó cambios significativos. Como consecuencia, el LTV disminuyó en 3,3 puntos porcentuales (pp) y el LTI se redujo en 24 puntos básicos (pb).

21 Como demuestran Santos Silva y Tenreyro (2006) y Cohn, Liu y Wardlaw (2022), el modelo OLS está potencialmente sesgado cuando se emplean logaritmos de importes como variables dependientes, lo que no ocurre empleando un modelo Poisson.

El tipo de interés no mostró variaciones estadísticamente significativas. Por último, la probabilidad futura de impago se redujo en aproximadamente 0,8 pp.

Como se ha discutido en secciones previas, la reducción observada en la probabilidad futura de impago se explicaría por la disminución del apalancamiento inicial y no por los cambios permanentes en la renta esperada de los hogares. El *shock* fiscal actuó de forma transitoria sobre la capacidad de endeudamiento en el momento de la concesión, reduciendo los ratios LTV y LTI. La deducción fue restituida ese mismo año con carácter retroactivo, de modo que las rentas futuras esperadas apenas se vieron alteradas. En consecuencia, la mejora en los indicadores de solvencia responde únicamente a una menor carga financiera en origen, lo que reduce el riesgo de impago *ex post*.

Con el objetivo de reducir las diferencias observadas entre los grupos tratado y de control (que son documentadas en el cuadro 1), aplicamos una técnica de emparejamiento basada en el nivel de renta, que es la principal variable responsable de las discrepancias detectadas. Mediante este emparejamiento se derivan unas ponderaciones que se incorporan en el modelo de DiD.

En nuestro contexto empírico, el tamaño del grupo de control es sustancialmente menor que el del grupo tratado, lo que hace que la aplicación de técnicas de emparejamiento convencionales implique descartar una parte significativa de la muestra, con la consiguiente pérdida de eficiencia estadística y de representatividad. Para evitar estos inconvenientes adoptamos dos enfoques. Por un lado, empleamos el procedimiento de emparejamiento de reponderación por entropía (*entropy balancing*, EB), que establece unas ponderaciones a las observaciones para imponer igualdad de medias en ciertas características observables determinadas (en nuestro caso particular, para la renta) sin reducir la muestra. Por otro lado, seguimos un enfoque de ponderación mediante la inversa de la probabilidad de tratamiento (*inverse probability weighting*, IPW), que permite reponderar las observaciones del grupo de control para que la media de las covariables empleadas (en particular, la renta) sea similar a la del grupo tratado, sin eliminar observaciones. De este modo, tanto EB como IPW preservan la información disponible y mejoran el equilibrio muestral entre los dos grupos en contextos de tamaños muy desiguales [véanse Hainmueller (2012) y Hirano, Imbens y Ridder (2003)].

El cuadro 3 replica el test de medias presentado en el cuadro 1, incorporando los pesos obtenidos a partir del procedimiento EB. Los resultados muestran que, tras la reponderación, las diferencias entre los grupos tratado y de control se reducen de forma significativa y dejan de ser estadísticamente relevantes para todas las características consideradas, lo que confirma que el procedimiento logra un elevado grado de convergencia en la composición de ambos grupos y refuerza la validez del análisis causal posterior.

Por su parte, el cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de la ecuación [1] empleando la metodología EB. Los resultados confirman la robustez de las estimaciones principales, ya que las mismas características hipotecarias que resultaban significativas en la estimación base (véase cuadro 2) mantienen su significatividad estadística y presentan magnitudes muy similares. En concreto, el importe de las nuevas hipotecas concedidas en las zonas afectadas

Cuadro 3

Comparativa entre las hipotecas tratadas y no tratadas tras el emparejamiento EB (a) (b)

	Muestra emparejada EB				
	Tratada = 0		Tratada = 1		Diferencias normalizadas
	(1) Media	(2) Desviación típica	(3) Media	(4) Desviación típica	(5) Test
Importe (miles de euros)	172,07	(96,90)	163,96	(97,97)	-0,06
LTV (%)	82,26	(29,88)	85,90	(29,66)	0,09
LTI	4,70	(2,44)	4,45	(2,45)	-0,07
Tipo de interés (pp)	0,87	(0,62)	0,89	(0,68)	0,02
Impago futuro (0/1)	0,01	(0,12)	0,02	(0,13)	0,02
Log(Renta)	10,50	(0,22)	10,50	(0,19)	0,02
Plazo (años)	29,64	(7,90)	28,92	(7,72)	-0,07
Valor de tasación (miles de euros)	213,09	(97,57)	195,33	(95,20)	-0,13
Extranjero (0/1)	0,01	(0,07)	0,02	(0,12)	0,07
Empresario (0/1)	0,01	(0,11)	0,02	(0,13)	0,04
Mujer (0/1)	0,34	(0,47)	0,39	(0,49)	0,08
Número de observaciones	6.510		44.795		

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

- a El cuadro muestra la media (columnas 1 y 3) y la desviación típica (columnas 2 y 4) de un conjunto de variables agrupadas según si se consideran tratadas (hipotecas constituidas en los códigos postales del territorio común de renta alta) o no tratadas (territorios forales) para el análisis de emparejamiento. El emparejamiento se hace según la renta y las ponderaciones resultan de un enfoque EB.
- b La columna de diferencias normalizadas muestra un estadístico para evaluar un test de medias propuesto por Imbens y Wooldridge (2009), para el que Imbens y Rubin (2015) sugieren un umbral heurístico de 0,25 en valor absoluto. El estadístico de diferencias normalizadas contrasta la hipótesis nula de ausencia de diferencias en las medias entre el grupo tratado y el de control, mediante un estimador independiente de la escala y del tamaño muestral. Valores superiores a dicho umbral indicarían diferencias sistemáticas.

Cuadro 4

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca. Muestra emparejada por EB (a)

Variable dependiente	(1) Importe	(2) Valor	(3) LTV	(4) LTI	(5) Tipo de interés	(6) Impago
Tratada x Post	-0,061*** (0,018)	-0,004 (0,016)	-2,377** (1,169)	-0,252*** (0,077)	0,001 (0,031)	-0,009** (0,004)
Efectos Fijos Banco x Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal x Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305
Pseudo R2/R2	0,297	0,347	0,613	0,256	0,460	0,231

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

- a El cuadro muestra los resultados de la estimación ponderada (tras un emparejamiento EB), a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

se reduce en un 6,1 % en comparación con las de los territorios forales, el LTV disminuye en 2,4 pp, el LTI se reduce en 25 pb y la probabilidad futura de impago mejora en 0,9 pp.

En el anejo 2 (véanse cuadros A2.1 y A2.2) mostramos los resultados del emparejamiento de reponderación mediante la inversa de la probabilidad de tratamiento (*inverse probability weighting*, IPW). Las estimaciones mantienen el signo y la magnitud de las obtenidas por EB y para la muestra sin ponderar. En definitiva, la similitud de los resultados obtenidos con y sin emparejamiento respalda la validez de la estrategia empírica y proporciona evidencia adicional de que los efectos estimados no están condicionados por los desequilibrios observables entre los grupos, sino que reflejan el impacto del *shock* fiscal analizado.

Finalmente, en el cuadro A2.3 del anejo 2 presentamos la estimación de la ecuación [1], empleando el emparejamiento EB, permitiendo que la variable Tratada varíe en el tiempo, a frecuencia bimensual, con el objetivo de evaluar el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas. En términos generales, los resultados muestran que en el período previo al *shock* fiscal no se observan diferencias significativas en la evolución de las variables de interés entre los grupos tratado y de control, validando el supuesto de que el grupo de control constituye un contrafactual adecuado del grupo tratado²².

4.1.1 Pruebas de robustez

Hasta este punto, con el fin de reforzar la identificación del impacto del *shock* fiscal, hemos considerado como tratadas únicamente las hipotecas concedidas en los códigos postales de territorios bajo el régimen común con una renta alta (por encima de su mediana). Esta estrategia busca minimizar el problema de clasificación errónea del tratamiento, dado que no disponemos de información individual sobre la renta exacta del hogar (ni, en particular, sobre la base imponible a la que aplica la reforma fiscal), lo que impide identificar de manera exacta qué hipotecas se vieron efectivamente afectadas. Al restringir el grupo tratado a zonas de renta alta, se reduce la probabilidad de incluir hipotecas clasificadas como tratadas que, en realidad, no lo estuvieran.

Para evaluar si esta restricción afecta a los resultados obtenidos hasta el momento, incorporamos como ejercicio de robustez una definición alternativa del tratamiento que incluye todas las hipotecas concedidas en el territorio común correspondientes a los hogares con una renta imputada superior a 24.000 euros. Los resultados, presentados en el cuadro 5, son coherentes con los hallazgos principales, a pesar de que esta asignación al tratamiento esté potencialmente sujeta a un mayor error de clasificación, y pese a que las diferencias en términos de renta con el grupo de control son mayores.

En particular, las estimaciones muestran que, tras el *shock* fiscal, el importe de las nuevas hipotecas concedidas en el territorio común se reduce en un 5,4 % en comparación con las formalizadas en el País Vasco o Navarra. Asimismo, el LTV disminuye en 3,2 pp y el LTI se

22 Los resultados son similares tanto al aplicar el emparejamiento IPW como al no aplicar ningún procedimiento de emparejamiento. No obstante, en ausencia de emparejamiento se observa cierta evidencia de tendencias previas en el valor de tasación.

Cuadro 5

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca. Grupo tratado con rentas superiores a los 24.000 euros (a)

Variable dependiente	(1) Importe	(2) Valor	(3) LTV	(4) LTI	(5) Tipo de interés	(6) Impago
Tratada × Post	-0,054*** (0,015)	0,005 (0,020)	-3,235*** (1,205)	-0,217*** (0,073)	0,009 (0,021)	-0,005 (0,004)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	96.046	96.046	96.046	96.046	96.046	96.046
Pseudo R2/R2	0,271	0,330	0,492	0,227	0,431	0,191

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación ponderada (tras un emparejamiento EB), a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

reduce en 22 pb. Por su parte, la probabilidad futura de impago también se reduce en 0,5 pp, aunque este efecto no resulta estadísticamente significativo, al igual que los estimados para el valor de tasación y el tipo de interés.

Por otro lado, como se señaló en la introducción, la eliminación de la deducción por adquisición de vivienda habitual no necesariamente tiene por qué afectar de igual modo a las decisiones de endeudamiento de todos los hogares potencialmente expuestos al cambio fiscal. Incluso entre aquellos situados en el perímetro de aplicación de la medida, la reacción puede diferir en función de la disponibilidad de recursos patrimoniales adicionales (como ahorros financieros, otros inmuebles, terrenos u otros activos), que permiten reducir la dependencia del endeudamiento.

Para ilustrar el orden de magnitud del *shock*, consideramos un hogar representativo con una hipoteca promedio. La eliminación temporal de la deducción por vivienda habitual implica una pérdida máxima de renta neta anual de 1.356 euros (alrededor del 3,5 % de la renta neta anual del grupo considerado, estimada en torno a 38.000 euros²³). Por su parte, las estimaciones empíricas muestran una reducción cercana al 6 % en el importe de las nuevas hipotecas²⁴.

23 Valor medio de los hogares de renta alta en territorio común, grupo que consideramos afectado por la reforma en este ejercicio, como se describe con más detalle en el epígrafe 4.

24 Conviene señalar que, en el momento de la concesión del préstamo, los hogares no anticipaban la reversión retroactiva de la deducción fiscal (medida adoptada tras el cambio de gobierno derivado de las elecciones generales de noviembre de 2011) y, por tanto, tomaron sus decisiones de endeudamiento como si el *shock* fuera permanente. Desde esta perspectiva, la comparación relevante es entre la pérdida esperada de renta permanente y el ajuste observado en el endeudamiento en origen. Si bien en el texto ilustramos el orden de magnitud del *shock* utilizando la pérdida anual máxima de la deducción, una evaluación en términos de valor presente no alteraría cualitativamente la interpretación, en la medida en que tanto la deducción como la renta del hogar escalan de forma similar cuando se consideran como flujos permanentes.

Aunque un flujo anual (renta) y un *stock* (principal de la deuda) no son directamente comparables, ambos resultados pueden reconciliarse si se tiene en cuenta que una reducción del 6 % en el principal se traduce en una caída proporcional de la cuota anual. Para una hipoteca representativa, y bajo valores habituales de la ratio entre el servicio de la deuda y la renta (*debt-service-to-income*, DSTI) en el rango del 35 % al 45 %, esa disminución de la cuota es de un orden de magnitud similar a la pérdida anual de renta asociada a la deducción por vivienda habitual²⁵. En conjunto, estos resultados son coherentes con la interpretación del episodio como una restricción efectiva al endeudamiento en origen (véase anejo 1).

Adicionalmente, resulta de interés identificar un subconjunto de hogares potencialmente menos restringidos con el fin de evaluar si la reforma tuvo sobre ellos un impacto diferencial o, en su caso, más limitado.

Esta tarea es compleja debido a la falta de información directa sobre la riqueza de los prestatarios. Para aproximar este concepto implementamos una estrategia indirecta basada en el comportamiento posterior a la concesión del préstamo. En concreto, comparamos, por ejemplo, con fecha de diciembre de 2016, el saldo vivo de las hipotecas analizadas con el saldo simulado que habría resultado en dicha fecha bajo un esquema de amortización francesa estándar desde el inicio de la operación, dado que conocemos el importe inicial, el plazo y el tipo de interés contractual. A partir de esta comparación, clasificamos a los hogares como no restringidos si han realizado una amortización anticipada significativa. Operacionalmente, definimos como no restringidos aquellos préstamos para los cuales el porcentaje amortizado simulado está por encima de la mediana de su distribución²⁶. Esta variable supone cerca del 16 % de las hipotecas de la muestra.

Conviene subrayar que esta medida no constituye un indicador directo de riqueza y puede reflejar, además de una mayor holgura financiera, factores como la disponibilidad de liquidez transitoria o preferencias por la reducción de la deuda. En este sentido, el objetivo del ejercicio no es identificar exhaustivamente a todos los hogares no sujetos a restricciones financieras en origen, sino aislar un subconjunto con menor probabilidad de estar restringido y evaluar si, en dicho grupo, los efectos del *shock* fiscal son menores (véase anejo 1).

El cuadro 6 replica el análisis del cuadro 2 diferenciando entre los hogares clasificados como no restringidos y el resto. Los resultados permiten extraer dos conclusiones principales. En primer lugar, los hogares clasificados como no restringidos no muestran cambios significativos en ninguno de sus estándares de crédito tras la reforma fiscal, lo que sugiere que su capacidad de endeudamiento no se vio comprometida por la eliminación de la deducción. En segundo lugar, los efectos estimados para el conjunto restante de los hogares son similares a los observados en la muestra total, lo cual es coherente con el peso mayoritario de este grupo en

25 Bajo un esquema de amortización francés, para una hipoteca representativa con tipo de interés del 0,9 %, plazo de 29 años e importe de 163.000 euros, una reducción del 6 % en el principal implica una caída de aproximadamente 385 euros en la cuota anual. Con un límite de esfuerzo del 35 % al 45 % (DSTI), dicha caída es acorde con una reducción de renta neta anual del orden de 855 euros a 1.100 euros, comparable a la deducción anual cercana a los 900 euros que tendría esa hipoteca representativa.

26 Porcentaje amortizado definido como $\text{Máx}(\text{Deuda Simulada 2016} - \text{Deuda Actual 2016}, 0) / \text{Deuda Inicial} * 100$. Los resultados se mantienen cualitativamente inalterados para los umbrales de la distribución del porcentaje amortizado entre los percentiles 35 y 65.

Cuadro 6

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca (a)

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Importe	Importe	Valor	Valor	LTV	LTV	LTI	LTI	Tipo de interés	Tipo de interés	Impago	Impago
	No restringido	Resto	No restringido	Resto	No restringido	Resto	No restringido	Resto	No restringido	Resto	No restringido	Resto
Tratada × Post	-0,024 (0,049)	-0,059*** (0,015)	-0,016 (0,033)	0,014 (0,016)	1,123 (2,093)	-3,697*** (1,239)	-0,068 (0,260)	-0,257*** (0,079)	0,033 (0,070)	-0,016 (0,028)	-0,007 (0,007)	-0,010* (0,005)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	7.208	42.276	7.208	42.276	7.208	42.276	7.208	42.276	7.208	42.276	7.208	42.276
Pseudo R2/R2	0,437	0,268	0,436	0,318	0,622	0,502	0,407	0,244	0,615	0,441	0,292	0,213

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común entre julio de 2010 y junio de 2011. Se clasifica un hogar como no restringido si realizó amortizaciones anticipadas significativas hasta 2016 (véase epígrafe 4.1.1). «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

la población analizada. En conjunto, este patrón de heterogeneidad indica que el impacto del *shock* fiscal se concentra en los hogares financieramente restringidos, reforzando la interpretación del cambio impositivo como una restricción efectiva al endeudamiento en origen, análoga a la introducción de límites macroprudenciales sobre el LTI (véase anejo 1).

4.2 Los efectos del *loan-to-value* o del *loan-to-income* sobre el impago futuro

Con el fin de identificar el efecto del LTV o del LTI, en el momento de la concesión de la hipoteca, sobre su evolución crediticia, resulta relevante considerar que, en ausencia de un *shock* exógeno, ambas ratios son endógenas, pues los deudores con mayor riesgo tienden a elegir niveles más elevados de apalancamiento debido a una menor disponibilidad de fondos propios, lo que genera una correlación positiva con el impago.

En este contexto, el *shock* fiscal analizado proporciona una fuente de variación exógena cuya implementación fue ajena a las decisiones de los hogares y delimitada por reglas legales claras en términos temporales y geográficos, y que afecta a la capacidad de endeudamiento inicial, lo que hace de él un candidato válido como instrumento para identificar el efecto causal del nivel en el LTV y el LTI sobre la probabilidad futura de impago. Formalmente, queremos estimar por variables instrumentales la ecuación:

$$\text{Impago Futuro}_{hb} = \gamma \text{LS}_{hbt} \times \theta_{ht} + \eta_{bt} + \varepsilon_{hbt} \quad [2]$$

Variable dependiente	Impago	
	(1)	(2)
LTV	0,002** (0,001)	
LTI		0,036** (0,017)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí
Estadístico F	8,1	10,0
Observaciones	51.305	51.305

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación por variables instrumentales, a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión de probabilidad lineal que analiza el impacto sobre la probabilidad de impago futuro del LTV o LTI en origen, instrumentados por la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común, para los meses entre julio de 2010 y junio de 2011. «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal), e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

donde LS (*lending standard*) designa o bien la ratio LTV o la ratio LTI en el momento de la concesión, que instrumentamos en una primera etapa mediante la ecuación [1]. El resto de los componentes de la ecuación han sido ya definidos en el epígrafe 4.1. Por su parte, la relevancia del instrumento del *shock* fiscal se mide con el estadístico F de la primera etapa, que muestra valores cercanos al umbral heurístico de 10 (8,1 para el LTV y 10,0 para el LTI)²⁷.

Los resultados de la estimación mediante variables instrumentales, correspondientes a la segunda etapa, se presentan en el cuadro 7. Las estimaciones asociadas tanto al LTV como al LTI indican que niveles más elevados de apalancamiento inicial incrementan significativamente el riesgo crediticio de la hipoteca. De manera equivalente, reducciones exógenas en estas ratios se traducen en una mejora de la calidad crediticia de los préstamos. En particular, una disminución del LTV de 1 pp (o de 1 pb en el LTI) conlleva una caída de la probabilidad de incumplimiento de aproximadamente el 13 % (2 % en el caso del LTI) respecto a su valor medio. La magnitud del impacto económico estimado de las ratios de apalancamiento sobre la probabilidad de impago debe interpretarse con cautela, habida cuenta de la limitada relevancia del instrumento.

27 Valores de 10 o superiores de este estadístico señalan una relación fuerte entre la variable instrumentada y el instrumento, indicando la relevancia del estadístico como instrumento. Dicho umbral debe interpretarse como una regla orientativa y no como un criterio determinante, especialmente en contextos, como es el de este trabajo, en los que la exogeneidad del instrumento está sólidamente respaldada (Angrist y Pischke, 2009). Aun así, es importante destacar que un estadístico F bajo puede provocar estimaciones imprecisas y elevadas, en valor absoluto, del modelo de variables instrumentales, con intervalos de confianza amplios. En estos casos el impacto cualitativo sería más relevante que el cuantitativo.

4.3 Efectos agregados según el código postal y el banco

Con el fin de: i) comprobar la robustez de los resultados obtenidos en términos de la operación individual a un nivel más agregado; ii) analizar la evolución del crédito total, y iii) examinar la posible existencia de efectos indirectos (*spillovers*) sobre el crédito al consumo, llevamos a cabo un análisis complementario basado en los volúmenes de nuevas operaciones según el código postal y la entidad bancaria. Este enfoque resulta relevante, ya que permite captar los posibles ajustes en la oferta y la demanda de crédito que no necesariamente se manifiestan a escala micro, pero sí en decisiones agregadas por parte de las entidades financieras o en la composición del crédito a escala local.

De forma análoga al análisis desagregado, estimamos un modelo de DiD en el que los códigos postales tratados coinciden con los utilizados en el ejercicio en cuanto al préstamo. En este caso, la ecuación estimada es equivalente a la ecuación [1], si bien agregada por código postal-banco-tiempo. De igual modo, incluimos efectos fijos de banco-tiempo y código postal-banco, lo que permite controlar de manera exhaustiva por factores de oferta y por heterogeneidad local persistente. Asimismo, los errores estándar se agrupan en *clusters* a nivel de código postal y banco.

Este planteamiento nos permite evaluar el impacto del *shock* fiscal tanto sobre los importes medios de las nuevas operaciones como sobre el volumen agregado de crédito, incluyendo la posible reasignación hacia los préstamos al consumo tras la introducción del cambio normativo.

El cuadro 8 presenta el impacto agregado de la eliminación temporal de la deducción por vivienda habitual sobre el volumen de nuevas operaciones de crédito, distinguiendo entre las hipotecas para vivienda y los préstamos al consumo. Las columnas (1) y (2) muestran los efectos sobre el importe medio y el importe total de las nuevas hipotecas, respectivamente, mientras que las columnas (4) y (5) recogen los resultados correspondientes al crédito al consumo. Por su parte, las columnas (3) y (6) analizan la evolución del número de hipotecas (margen intensivo), para detectar si hubo efectos anticipación más allá de diciembre de 2010²⁸.

Los resultados muestran un impacto negativo y estadísticamente significativo sobre el crédito hipotecario en las zonas tratadas. En concreto, el coeficiente estimado en la columna (1) indica que el importe medio de las nuevas hipotecas se redujo en torno a un 6,7 %, en línea con los efectos observados en el análisis a nivel desagregado. Por su parte, la columna (2) evidencia una caída del 22,8 % en el importe total de las nuevas hipotecas concedidas. La columna (3) ayuda a clarificar el efecto agregado observado al mostrar que este se explica en gran medida por comportamientos de anticipación por parte de los prestatarios y/o por el aumento de la

28 Observamos un volumen inusualmente elevado de operaciones durante el mes de diciembre de 2010, atribuible a un comportamiento de anticipación frente a la entrada en vigor de la medida fiscal. Con el fin de evitar que este efecto distorsione los resultados y para reforzar la robustez del análisis, las operaciones correspondientes a dicho mes se excluyen en este ejercicio. Aun así, el efecto estimado sigue afectado por efectos de anticipación anteriores a diciembre, como muestran los resultados en el número de operaciones tras la entrada de la medida fiscal.

Cuadro 8

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las nuevas operaciones. Análisis agregado (a)

Variable dependiente	Vivienda			Consumo		
	(1) Importe medio	(2) Importe total	(3) Número de préstamos	(4) Importe medio	(5) Importe total	(6) Número de préstamos
Tratada × Post	-0,067** (0,027)	-0,228*** (0,046)	-0,178*** (0,041)	-0,012 (0,045)	-0,009 (0,111)	0,048 (0,109)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	25.090	20.738	20.738	72.172	65.207	65.207
Pseudo R2	0,390	0,491	0,160	0,480	0,575	0,313

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación, a nivel de código postal-banco-tiempo, de un modelo Poisson del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común para los meses entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para los códigos postales del territorio común clasificados en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» medio recoge el importe total de las nuevas hipotecas (en miles de euros) sobre el número de nuevas concedidas. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal y banco. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

incertidumbre, que induce a posponer las decisiones de endeudamiento. En particular, tras el *shock* fiscal el número de nuevas hipotecas se redujo en torno a un 18 % en las zonas tratadas, incluso cuando se excluye el mes de diciembre.

Por el contrario, no se observan efectos estadísticamente significativos sobre el crédito al consumo [columnas (4) y (5)] ni sobre el número de préstamos al consumo [columna (6)]. Tanto el importe medio como el importe total de los nuevos préstamos presentan coeficientes próximos a cero y no significativos, lo que sugiere la ausencia de efectos indirectos o de sustitución entre el crédito hipotecario y el crédito al consumo tras el *shock* fiscal.

5 Conclusión

En este trabajo analizamos los efectos de la eliminación temporal de la deducción por adquisición de vivienda habitual sobre la concesión de crédito hipotecario en España. El diseño institucional de la reforma (que no afectó a las provincias del País Vasco ni de Navarra, y que fue posteriormente restablecida de forma inesperada y con carácter retroactivo) proporciona un entorno cuasiexperimental especialmente adecuado para identificar cambios exógenos en la capacidad de endeudamiento de los hogares sin alterar de manera persistente su renta esperada. Esta característica permite asimilar los efectos del *shock* analizado sobre la deuda de los hogares financieramente restringidos a los de una medida macroprudencial basada en el prestatario (BBM) orientada a limitar el endeudamiento del prestatario mediante límites sobre la ratio entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI) o la ratio entre el servicio de la deuda y la renta (*debt-service-to-income*, DSTI).

Los resultados muestran que la eliminación de la deducción dio lugar a una reducción significativa del importe de las nuevas hipotecas concedidas, así como de los principales indicadores de apalancamiento en el momento de la concesión, sin afectar a los precios de la vivienda ni a los tipos de interés a corto plazo. Esta evidencia sugiere que la medida operó fundamentalmente a través de la cantidad de crédito y de su estructura financiera. Asimismo, la menor carga financiera inicial asumida por los prestatarios se tradujo en una disminución significativa de la probabilidad futura de impago, lo que pone de manifiesto un canal claro, a través del que las restricciones al endeudamiento en origen pueden mejorar la calidad crediticia de los préstamos hipotecarios.

En conjunto, los resultados obtenidos apuntan a la eficacia de la imposición de límites a las condiciones de concesión del crédito hipotecario como instrumento para contener el endeudamiento de los hogares y reducir el riesgo de impagos futuros. No obstante, estos resultados deben interpretarse con cautela, dado que el análisis se basa en una aproximación de la renta del hogar y a una ventana temporal concreta. Por ello, la evidencia presentada debe evaluarse conjuntamente con la información disponible procedente de otros estudios y contextos.

Conviene subrayar, no obstante, que el presente análisis se centra fundamentalmente en la eficacia de las restricciones al endeudamiento en origen, evaluada a través de sus efectos sobre la concesión y la calidad del crédito hipotecario, y no aborda de forma exhaustiva los posibles efectos indirectos o de equilibrio general asociados a este tipo de medidas. En particular, aunque se analizan algunos efectos a corto plazo sobre el consumo, el estudio no examina de manera sistemática cómo una restricción persistente del crédito hipotecario podría afectar, a más largo plazo, a los equilibrios en los mercados de vivienda en propiedad y alquiler, a la reasignación del crédito entre el sector inmobiliario y otros sectores productivos o a posibles efectos distributivos entre distintos grupos de hogares. El análisis de estos canales resulta relevante para una evaluación integral de las políticas macroprudenciales y constituye una línea natural para investigaciones futuras²⁹.

En resumen, la consistencia cualitativa de los resultados obtenidos con la evidencia internacional sobre las políticas macroprudenciales orientadas a limitar el endeudamiento del prestatario y con los trabajos previos del Banco de España (que documentan la capacidad de estas medidas para reducir el riesgo de crédito) refuerza la confianza en la existencia y relevancia económica del canal identificado y de la eficacia de estas medidas. En conjunto, este trabajo contribuye al debate sobre la idoneidad y el diseño de las herramientas macroprudenciales en España, proporcionando evidencia empírica sobre su potencial para mejorar la estabilidad financiera.

29 Véase el epígrafe 2 para una revisión de la evidencia teórica y empírica sobre los efectos de equilibrio general y los posibles *spillovers* asociados a las medidas macroprudenciales basadas en el prestatario (incluidos los efectos sobre el consumo, los mercados de vivienda y la reasignación sectorial del crédito).

BIBLIOGRAFÍA

- Alpanda, Sami, y Sarah Zubairy. (2017). "Addressing household indebtedness: Monetary, fiscal or macroprudential policy?". *European Economic Review*, 92, pp. 47-73. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.11.004>
- Ambrose, Brent W., Charles A. Capone Jr. y Yongheng Deng. (2001). "Optimal Put Exercise: An Empirical Examination of Conditions for Mortgage Foreclosure". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 23, pp. 213-234. <https://doi.org/10.1023/A:1011110501074>
- Angrist, Joshua D., y Jörn-Steffen Pischke. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvc4j72>
- Bekkum, Sjoerd van, Marc Gabarro, Rustom M. Irani y José-Luis Peydró. (2024). "The real effects of borrower-based macroprudential policy: Evidence from administrative household-level data". *Journal of Monetary Economics*, 147(103574). <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2024.103574>
- Carro, Adrián, Jorge E. Galán, Enric Martorell y Raquel Vegas. (2025). "A literature review on ex-ante and ex-post analysis of the implications of borrower-based macroprudential measures". Documento Ocasional, 2524, Banco de España. <https://doi.org/10.53479/41425>
- Chen, Jiaqian, Daria Finocchiaro, Jesper Lindé y Karli Walentin. (2023). "The costs of macroprudential deleveraging in a liquidity trap". *Review of Economic Dynamics*, 51, pp. 991-1011. <https://doi.org/10.1016/j.red.2023.09.005>
- Claessens, Stijn, Swati R. Ghosh y Roxana Mihet. (2013). "Macro-Prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities". *Journal of International Money and Finance*, 39, pp. 153-85. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.06.023>
- Cohn, Jonathan B., Zack Liu y Malcolm Wardlaw. (2022). "Count (and count-like) data in finance". *Journal of Financial Economics*, 146(2), pp. 529-551. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2022.08.004>
- Deng, Yongheng, John M. Quigley y Robert van Order. (2000). "Mortgage Terminations, Heterogeneity and the Exercise of Mortgage Options". *Econometrica*, 68(2), pp. 275-307. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0262.00110>
- Galán, Jorge E., y Matías Lamas. (2025). "Beyond the LTV Ratio: Lending Standards, Regulatory Arbitrage, and Mortgage Default". *Journal of Money, Credit and Banking*, 57(1), pp. 107-150. <https://doi.org/10.1111/jmcb.13041>
- Hainmueller, Jens. (2012). "Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balances Samples in Observational Studies". *Political Analysis*, 20(1), pp. 25-46. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr025>
- Haughwout, Andrew, Richard Peach y Joseph Tracy. (2008). "Juvenile delinquent mortgages: Bad credit or bad economy?". *Journal of Urban Economics*, 64(2), pp. 246-257. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.07.008>
- Hejlová, Hana, Libor Holub y Myroslav Plašil. (2021). "Calibration of Borrower-based Macroprudential Measures for Mortgage Exposures: Rigorous Approach and Its Application to the Czech Republic". *Prague Economic Papers*, 30(3), pp. 316-335. <https://doi.org/10.18267/j.pep.769>
- Herrera, Luis. (2025). "Building-up financial resilience: The role of borrower-based macroprudential policies", Documentos de Trabajo, Banco de España. De próxima publicación.
- Hirano, Keisuke, Guido W. Imbens y Geert Ridder. (2003). "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score". *Econometrica*, 71(4), pp. 1161-1189. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00442>
- Imbens, Guido W., y Donald B. Rubin. (2015). *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139025751>
- Imbens, Guido W., y Jeffrey M. Wooldridge. (2009). "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation". *Journal of Economic Literature*, 47 (1), pp. 5-86. <https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Ingholt, Marcus M. (2022). "Multiple Credit Constraints and Time-Varying Macroeconomic Dynamics". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 143(104504). <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2022.104504>
- Lim, Cheng, Francesco Columba, Alejo Costa, Piyabha Kongsamut, Akira Otani, Mustafa Saiyid, Torsten Wezel y Xiaoyong Wu. (2011). "Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons from Country Experiences". IMF Working Papers, 238, International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781463922603.001>
- May, Orla, y Merxe Tudela. (2005). "When is mortgage indebtedness a financial burden to British households? A dynamic probit approach". Staff Working Papers, 277, Bank of England. <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/working-paper/2005/when-is-mortgage-indebtedness-a-financial-burden-to-british-households.pdf>

- Peydró, José-Luis, Francesc Rodríguez-Tous, Jagdish Tripathy y Arzu Uluc. (2024). "Macroprudential Policy, Mortgage Cycles, and Distributional Effects: Evidence from the United Kingdom". *The Review of Financial Studies*, 37(3), pp. 727-760. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhad070>
- Santos Silva, J. M. C., y Silvana Tenreyro. (2006). "The Log of Gravity". *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), pp. 641-658. <https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641>

Este anejo presenta un marco teórico muy sencillo cuyo objetivo es clarificar bajo qué condiciones un *shock* fiscal (que afecta a la capacidad de endeudamiento en el momento de la concesión del préstamo) puede generar efectos empíricos comparables a los de una medida macroprudencial basada en el prestatario (BBM, por sus siglas en inglés), como un límite a la ratio entre el importe del préstamo y el valor del inmueble (*loan-to-value*, LTV), a la ratio entre el importe del préstamo y la renta del prestatario (*loan-to-income*, LTI) o a la ratio entre el servicio de la deuda y la renta (*debt-service-to-income*, DSTI). La analogía no se plantea como una equivalencia general entre ambos instrumentos, sino como una relación de carácter local y condicional, válida para el subconjunto de hogares cuya decisión de endeudamiento está efectivamente restringida en origen.

Consideremos un hogar que adquiere una vivienda de valor V financiada mediante un préstamo hipotecario de importe L . El hogar percibe una renta exógena y decide el nivel de endeudamiento en el momento de la concesión. Para simplificar la exposición, nos abstraemos de decisiones dinámicas de consumo y nos centramos exclusivamente en la determinación del apalancamiento inicial.

En ausencia de restricciones crediticias, el hogar elegiría un endeudamiento interior L^* , determinado por sus preferencias y por el coste efectivo de la deuda. Sin embargo, en el mercado hipotecario, el endeudamiento observado está limitado por estándares de concesión típicos, que pueden expresarse como un conjunto de restricciones cuantitativas (BBM) en términos de límites al LTV, LTI y/o DSTI. De forma reducida:

$$L \leq \lambda V, L \leq \kappa I, p(r,T) L \leq \varphi I,$$

donde $p(r,T)$ es el pago anual por euro de principal (factor de anualidad que depende del tipo r y del plazo T), I denota la renta neta disponible relevante para el servicio de la deuda en el momento de la concesión y λ , κ , φ son parámetros positivos que parametrizan los umbrales regulatorios/crediticios del LTV, LTI y DSTI, respectivamente. Por tanto, el principal concedido verifica:

$$L \leq \min \{L^*, \lambda V, \kappa I, \varphi I / p(r,T)\}$$

Con base en esta modelización, una BBM puede representarse como un cambio exógeno en alguno de los parámetros regulatorios; por ejemplo, una reducción de κ (límite LTI), de λ (límite LTV) o de φ (límite DSTI). Este tipo de medidas trunca el conjunto factible de endeudamiento y afecta únicamente a aquellos hogares para los que la restricción es vinculante en el momento de la concesión. Así, una reducción de κ , λ o φ reduce mecánicamente el importe del préstamo para los hogares restringidos, pero no altera de forma directa el endeudamiento de los hogares no restringidos, salvo a través de efectos de equilibrio general.

Esta propiedad es central en la interpretación de las BBM: sus efectos se concentran en el margen de los prestatarios con mayor apalancamiento inicial, que son precisamente aquellos de mayor interés desde el punto de vista de la estabilidad financiera.

Consideremos ahora un *shock* fiscal asociado a la compra con hipoteca (por ejemplo, eliminación de una deducción). Este *shock* opera, en principio, como un cambio en el coste neto de financiarse: altera el pago neto del préstamo o la renta neta relevante para el servicio de la deuda. De este modo, provocaría un aumento del pago efectivo (por menor deducción) o una caída de la renta neta disponible para deuda.

A diferencia de una BBM, este *shock* no impone directamente una restricción regulatoria sobre el endeudamiento, sino que opera a través del coste efectivo de la deuda y de la renta neta percibida por el hogar, afectando al óptimo interior L^* (vía precios), y podría afectar a todos los hogares, incluso a los no restringidos. No obstante, sus efectos sobre el endeudamiento inicial dependen de manera crucial de si el hogar está o no sujeto a restricciones de crédito.

Para los hogares no restringidos, el *shock* fiscal puede alterar marginalmente el nivel óptimo de endeudamiento L^* , pero no modifica el conjunto de las opciones factibles. En consecuencia, en un entorno estático y a corto plazo, el ajuste del endeudamiento L puede ser reducido o no detectable y no es comparable a una BBM salvo por efectos de equilibrio general.

Sin embargo, para los hogares restringidos, el *shock* fiscal puede ser observacionalmente equivalente a una BBM, porque actúa de forma parecida a rebajar el límite relevante. Si la restricción vinculante es LTI ($L = \kappa I$), se tendría que la variación del importe de préstamo sería proporcional a la variación de la renta. Y si opera a través de DSTI [$L = \phi I / p(r,T)$], se tendría que la eliminación de una deducción que incrementase el pago efectivo p o redujese la renta neta I reduciría mecánicamente el préstamo máximo, de modo que, en el margen, el ajuste es proporcional a la variación de la renta e inversamente proporcional al cambio en el pago efectivo¹.

Este mecanismo coincide exactamente con el truncamiento efectivo sobre el endeudamiento en origen que genera una BBM de tipo LTI/DSTI, si bien en este caso dicho truncamiento viene inducido por un cambio fiscal en el coste neto del endeudamiento.

Bajo el supuesto de: i) precios de la vivienda y tipos de interés aproximadamente constantes en una ventana temporal corta, y ii) un proceso de concesión del crédito regido por límites de tipo LTV, LTI y/o DSTI, un *shock* fiscal que reduzca la renta neta relevante del hogar o incremente el pago efectivo del préstamo es equivalente, para aquellos hogares cuya restricción es vinculante, a un endurecimiento de una BBM (esto es, a una reducción de los parámetros κ o ϕ). En ambos casos, el efecto se materializa en un ajuste del importe máximo del préstamo y, por tanto, en cambios en las ratios LTV y LTI en el momento de la concesión.

Este marco teórico genera varias implicaciones relevantes para la interpretación empírica: i) los efectos del *shock* se concentran en los hogares financieramente restringidos, y ii) para

1 El efecto podría resultar más intenso en la práctica en presencia de otras restricciones concurrentes.

estos hogares se observa una reducción del apalancamiento inicial en el momento de la concesión. Como corolario, entre los hogares no restringidos la respuesta observada podría no mostrar efectos estadísticamente significativos.

Por todo ello, la analogía entre un *shock* fiscal y una BBM no es general, sino parcial y condicional. Resulta válida en la medida en que el análisis se centre en el margen de hogares cuya capacidad de endeudamiento esté limitada por restricciones de crédito en origen. Desde esta perspectiva, un *shock* fiscal transitorio que reduce la renta neta relevante en el momento de la concesión o incrementa el pago efectivo del préstamo puede interpretarse como un experimento natural informativo sobre los efectos de una política BBM, sujeto a los límites comentados y teniendo en cuenta que no es directamente extrapolable al conjunto de los hogares.

Cuadro A2.1

Comparativa entre las hipotecas tratadas y no tratadas tras el emparejamiento IPW (a) (b)

	Muestra emparejada IPW				
	Tratada = 0		Tratada = 1		Diferencias normalizadas
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Test
Importe (miles de euros)	166,47	(90,77)	163,96	(97,97)	-0,02
LTV (%)	82,47	(29,88)	85,90	(29,66)	0,08
LTI	4,71	(2,42)	4,45	(2,45)	-0,07
Tipo de interés (pp)	0,88	(0,63)	0,89	(0,68)	0,01
Impago futuro (0/1)	0,02	(0,12)	0,02	(0,13)	0,01
Log(Renta)	10,47	(0,17)	10,50	(0,19)	0,15
Plazo (años)	29,70	(7,88)	28,92	(7,72)	-0,07
Valor de tasación (miles de euros)	207,77	(94,77)	195,33	(95,20)	-0,09
Extranjero (0/1)	0,01	(0,07)	0,02	(0,12)	0,07
Empresario (0/1)	0,01	(0,11)	0,02	(0,13)	0,04
Mujer (0/1)	0,34	(0,47)	0,39	(0,49)	0,08
Número de observaciones	6.510		44.795		

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

- a El cuadro muestra la media (columnas 1 y 3) y la desviación típica (columnas 2 y 4) de un conjunto de variables agrupadas según si se consideran tratadas (hipotecas constituidas en los códigos postales del territorio común de alta renta) o no tratadas (territorios forales) para el análisis de emparejamiento. El emparejamiento se hace según la renta y las ponderaciones resultan de un enfoque IPW, en el que se emplea la inversa de la probabilidad de tratamiento.
- b La columna de diferencias normalizadas muestra un estadístico para evaluar un test de medias propuesto por Imbens y Wooldridge (2009), para el que Imbens y Rubin (2015) sugieren un umbral heurístico de 0,25 en valor absoluto. El estadístico de diferencias normalizadas contrasta la hipótesis nula de ausencia de diferencias en las medias entre el grupo tratado y el de control mediante un estimador independiente de la escala y del tamaño muestral. Valores superiores a dicho umbral indicarían diferencias sistemáticas.

Cuadro A2.2

Impacto de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca. Muestra emparejada por IPW (a)

Variable dependiente	(1) Importe	(2) Valor	(3) LTV	(4) LTI	(5) Tipo de interés	(6) Impago
Tratada × Post	-0,063*** (0,017)	-0,004 (0,015)	-2,298** (1,136)	-0,259*** (0,082)	-0,013 (0,027)	-0,007* (0,004)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305
Pseudo R2/R2	0,264	0,539	0,315	0,232	0,442	0,197

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación ponderada mediante la inversa de la probabilidad de tratamiento (tras un emparejamiento IPW), a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común para los meses entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

Cuadro A2.3

**Impacto temporal de la eliminación de la deducción por vivienda sobre las características de la hipoteca.
Muestra emparejada por EB (a)**

Variable dependiente	(1) Importe	(2) Valor	(3) LTV	(4) LTI	(5) Tipo de interés	(6) Impago
Sep-oct 2010	0,005 (0,034)	-0,023 (0,020)	0,474 (2,054)	-0,101 (0,220)	-0,048 (0,039)	-0,005 (0,007)
Nov-dic 2010	0,056 (0,039)	-0,001 (0,023)	0,900 (2,205)	0,157 (0,184)	-0,064 (0,048)	-0,003 (0,006)
Ene-feb 2011	0,055 (0,050)	-0,006 (0,028)	-5,570** (2,679)	-0,311* (0,180)	-0,045 (0,055)	-0,012 (0,009)
Mar-abr 2011	-0,064** (0,032)	-0,022 (0,019)	-0,368 (3,182)	-0,332** (0,134)	-0,059 (0,059)	-0,011 (0,010)
May-jun 2011	0,023 (0,037)	-0,004 (0,023)	-0,322 (2,748)	0,018 (0,139)	-0,026 (0,038)	-0,012* (0,006)
Efectos Fijos Banco × Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos C. Postal × Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Otros controles hogar e hipoteca	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305	51.305
Pseudo R2/R2	0,298	0,347	0,613	0,257	0,460	0,237

FUENTES: Banco de España, Instituto Nacional de Estadística y elaboración propia.

a El cuadro muestra los resultados de la estimación ponderada (tras un emparejamiento EB), a nivel de hipoteca-banco-tiempo, de un modelo de regresión Poisson (columnas 1 y 2) o lineal (columnas 3, 4, 5 y 6) del impacto de la eliminación de la deducción por vivienda habitual en el territorio común para los meses entre julio de 2010 y junio de 2011. «Tratada» es una variable binaria que toma el valor 1 para las nuevas hipotecas originadas en localidades del territorio común clasificadas en el grupo de renta alta (por encima de su mediana) y 0 en caso contrario. «Post» es una variable binaria que toma el valor 1 para las hipotecas constituidas en 2011 (año de introducción del cambio fiscal) y 0 en caso contrario. El «Importe» de la hipoteca se mide en miles de euros; «Valor» se refiere al valor de tasación del inmueble en miles de euros; «LTV» es la ratio préstamo-valor; «LTI» es la ratio préstamo-ingreso (asignado por su código postal); «Tipo de interés» es el tipo de la hipoteca en porcentaje, e «Impago» es una variable binaria que toma el valor 1 si la hipoteca entra en mora en algún momento de su vida (hasta 2025) y 0 en caso contrario. Los controles empleados se explican en el epígrafe 4. Los errores estándar están clusterizados a nivel de código postal, banco e hipoteca. * p-valor < 0,10; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

Cómo citar este documento

Jiménez Zambrano, Gabriel, y Eduardo Pérez Asenjo. (2026). "Efectos sobre el crédito hipotecario de una menor capacidad de endeudamiento de los hogares en España". *Revista de Estabilidad Financiera - Banco de España*, 50, primavera. <https://doi.org/10.53479/43307>