

¿Quién ahorra en España?

Heterogeneidad en la capacidad de ahorro de los hogares

WP 26/15

Noelia Cámara, Sirenia Vázquez

Madrid, Septiembre 2015

¿Quién ahorra en España?

Heterogeneidad en la capacidad de ahorro de los hogares

Noelia Cámara, Sirenia Vázquez

Resumen no técnico

El presente estudio analiza qué hogares tienen mayor o menor capacidad para ahorrar en España. Para ello, combina información de 2024 sobre los ingresos de los hogares y sus gastos de consumo, lo que permite estimar cuánto margen económico queda después de cubrir las necesidades habituales. El resultado principal es que la capacidad de ahorro varía de forma significativa entre los hogares. Los ingresos son un factor decisivo, pero su relación con el ahorro no es igual para todos. Un aumento de renta suele mejorar la capacidad de ahorro, especialmente entre los hogares con ingresos más bajos. A medida que la renta crece, ese efecto se reduce. En otras palabras, una misma mejora de ingresos puede marcar una diferencia mucho mayor para un hogar con pocos recursos que para otro con una situación económica más holgada. También importan las características del hogar y de la vivienda. Los hogares con más miembros tienden a ahorrar menos, y esta diferencia es especialmente intensa entre quienes ya tienen menor capacidad de ahorro. El régimen de tenencia de la vivienda y el lugar de residencia también se asocian con diferencias relevantes: los patrones no son uniformes y afectan con más fuerza a los hogares situados en la parte más vulnerable de la distribución. La edad, por sí sola, explica menos las diferencias observadas una vez se consideran los ingresos, el tamaño del hogar, la vivienda y la situación laboral. Del mismo modo, el desempleo no presenta una relación independiente y estable con el ahorro cuando se tienen en cuenta estas otras variables, lo que sugiere que buena parte de su efecto opera a través de la pérdida de renta. En conjunto, el trabajo muestra que las cifras medias de ahorro esconden realidades muy distintas. Comprender estas diferencias es esencial para identificar qué hogares cuentan con menos protección frente a dificultades económicas y para diseñar políticas que refuercen su resiliencia financiera.

Resumen

El presente trabajo analiza la distribución y los determinantes de la capacidad de ahorro de los hogares en España. Se construye una tasa de ahorro a nivel de hogar mediante el emparejamiento estadístico de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de 2024 y la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 2024, que proporcionan información complementaria sobre los ingresos y el gasto en consumo de los hogares. Con la base de datos resultante, estimamos asociaciones condicionales entre las características de los hogares y sus tasas de ahorro, teniendo en cuenta la marcada asimetría de la distribución de la variable dependiente mediante winsorización, estimadores robustos y regresiones cuantílicas ponderadas. Se observa una heterogeneidad sustancial en la capacidad de ahorro de los hogares. El tamaño del hogar se asocia negativamente con las tasas de ahorro, mientras que el régimen de tenencia de la vivienda y la densidad de población muestran diferencias condicionales de magnitud considerable. En general, estas asociaciones son más intensas en la parte inferior de la distribución de la tasa de ahorro y se atenúan hacia los cuantiles superiores.

La situación en el mercado laboral también presenta patrones heterogéneos, aunque el desempleo no muestra una asociación residual robusta entre cuantiles una vez que se controla por los ingresos del hogar. Las diferencias por edad son comparativamente débiles y no muestran un efecto sistemático a lo largo de la distribución. La relación entre los ingresos y la capacidad de ahorro es marcadamente no lineal: las tasas de ahorro tienden a aumentar con los ingresos, pero la magnitud de esta asociación depende tanto del nivel inicial de ingresos como de la posición del hogar en la distribución condicional de la tasa de ahorro. Los cambios predichos asociados a un incremento fijo de los ingresos son especialmente elevados para niveles iniciales de renta bajos. En conjunto, los resultados muestran que las estimaciones de la media condicional por sí solas ofrecen una caracterización incompleta de la heterogeneidad del ahorro de los hogares y ponen de relieve la importancia de considerar gradientes no lineales de renta y heterogeneidad distribucional al analizar la capacidad de ahorro de los hogares.

Palabras clave: capacidad de ahorro de los hogares; emparejamiento estadístico; regresión cuantílica; vulnerabilidad financiera.

Clasificación JEL: D14, D12, C21.

1. Introducción

El ahorro de los hogares proporciona un colchón frente a perturbaciones en los ingresos y los gastos, y permite suavizar el consumo a lo largo del tiempo. Sin embargo, la capacidad de ahorro difiere considerablemente entre hogares. Las diferencias en los ingresos, la composición del hogar, la situación en el mercado laboral y el régimen de tenencia de la vivienda pueden traducirse en importantes diferencias en los recursos disponibles una vez descontada la parte destinada al consumo. Comprender esta heterogeneidad exige ir más allá de las tasas de ahorro agregadas y analizar cómo se distribuye la capacidad de ahorro entre los hogares.

El presente trabajo estudia la distribución de la capacidad de ahorro de los hogares en España. Se define la tasa de ahorro del hogar como la diferencia entre la renta disponible anual y el gasto anual en consumo, expresada como porcentaje de la renta disponible. Esta medida es coherente con los conceptos de renta y consumo utilizados en la Contabilidad Nacional de España y en el Sistema Europeo de Cuentas (SEC 2010). A lo largo del trabajo utilizamos los términos “tasa de ahorro” y “capacidad de ahorro” para referirnos a esta medida del ahorro corriente. No debe interpretarse como una medida de la capacidad estructural o futura de ahorro de un hogar, que también depende de la riqueza acumulada, el endeudamiento, el acceso al crédito, las expectativas sobre los ingresos futuros y las necesidades futuras de gasto (Browning and Lusardi, 1996).

La distribución del ahorro es relevante tanto para el bienestar de los hogares como para los resultados económicos a nivel macroeconómico. En el ámbito de los hogares, el ahorro corriente determina el margen disponible para absorber perturbaciones transitorias en los ingresos o los gastos y contribuye a suavizar el consumo a lo largo del ciclo vital. En el ámbito macroeconómico, la distribución del ahorro está relacionada con la dinámica del consumo privado, la acumulación de riqueza y la transmisión de choques macroeconómicos. Estas consideraciones son especialmente relevantes en España, donde los recientes aumentos del coste de la vida y de la vivienda, junto con el envejecimiento de la población, pueden afectar de forma diferente a los hogares en función de sus ingresos, composición familiar, situación en el mercado laboral y régimen de tenencia de la vivienda.

Una amplia literatura ha estudiado el consumo y el ahorro de los hogares en España. Los primeros trabajos se basaron principalmente en datos agregados o regionales y destacaron el papel de los ingresos, la demografía y la incertidumbre macroeconómica (Marchante et al., 2002; Belmonte, 2006; Bande and Riveiro, 2013). Otra vertiente relacionada de la literatura analiza el comportamiento de la tasa de ahorro de los hogares españoles durante la crisis financiera y la posterior recuperación, y subraya la importancia de las expectativas de desempleo, las condiciones crediticias y los cambios en la composición del consumo (Sastre y Martínez-Martín, 2008; Sastre y Fernández-Sánchez, 2011; Arce et al., 2013; Martínez-Matute y Urtasun, 2017). El análisis microeconómico se enfrenta a una importante limitación de los datos: ninguna encuesta española de hogares proporciona por sí sola medidas detalladas y comparables tanto de la renta de los hogares como de su gasto en consumo. López-Laborda, Marín, y Onrubia (2016, 2017), y López-Laborda, Marín-González, y Onrubia-Fernández (2018) abordan este problema mediante el emparejamiento estadístico de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) y la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Este enfoque combina la información sobre renta y características socioeconómicas disponible en la ECV con la información detallada sobre consumo disponible en la EPF. Trabajos más recientes sobre las cuentas por edades han profundizado en el análisis de la asignación de la renta, el consumo y el ahorro entre individuos y grupos de edad (Marín, Laborda, and Onrubia, 2026).

Este problema de medición no es exclusivo de España. La evidencia internacional ha empleado datos de hogares y enfoques empíricos afines para estudiar la heterogeneidad del comportamiento de ahorro entre distintos grupos demográficos y de renta. Demery y Duck (2006) examinan la relación entre el cambio demográfico y la tasa de ahorro en el Reino Unido,

mientras que Lim y Zeng (2016) estudian el consumo, la renta y la riqueza a lo largo del ciclo vital en Estados Unidos. Para Australia, Finlay y Price (2014) documentan una heterogeneidad considerable en el ahorro de los hogares entre grupos de edad y de renta. Más recientemente, los esfuerzos por medir la distribución conjunta de la renta, el consumo y la riqueza de los hogares han puesto de relieve la utilidad de los microdatos integrados para estudiar la desigualdad y la vulnerabilidad financiera de los hogares (Balestra y Oehler, 2023).

Este trabajo contribuye a esta literatura por dos vías. En primer lugar, se construye una medida de la capacidad de ahorro de los hogares en España mediante el emparejamiento estadístico de la ECV y la EPF de 2024. Utilizamos la información sobre la renta y las características socioeconómicas de los hogares procedente de la ECV e imputamos el gasto en consumo a partir de la información de la EPF. La base de datos emparejada resultante permite estimar la distribución de la capacidad de ahorro de los hogares, que no puede observarse directamente en ninguna de las dos encuestas por separado. En segundo lugar, estudiamos cómo varía la capacidad de ahorro en función de las características de los hogares, tanto en la media condicional como a lo largo de su distribución. Nuestra especificación de referencia tiene en cuenta el diseño de la encuesta y limita la influencia de las observaciones extremas mediante la winsorización de la tasa de ahorro. Evaluamos la sensibilidad de los resultados mediante recortes de muestra, estimaciones robustas y una regresión mediana ponderada. Modelizamos la renta de forma flexible para permitir relaciones no lineales y utilizamos regresiones cuantílicas ponderadas para analizar si las asociaciones entre las características de los hogares y la capacidad de ahorro difieren a lo largo de la distribución. La regresión cuantílica resulta especialmente útil en este contexto porque la distribución de la tasa de ahorro presenta una marcada asimetría y las relaciones estimadas en la media condicional pueden ocultar una heterogeneidad considerable en otras partes de la distribución (Koenker and Bassett, 1978; Buchinsky, 1998; Koenker y Hallock, 2001; Koenker, 2005).

Cabe destacar tres resultados. Primero, el tamaño del hogar y el régimen de tenencia de la vivienda están estrechamente asociados con la capacidad de ahorro, y estas diferencias son considerablemente mayores en la parte inferior de la distribución condicional del ahorro. Por ejemplo, la presencia de un miembro adicional en el hogar se asocia con una reducción de la capacidad de ahorro mucho mayor en el cuantil 0,10 que en la mediana o en el cuantil 0,90. Las diferencias entre los distintos regímenes de tenencia de la vivienda presentan un efecto similar a lo largo de la distribución. Segundo, la relación entre la renta del hogar y la capacidad de ahorro es marcadamente no lineal. En general, la capacidad de ahorro aumenta con la renta, pero el efecto estimado disminuye a medida que esta se incrementa. Este patrón no lineal es robusto frente al uso de formas funcionales alternativas e implica que la asociación entre un determinado aumento de la renta y la capacidad de ahorro suele ser mayor cuando el nivel inicial de ingreso es bajo que cuando es elevado. Tercero, varias características socioeconómicas muestran una heterogeneidad considerable a lo largo de la distribución. Las diferencias asociadas con la densidad de población y determinadas situaciones laborales son considerablemente mayores en la parte inferior de la distribución del ahorro, mientras que las diferencias por edad son más débiles y menos sistemáticas. Una vez que la renta se modeliza de forma flexible, el desempleo no presenta una asociación residual robusta con la capacidad de ahorro a lo largo de los distintos cuantiles. Estos resultados ilustran por qué las estimaciones basadas únicamente en la media condicional ofrecen una descripción incompleta de la heterogeneidad del ahorro de los hogares.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. La Sección 2 describe los datos y el procedimiento de emparejamiento estadístico utilizado para combinar la ECV y la EPF. La Sección 3 presenta la estrategia empírica. La Sección 4 expone las estimaciones de referencia, los ejercicios de robustez, las regresiones cuantílicas y la relación no lineal entre la renta y la capacidad de ahorro. Por último, la Sección 5 presenta las conclusiones.

2. Medición de la capacidad de ahorro de los hogares: emparejamiento estadístico de la EPF y la ECV

2.1. Fuentes de datos

Definimos la capacidad de ahorro de los hogares como la diferencia entre la renta neta del hogar y el gasto en consumo, expresada como porcentaje de la renta neta. Por tanto, su medición requiere información a nivel de hogar tanto de la renta como del gasto. Ninguna encuesta de hogares en España proporciona información suficientemente detallada sobre ambas dimensiones. Para suplir esta carencia, combinamos dos encuestas complementarias mediante emparejamiento estadístico: la EPF de 2024 y la ECV de 2024.

Se utiliza la ECV como fuente de información sobre la renta de los hogares y la EPF como fuente de información sobre el gasto. La ECV contiene información detallada sobre la renta y las características sociodemográficas de los hogares. Además, la calidad de los datos reportados sobre la renta es alta, pues una proporción sustancial procede de registros administrativos, incluidos los registros tributarios. Sin embargo, no recoge el gasto en consumo. La EPF, en cambio, proporciona información detallada sobre el gasto de los hogares en distintas categorías de consumo, incluido tanto el consumo monetario como el no monetario.

Aunque la EPF también incluye información sobre la renta de los hogares, las medidas de renta de ambas encuestas difieren en cuanto a su fuente y forma de medición. Mientras que la renta de la ECV se basa en gran medida en registros administrativos, la de la EPF es declarada por los propios hogares. La evidencia disponible muestra que la renta de los hogares está infradeclarada en la EPF con respecto a los registros tributarios y que esta infradeclaración aumenta con el nivel de renta. Por este motivo, utilizamos la renta de la ECV e imputamos a sus hogares el gasto en consumo de la EPF mediante el procedimiento de emparejamiento estadístico descrito en la Sección 2.2.

Más concretamente, utilizamos las siguientes variables de cada encuesta:

- **EPF 2024.** Se mide el consumo de los hogares mediante el gasto total anual del hogar (**GASTOT**) de la base de datos de hogares de la EPF. La EPF registra los gastos utilizando distintos periodos de referencia en función de la frecuencia y el valor de cada tipo de compra. El INE convierte estos gastos en importes anuales mediante factores temporales específicos para cada periodo de referencia. Nuestra medida de consumo incluye el gasto en consumo final tanto monetario como no monetario, incluidos el autoconsumo, las rentas en especie y el alquiler imputado. El gasto se valora a precios de adquisición.
- **ECV 2024.** Se utiliza la ECV para medir la renta neta de los hogares, así como sus características sociodemográficas y residenciales. La renta del hogar incluye el alquiler imputado, un componente de renta no monetaria incorporado a la ECV desde 2007. El alquiler imputado se aplica a los hogares que no pagan un alquiler de mercado completo por su vivienda principal, incluidos los propietarios que ocupan su vivienda, tengan o no una hipoteca, los hogares que pagan un alquiler inferior al de mercado y aquellos que ocupan su vivienda de forma gratuita.

El alquiler imputado se basa en la estimación del alquiler de mercado de una vivienda comparable. Para calcularlo, se combina la valoración subjetiva del hogar con una estimación objetiva basada en las características de la vivienda y de su ubicación. Del alquiler de mercado estimado se deducen, cuando proceda, los pagos efectivos por alquiler, las ayudas a la vivienda y determinados gastos de mantenimiento asumidos por los propietarios. El importe resultante se incluye tanto en la renta bruta como en la renta disponible del hogar. Este ajuste mejora la comparabilidad de la renta entre distintos regímenes de tenencia al tener en cuenta los servicios de vivienda de los que se

benefician los propietarios que ocupan su vivienda y los hogares que pagan alquileres inferiores a los de mercado.

2.2. Procedimiento de emparejamiento estadístico

Se combinan los datos de gasto de la EPF con la información sobre la renta y las características de los hogares de la ECV mediante un procedimiento de emparejamiento estadístico en tres etapas. En primer lugar, se estima el gasto de los hogares de la EPF utilizando un modelo lineal generalizado (MLG) Gamma. En segundo lugar, se procede a la alineación de la distribución del gasto predicho en ambas encuestas mediante una transformación cuantil–cuantil (Q–Q). En tercer lugar, se utiliza una imputación *hot-deck* estratificada para asignar a los hogares de la ECV valores de gasto observados en la EPF.

En la primera etapa, armonizamos un conjunto de covariables observadas en ambas encuestas. Estas incluyen la renta anual del hogar, el tamaño del hogar, la densidad de población, el tipo de hogar (14 categorías definidas en función de la composición y la edad de sus miembros), la situación en el mercado laboral de la persona de referencia del hogar y el régimen de tenencia de la vivienda. A continuación, se estima el gasto de los hogares de la EPF mediante un MLG Gamma con función de enlace logarítmica. Esta especificación permite tener en cuenta la distribución positiva y asimétrica a la derecha del gasto de los hogares. Para representar de forma flexible la relación no lineal entre la renta y el gasto, se introduce la renta neta del hogar como un polinomio ortogonal de tercer grado. Utilizamos los pesos transversales de la EPF teniendo en cuenta el diseño muestral complejo al calcular los errores estándar.

La media condicional del gasto del hogar se especifica como

$$\mathbb{E}(C_i | Y_i, X_i) = \exp \left(\alpha + \sum_{k=1}^3 \beta_k P_k(Y_i) + X_i' \gamma \right), \quad (1)$$

donde C_i representa el gasto total anual del hogar, Y_i representa la renta neta anual del hogar, $P_k(Y_i)$ es el término k -ésimo del polinomio ortogonal de tercer grado de la renta y X_i es un vector de características del hogar.

En la segunda etapa, se utilizan los coeficientes estimados para predecir el gasto de los hogares tanto de la EPF como de la ECV. La imputación directa de estas predicciones a los hogares de la ECV comprimiría la distribución del gasto, ya que los valores ajustados recogen el gasto medio condicional, pero no la variación residual observada en la EPF. Por ello, utilizamos una transformación Q–Q para alinear la distribución del gasto predicho en ambas encuestas. Para cada hogar de la ECV, calculamos su rango percentil en la distribución empírica del gasto predicho en esta encuesta y asignamos dicho rango al cuantil correspondiente de la distribución del gasto predicho en la EPF. Antes de realizar el emparejamiento con los donantes, esta transformación sitúa a los hogares de ambas encuestas en una escala común basada en su posición en la distribución del gasto predicho.

En la tercera etapa, utilizamos una imputación *hot-deck* aleatoria y estratificada para asignar a los hogares de la ECV valores de gasto observados en la EPF. Ordenamos los hogares de la EPF según su gasto predicho y los hogares de la ECV según sus puntuaciones de gasto ajustadas mediante la transformación Q–Q. A continuación, dividimos cada distribución en 20 grupos de igual tamaño (ventiles). Para cada hogar de la ECV, seleccionamos aleatoriamente y con reemplazamiento un hogar donante de la EPF perteneciente al mismo ventíl y asignamos al hogar receptor el gasto total observado del donante. Las probabilidades de selección de los donantes son proporcionales a los pesos muestrales de la EPF.

Los ventiles delimitan los entornos de emparejamiento: los hogares de la ECV se emparejan con donantes de la EPF que ocupan posiciones similares en la distribución de las puntuaciones de gasto. Dado que la imputación final utiliza valores de gasto observados en la EPF, en lugar

de valores predichos, conserva una variación distribucional que se perdería si se imputaran directamente las predicciones de la media condicional.

La base de datos emparejada resultante contiene la renta y las características de los hogares procedentes de la ECV, junto con el gasto en consumo imputado a partir de la EPF. Evaluamos la calidad del emparejamiento estadístico comparando la distribución del gasto imputado en la ECV con la distribución del gasto observado en la EPF. Los resultados de esta validación se presentan en el Apéndice.

3. Estrategia empírica y determinantes de la capacidad de ahorro de los hogares

3.1. Especificación de referencia

En esta sección se analiza la relación entre las características socioeconómicas de los hogares y su capacidad de ahorro en España utilizando la base de datos obtenida mediante el emparejamiento estadístico descrito en la Sección 2.2.

La especificación de referencia relaciona la tasa de ahorro del hogar con su renta neta anual, el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda, la situación en el mercado laboral de la persona de referencia, la densidad de población, y la edad y el sexo de dicha persona. El régimen de tenencia distingue entre propiedad sin hipoteca, propiedad con hipoteca, alquiler a precio de mercado, alquiler por debajo del precio de mercado y alojamiento gratuito. Restringimos la muestra a los hogares cuya persona de referencia es mayor de 20 años para limitar los casos en los que sus características puedan reflejar una situación de dependencia económica. Se estima el modelo mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ponderados por los pesos muestrales utilizando como variable dependiente la tasa de ahorro winsorizada en los percentiles ponderados 1 y 99:

$$\tilde{s}_i = \alpha + \sum_{k=1}^3 \beta_k B_k(\log Y_i) + \delta H_i + T_i' \theta + L_i' \lambda + D_i' \phi + A_i' \psi + \rho F_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

donde $\tilde{s}_i$ es la tasa de ahorro winsorizada del hogar i ; $B_k(\log Y_i)$ representa la función de base k -ésima de un *spline* natural del logaritmo de la renta neta anual del hogar, con tres grados de libertad; H_i es el tamaño del hogar; T_i es un vector de variables indicadoras del régimen de tenencia de la vivienda; L_i es un vector de variables indicadoras de la situación en el mercado laboral; D_i es un vector de variables indicadoras de la densidad de población; A_i es un vector de variables indicadoras del grupo de edad; y F_i es una variable indicadora que toma el valor uno si la persona de referencia del hogar es una mujer.

3.2. Valores extremos y robustez

La tasa de ahorro de los hogares presenta una distribución marcadamente asimétrica y con una cola izquierda pesada. Los momentos ponderados de orden superior indican un exceso de curtosis considerable, y la comparación de los criterios de información también favorece distribuciones de colas pesadas, como la t de Student, frente a la distribución normal. Estas características son relevantes para la estimación, ya que las estimaciones de la media condicional mediante MCO pueden ser sensibles a las observaciones situadas en las colas de la distribución de la tasa de ahorro.

Esta cuestión se aborda de varias maneras. En nuestra especificación de referencia, winsorizamos la tasa de ahorro en los percentiles ponderados 1 y 99. Como tratamiento alternativo de las observaciones extremas, volvemos a estimar el modelo tras restringir la muestra a $-5 < s_i \leq 1$. El umbral inferior excluye aproximadamente el 0,4 % de la población ponderada.

También consideramos otros umbrales para la cola izquierda. Los umbrales menos extremos excluyen una proporción mayor de hogares cuyas tasas de ahorro negativas pueden reflejar un desahorro económicamente significativo, en lugar de observaciones anómalas.

Para reducir la dependencia de cualquier elección concreta del umbral, se complementan estas especificaciones con estimadores menos sensibles a las observaciones extremas. En concreto, se estima una regresión de Huber ponderada, que reduce la influencia de los residuos elevados, y una regresión mediana ponderada ($\tau = 0.5$), que estima la mediana condicional en lugar de la media condicional. Utilizamos los pesos muestrales en todo el análisis. La comparación de los resultados entre estas especificaciones permite evaluar si los resultados de las estimaciones son sensibles al tratamiento de las colas o están determinadas por un número reducido de observaciones influyentes.

3.3. Heterogeneidad a lo largo de la distribución de la tasa de ahorro

La media y la mediana condicionales solo proporcionan información parcial sobre la relación entre las características de los hogares y su capacidad de ahorro. Una misma característica puede asociarse de forma diferente con la tasa de ahorro en distintos puntos de la distribución condicional, para ello se analiza esta heterogeneidad mediante regresiones cuantílicas ponderadas.

Para los cuantiles

$$\tau \in \{0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90\},$$

estimamos

$$Q_{s_i}(\tau | X_i) = X_i' \beta_\tau, \quad (3)$$

donde $Q_{s_i}(\tau | X_i)$ representa el cuantil condicional τ de la tasa de ahorro del hogar y X_i contiene las covariables incluidas en la especificación de referencia, entre ellas el *spline* natural del logaritmo de la renta del hogar.

El estimador resuelve

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N w_i \rho_\tau(s_i - X_i' \beta), \quad (4)$$

donde w_i es el peso muestral del hogar i y

$$\rho_\tau(u) = u(\tau - \mathbf{1}\{u < 0\}) \quad (5)$$

es la función de pérdida cuantil.

Las regresiones cuantílicas permiten que las asociaciones condicionales varíen entre los hogares situados en distintos puntos de la distribución de la tasa de ahorro. Construimos intervalos de confianza del 95 % utilizando errores estándar basados en métodos *kernel* y contrastamos formalmente la igualdad de los coeficientes estimados entre cuantiles mediante pruebas conjuntas de igualdad. A diferencia de la especificación de referencia estimada mediante MCO, las regresiones cuantílicas utilizan la tasa de ahorro original, sin winsorizar.

4. Resultados

4.1. Estadísticos descriptivos

La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos de la muestra de estimación. Todos los estadísticos poblacionales se calculan utilizando los pesos muestrales. La muestra final contiene 29.303 hogares. La mediana ponderada de la tasa de ahorro representa el 19 % de la renta disponible, sin embargo, la distribución es muy asimétrica y presenta una cola izquierda pronunciada, como refleja el valor mínimo de la medida original de la tasa de ahorro. La

winsorización apenas modifica la mediana, al tiempo que limita la influencia de las observaciones más extremas. La mediana de la renta anual de los hogares es de €36.958, el tamaño mediano del hogar es de 2 miembros y la mediana de edad de la persona de referencia del hogar es de 56 años.

A pesar de que la mediana de la tasa de ahorro es positiva, el 33,6 % de los hogares presenta una tasa de ahorro negativa, lo que implica que, durante el periodo considerado, su consumo corriente superó su renta disponible. Por tanto, una tasa de ahorro positiva para el hogar mediano es compatible con la existencia de una proporción considerable de hogares en situación de desahorro.¹ En cuanto a la composición de los hogares, en el 58,2 % la persona de referencia es un hombre y en el 41,8 % es una mujer. Los hogares cuya persona de referencia tiene entre 20 y 34 años representan solo el 6,9 % de la población. Los grupos de edad de 45–54 y 55–64 años representan conjuntamente algo más del 42 %, mientras que aproximadamente un tercio de los hogares tiene una persona de referencia de 65 años o más.² La situación en el mercado laboral también es heterogénea. La persona de referencia está ocupada en el 54,6 % de los hogares y jubilada o prejubilada en el 28,3 %. Los hogares cuya persona de referencia está desempleada representan el 7,6 %; aquellos en los que se dedica a las labores domésticas o a los cuidados, el 6,2 %; aquellos cuya persona de referencia tiene una incapacidad permanente, el 2,9 %; y aquellos en los que es estudiante o se encuentra en formación, el 0,4 %. La propiedad es el régimen de tenencia predominante. El 48,8 % de los hogares es propietario de su vivienda y no tiene una hipoteca pendiente, mientras que otro 24,9 % es propietario con hipoteca. Los hogares que alquilan su vivienda a precio de mercado representan el 16,9 %; los que pagan un alquiler inferior al precio de mercado, el 3,4 %; y los que habitan su vivienda de forma gratuita, el 6,0 %. En cuanto a la densidad de población, el 55,0 % de los hogares reside en zonas densamente pobladas; el 31,3 %, en zonas de densidad intermedia; y el 13,7 %, en zonas escasamente pobladas.

Estos estadísticos revelan una dispersión considerable en la capacidad de ahorro de los hogares, incluida una proporción sustancial de hogares con ahorro negativo. Este resultado justifica el análisis no solo de las relaciones en la media condicional, sino también de la heterogeneidad a lo largo de la distribución de la capacidad de ahorro.

4.2. Estimaciones de referencia y análisis de robustez

La Tabla 2 presenta las estimaciones de referencia junto con tres ejercicios de robustez. La especificación de referencia es un modelo lineal ponderado por los pesos muestrales, en el que la tasa de ahorro se winsoriza en los percentiles ponderados 1 y 99. Comparamos estas estimaciones con una especificación que recorta la muestra excluyendo las tasas de ahorro menores o iguales que -5 y superiores a 1 , un estimador robusto de Huber y una regresión mediana ponderada. Los coeficientes de las covariables que admiten una interpretación directa se expresan en puntos porcentuales. La renta constituye una excepción, ya que se introduce mediante un *spline* natural del logaritmo de la renta, con tres grados de libertad. Por tanto, los coeficientes individuales del *spline* no tienen una interpretación marginal directa.

El tamaño del hogar se asocia de forma negativa y estadísticamente significativa con la capacidad de ahorro en todas las especificaciones. En el modelo de referencia, un miembro adicional en el hogar se asocia con una tasa de ahorro 9,75 puntos porcentuales menor. La estimación es similar en la muestra recortada ($-9,50$ puntos porcentuales) y algo menor con el estimador de Huber ($-7,60$) y la regresión mediana ($-7,26$). La estabilidad del coeficiente entre estimadores indica que la asociación negativa no está determinada únicamente por las

¹El Apéndice C analiza con mayor detalle el ahorro negativo por edad, renta, situación en el mercado laboral y régimen de tenencia de la vivienda.

²Esta composición ayuda a contextualizar la mediana de edad de 56 años. La unidad de observación es el hogar y la edad corresponde a la persona de referencia del hogar, no al conjunto de la población.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos

Panel A. Variables continuas					
Variable	N	Mediana	Desv. típica	Mín.	Máx.
Tasa de ahorro	29.303	0,19	12.268	−1.321,12	0,94
Tasa de ahorro winsorizada	29.303	0,19	0,56	−2,64	0,74
Renta anual del hogar (euros)	29.303	36.958,31	27.244,04	18,30	408.112
Tamaño del hogar	29.303	2	1,36	1	13
Edad de la persona de referencia del hogar	29.303	56	15,77	20	86
Panel B. Variables categóricas					
Categoría	N	Porcentaje ponderado (%)			
Sexo de la persona de referencia del hogar					
Hombre	16.666	58,16			
Mujer	12.637	41,84			
Situación en el mercado laboral					
Ocupado	15.837	54,56			
Desempleado	2.173	7,56			
Jubilado o prejubilado	8.484	28,32			
Labores domésticas o de cuidados	1.778	6,22			
Incapacidad permanente para trabajar	934	2,93			
Estudiante o en formación	97	0,41			
Densidad de población					
Zona densamente poblada	15.481	55,03			
Zona de densidad intermedia	9.204	31,28			
Zona escasamente poblada	4.618	13,69			
Régimen de tenencia de la vivienda					
Propietario sin hipoteca	15.106	48,77			
Propietario con hipoteca	7.832	24,94			
Alquiler a precio de mercado	3.724	16,89			
Alquiler por debajo del precio de mercado	875	3,38			
Vivienda cedida gratuitamente	1.766	6,02			
Edad de la persona de referencia del hogar					
20–34	1.306	6,91			
35–44	4.309	17,00			
45–54	6.814	21,74			
55–64	6.818	20,30			
65–74	5.169	16,20			
75 años o más	4.887	17,86			

Notas: La muestra contiene 29.303 hogares. Los estadísticos se calculan utilizando los pesos muestrales, excepto *N*, que muestra los recuentos muestrales no ponderados. El Panel A presenta las medianas y desviaciones típicas ponderadas, junto con los valores mínimo y máximo de la muestra. La tasa de ahorro se expresa como proporción. La tasa de ahorro winsorizada se winsoriza en los percentiles ponderados 1 y 99. El Panel B presenta los recuentos muestrales no ponderados y los porcentajes ponderados de la población.

observaciones extremas.

El régimen de tenencia de la vivienda está estrechamente asociado con la capacidad de ahorro. En comparación con los propietarios sin hipoteca, que constituyen la categoría de referencia, los hogares que alquilan su vivienda a precio de mercado presentan una tasa de ahorro 23,43 puntos porcentuales mayor en la especificación de referencia. La diferencia correspondiente a los hogares que pagan un alquiler inferior al precio de mercado es de 43,76 puntos porcentuales. Las estimaciones son menores para los propietarios con hipoteca (4,20 puntos porcentuales) y para los hogares que habitan su vivienda de forma gratuita (6,97 puntos porcentuales), pero siguen siendo estadísticamente significativas. Estos coeficientes del régimen de tenencia también se mantienen estables entre los distintos estimadores. El coeficiente del alquiler a precio de mercado oscila entre 19,92 y 23,98 puntos porcentuales; el del alquiler por debajo del precio de mercado, entre 37,17 y 43,96 puntos porcentuales; y el de los propietarios con hipoteca, entre 3,22 y 4,20 puntos porcentuales. Estas estimaciones muestran diferencias condicionales sustanciales en la capacidad de ahorro entre los distintos regímenes de tenencia.

Los coeficientes relativos al mercado laboral requieren una interpretación condicional similar. Dado que la especificación controla de forma flexible por la renta del hogar, estas estimaciones reflejan diferencias en la capacidad de ahorro entre distintas situaciones laborales para hogares con niveles de renta y características observadas similares. Esta distinción es importante, pues es probable que una parte considerable de la relación no condicionada entre la situación en el mercado laboral y el ahorro opere a través de la renta. Incluso condicionando por la renta y el resto de las covariables, la situación en el mercado laboral puede seguir asociada con distintos patrones de gasto. Estas diferencias podrían reflejar necesidades o preferencias de consumo, expectativas sobre la renta futura o comportamientos precautorios, pero las estimaciones no permiten identificar estos mecanismos. En particular, el coeficiente del desempleo es considerablemente menor que el obtenido con una especificación que introduce la renta de forma lineal (véase Apéndice D). Considerando la relación no lineal entre la renta y el ahorro, el desempleo se asocia con una tasa de ahorro 5,34 puntos porcentuales menor en el modelo de referencia. La diferencia estimada se reduce a 4,06 puntos porcentuales en la muestra recortada, a 1,47 con el estimador de Huber y a 3,23 en la regresión mediana, donde la evidencia estadística es más débil. Esta reducción de la magnitud es coherente con que una parte importante de la diferencia no condicionada entre hogares con personas de referencia ocupadas y desempleadas esté asociada con la renta del hogar. Por su parte, la jubilación se asocia con una diferencia positiva más moderada: 3,04 puntos porcentuales en el modelo de referencia y entre 3,08 y 3,48 puntos porcentuales en las especificaciones alternativas. El mayor coeficiente relativo al mercado laboral corresponde a los hogares cuya persona de referencia es estudiante o se encuentra en formación. En comparación con los hogares cuya persona de referencia está ocupada, su tasa de ahorro es 66,96 puntos porcentuales menor en la especificación de referencia y entre 71,84 y 76,04 puntos porcentuales menor en los ejercicios de robustez. No obstante, este grupo es muy reducido y representa solo el 0,4 % de la población. Los hogares cuya persona de referencia se dedica a las labores domésticas o de cuidados presentan tasas de ahorro aproximadamente 12 puntos porcentuales mayores en las especificaciones de referencia y con recorte de la muestra, y alrededor de 10 puntos porcentuales mayores con el estimador de Huber y la regresión mediana. Finalmente, la incapacidad permanente para trabajar no presenta diferencias estadísticamente significativas respecto a la situación de empleo en ninguna especificación.

Los coeficientes de edad muestran un patrón menos sistemático. Los hogares cuya persona de referencia tiene entre 35 y 44 años o entre 45 y 54 años no difieren significativamente del grupo de referencia de 20 a 34 años. Para los hogares de mayor edad surgen diferencias positivas. En el modelo de referencia, los hogares cuya persona de referencia tiene entre 65 y 74 años o 75 años o más presentan tasas de ahorro 4,67 y 6,05 puntos porcentuales mayores, respectivamente. Estas estimaciones aumentan hasta 5,94 y 6,15 puntos porcentuales en la

muestra recortada y siguen siendo positivas con el estimador de Huber. Para el grupo de 55 a 64 años, la evidencia es más débil y depende de la especificación. Las diferencias por edad se estiman con menor precisión en la regresión mediana. Por tanto, los resultados aportan cierta evidencia de una mayor capacidad condicional de ahorro entre los hogares de más edad, pero no de la existencia de un efecto uniforme de edad entre los distintos estimadores. Además, dado que los datos son transversales, los coeficientes no permiten distinguir entre diferencias de edad, cohorte y periodo, ni seguir el comportamiento de ahorro de un mismo hogar a lo largo del ciclo vital.

La densidad de población muestra una asociación especialmente estable. En comparación con los hogares situados en zonas densamente pobladas, los residentes en zonas de densidad intermedia presentan una tasa de ahorro 6,39 puntos porcentuales mayor en la especificación de referencia, mientras que la diferencia correspondiente a las zonas escasamente pobladas es de 7,62 puntos porcentuales. Las estimaciones permanecen positivas en todos los ejercicios de robustez y oscilan entre 4,90 y 6,10 puntos porcentuales para las zonas de densidad intermedia, y entre 5,62 y 8,03 puntos porcentuales para las zonas escasamente pobladas. Estos coeficientes muestran un efecto geográfico robusto, pero las regresiones no permiten identificar su origen. Las diferencias en los costes de la vivienda y del consumo, en los mercados laborales locales o en otras características geográficas no observadas podrían contribuir al patrón estimado.

Los hogares cuya persona de referencia es una mujer también presentan una capacidad condicional de ahorro ligeramente mayor. La diferencia en la especificación de referencia es de 2,64 puntos porcentuales y permanece positiva y estadísticamente significativa en los tres estimadores alternativos, con valores comprendidos entre 1,66 y 2,83 puntos porcentuales. Este coeficiente representa una diferencia condicional entre hogares comparables en términos de sus características observadas, y no evidencia una ventaja económica general asociada con el sexo de la persona de referencia del hogar.

Por último, la renta se introduce mediante un *spline* natural del logaritmo de la renta anual del hogar, con tres grados de libertad.³ Los términos del *spline* son conjuntamente significativos tanto en el modelo de referencia ($F(3, 29281) = 1.635,29$) como en la especificación con recorte de la muestra ($F(3, 29201) = 1.538,73$). Los contrastes de Wald correspondientes también son altamente significativos con el estimador de Huber ($\chi^2(3) = 126.256,03$) y la regresión mediana ($\chi^2(3) = 4.015,69$). Dado que los coeficientes del *spline*, considerados de forma aislada, no tienen una interpretación económica directa, más adelante examinamos la magnitud de la asociación con la renta mediante contrastes entre valores predichos.

La similitud de las principales estimaciones obtenidas mediante winsorización, recorte de la muestra, estimación de Huber y regresión mediana sugiere que los patrones fundamentales no están determinados exclusivamente por las observaciones situadas en las colas extremas. No obstante, estos estimadores resumen las relaciones en la media o la mediana condicionales. A continuación, analizamos si estas asociaciones varían a lo largo de la distribución condicional de la capacidad de ahorro.

Tabla 2: Estimaciones de referencia y análisis de robustez

	Referencia (1)	Recorte (2)	Huber (3)	Mediana (4)
Tamaño del hogar	-9,75*** (0,38)	-9,50*** (0,37)	-7,60*** (0,16)	-7,26*** (0,31)
<i>Régimen de tenencia de la vivienda (ref.: propietario sin hipoteca)</i>				
Alquiler a precio de mercado	23,43*** (1,23)	23,98*** (1,26)	20,95*** (0,60)	19,92*** (1,01)

Continúa en la página siguiente

³El Apéndice D proporciona la justificación empírica de esta forma funcional.

Tabla 2 (continuación)

	Referencia (1)	Recorte (2)	Huber (3)	Mediana (4)
Alquiler por debajo del precio de mercado	43,76*** (1,89)	43,96*** (1,80)	39,07*** (1,05)	37,17*** (0,87)
Propietario con hipoteca	4,20*** (0,82)	4,10*** (0,95)	3,22*** (0,51)	3,37*** (0,73)
Vivienda cedida gratuitamente	6,97*** (1,60)	6,31*** (1,66)	4,70*** (0,81)	5,11*** (1,28)
<i>Situación en el mercado laboral (ref.: ocupado)</i>				
Estudiante o en formación	-66,96*** (10,47)	-71,84*** (11,14)	-72,38*** (2,86)	-76,04*** (12,62)
Incapacidad permanente para trabajar	1,53 (2,02)	1,38 (2,15)	0,59 (1,11)	-0,47 (1,54)
Labores domésticas o de cuidados	11,99*** (1,59)	11,68*** (1,64)	10,21*** (0,99)	10,23*** (1,36)
Desempleado	-5,34** (1,65)	-4,06* (1,70)	-1,47* (0,73)	-3,23* (1,69)
Jubilado o prejubilado	3,04* (1,36)	3,48* (1,39)	3,08*** (0,86)	3,38** (1,14)
<i>Edad de la persona de referencia del hogar (ref.: 20-34)</i>				
35-44	1,00 (2,01)	2,24 (2,02)	-0,12 (0,82)	-1,26 (1,65)
45-54	0,02 (1,99)	1,59 (1,98)	0,45 (0,82)	-0,61 (1,62)
55-64	2,93 (1,96)	4,77* (1,96)	3,20*** (0,84)	2,12 (1,63)
65-74	4,67* (2,27)	5,94** (2,28)	4,58*** (1,11)	3,33* (1,89)
75 años o más	6,05* (2,36)	6,15** (2,38)	4,64*** (1,17)	3,42* (1,96)
<i>Densidad de población (ref.: zona densamente poblada)</i>				
Zona de densidad intermedia	6,39*** (0,75)	6,10*** (0,76)	4,99*** (0,41)	4,90*** (0,62)
Zona escasamente poblada	7,62*** (1,00)	8,03*** (1,02)	5,62*** (0,56)	5,79*** (0,93)
Persona de referencia mujer	2,64*** (0,69)	2,83*** (0,71)	1,66*** (0,39)	1,68** (0,58)
<i>Spline de renta: contraste conjunto</i>	$F = 1.635,29^{***}$	$F = 1.538,73^{***}$	$\chi^2 = 126.256,03^{***}$	$\chi^2 = 4.015,69^{***}$
Constante	-567,18*** (63,82)	-586,48*** (85,89)	-2.416,68*** (8,19)	-2.400,57*** (176,07)

Notas: Los coeficientes se expresan en puntos porcentuales y los errores estándar se muestran entre paréntesis. La renta anual del hogar se introduce mediante un *spline* natural del logaritmo de la renta, con tres grados de libertad. Se omiten los coeficientes individuales del *spline* porque no tienen una interpretación económica directa; en su lugar, la tabla presenta un contraste de significación conjunta de sus tres términos. La columna (1) muestra la especificación de referencia ponderada por los pesos muestrales, utilizando la tasa de ahorro winsorizada en los percentiles ponderados 1 y 99. La columna (2) excluye las observaciones con tasas de ahorro $s_i \leq -5$ o $s_i > 1$. La columna (3) presenta las estimaciones ponderadas de Huber, utilizando los pesos muestrales como pesos de las observaciones. La columna (4) presenta las estimaciones de una regresión mediana ponderada ($\tau = 0,50$). Las regresiones de Huber y mediana no incorporan el diseño muestral complejo completo utilizado en la especificación de referencia. Las categorías de referencia se indican en la tabla. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$ y $p < 0,10$.

4.3. Heterogeneidad a lo largo de la distribución condicional

La Tabla 3 presenta las estimaciones de las regresiones cuantílicas ponderadas para $\tau = 0,10$, $0,25$, $0,50$, $0,75$ y $0,90$. Los coeficientes se expresan en puntos porcentuales.

El tamaño del hogar se asocia negativamente con la capacidad de ahorro a lo largo de toda la distribución, pero la magnitud de esta asociación disminuye de forma pronunciada entre cuantiles. Un miembro adicional en el hogar se asocia con una tasa de ahorro 12,5 puntos porcentuales menor en $\tau = 0,10$, frente a 7,3 puntos porcentuales en la mediana y 4,2 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$. Por tanto, la magnitud es aproximadamente tres veces mayor en la cola inferior que en la superior.

El régimen de tenencia de la vivienda también presenta una heterogeneidad considerable. En comparación con los propietarios sin hipoteca, los hogares que alquilan su vivienda a precio de mercado presentan tasas de ahorro significativamente mayores en todos los cuantiles, aunque la diferencia disminuye desde 27,3 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$ hasta 14,1 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$. El efecto es aún más pronunciado para los hogares que pagan un alquiler inferior al precio de mercado: la diferencia estimada disminuye desde 57,8 puntos porcentuales en el cuantil 0,10 hasta 37,2 en la mediana y 23,4 en el cuantil 0,90. Los propietarios con hipoteca también presentan un efecto positivo, aunque de menor magnitud: la diferencia estimada disminuye desde 5,5 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$ hasta 1,9 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$. La cesión gratuita de la vivienda se asocia con diferencias de aproximadamente 4–8 puntos porcentuales a lo largo de la distribución. En conjunto, las diferencias entre regímenes de tenencia son mayores entre los hogares situados en la parte inferior de la distribución condicional del ahorro. Los coeficientes relativos al mercado laboral siguen estando condicionados por la renta del hogar y por las demás covariables. Por tanto, reflejan diferencias entre situaciones laborales para hogares con niveles de renta comparables y situados en posiciones equivalentes de la distribución condicional de la capacidad de ahorro, en lugar de diferencias no condicionadas entre situaciones laborales. Los hogares cuya persona de referencia está jubilada presentan diferencias positivas, pero heterogéneas. El coeficiente de la jubilación es de 11,0 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$, de 3,4 puntos porcentuales en la mediana y de 1,5 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$. La significación estadística se concentra en los cuantiles inferiores y centrales. La incapacidad permanente para trabajar no presenta diferencias estadísticamente significativas respecto a la situación de empleo en ninguno de los cuantiles considerados. El desempleo muestra una asociación residual poco sistemática. El coeficiente es de aproximadamente $-0,3$ puntos porcentuales en $\tau = 0,10$ y de $-3,2$ en la mediana, y no presenta un patrón monótono entre cuantiles. Por tanto, condicionando por la renta y por las demás características observadas, el desempleo no se asocia de manera robusta con la capacidad de ahorro a lo largo de la distribución. Este resultado es coherente con que una parte sustancial de la relación no condicionada entre el desempleo y el ahorro esté asociada con diferencias de renta, de modo que si la renta forma parte del canal a través del cual el desempleo afecta al ahorro, controlar por ella eliminaría una parte de la relación total. Los hogares cuya persona de referencia se dedica a las labores domésticas o de cuidados presentan tasas de ahorro significativamente mayores a lo largo de toda la distribución. La diferencia estimada disminuye desde 17,4 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$ hasta 5,9 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$.

Finalmente, las estimaciones correspondientes a estudiantes o personas en formación son elevadas y negativas en todos los cuantiles. En comparación con los hogares cuya persona de referencia está ocupada, la diferencia estimada es de $-146,3$ puntos porcentuales en $\tau = 0,10$, de $-76,0$ en la mediana y de $-33,8$ en $\tau = 0,90$. Aunque la magnitud disminuye de forma pronunciada a lo largo de la distribución, este grupo es muy reducido por lo que las estimaciones deben interpretarse con cautela.

Las diferencias por edad siguen siendo relativamente débiles y poco sistemáticas. Los grupos de 35–44 y 45–54 años no difieren significativamente del grupo de referencia de 20–34 años en ninguno de los cuantiles. En los grupos de mayor edad aparecen diferencias positivas, especialmente en torno a $\tau = 0,25$, donde los coeficientes son de aproximadamente 7,5 puntos porcentuales para el grupo de 55–64 años, 8,5 para el de 65–74 años y 7,8 para el de 75 años o

más. Estas diferencias no persisten de forma sistemática a lo largo de la distribución. Por tanto, las estimaciones cuantílicas refuerzan el resultado de que la edad cronológica no presenta una asociación residual uniforme con la capacidad de ahorro una vez que se mantienen constantes la renta, la situación en el mercado laboral, el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda y las demás características observadas.

Los hogares cuya persona de referencia es una mujer presentan tasas de ahorro ligeramente mayores a lo largo de toda la distribución. El coeficiente es de aproximadamente 2,7 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$ y de 1,9 puntos porcentuales en $\tau = 0,90$. La estimación solo es marginalmente significativa en el cuantil inferior, pero resulta estadísticamente significativa a partir de $\tau = 0,25$. Por lo demás, su magnitud se mantiene relativamente estable.

La densidad de población presenta un efecto más claro. En comparación con los hogares situados en zonas densamente pobladas, los residentes en zonas de densidad intermedia presentan tasas de ahorro 7,8 puntos porcentuales mayores en $\tau = 0,10$, 4,9 puntos porcentuales mayores en la mediana y 2,9 puntos porcentuales mayores en $\tau = 0,90$. Los coeficientes correspondientes a las zonas escasamente pobladas disminuyen desde 9,8 hasta 3,7 puntos porcentuales. Por tanto, las diferencias geográficas son considerablemente mayores en la parte inferior de la distribución condicional.

En conjunto, las regresiones cuantílicas revelan una heterogeneidad económicamente relevante en las asociaciones de varias covariables. Los impactos estimados para el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda, determinadas situaciones laborales y la densidad de población son más intensos en los cuantiles inferiores y, en general, disminuyen a medida que aumenta la capacidad de ahorro. Las diferencias por edad son menos sistemáticas, mientras que el desempleo no presenta un patrón residual robusto. Por consiguiente, las estimaciones basadas únicamente en la media condicional ocultan una variación sustancial tanto en la magnitud como, en algunos casos, en la precisión de estas relaciones a lo largo de la distribución del ahorro.

Tabla 3: Estimaciones de las regresiones cuantílicas

	$\tau = 0,10$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,90$
Tamaño del hogar	-12,49*** (0,98)	-9,60*** (0,55)	-7,26*** (0,31)	-5,92*** (0,25)	-4,18*** (0,28)
<i>Régimen de tenencia de la vivienda (ref.: propietario sin hipoteca)</i>					
Alquiler a precio de mercado	27,32*** (2,60)	25,04*** (1,67)	19,92*** (1,05)	18,02*** (0,90)	14,12*** (1,01)
Alquiler por debajo del precio de mercado	57,81*** (4,53)	49,01*** (1,88)	37,17*** (1,72)	29,15*** (1,28)	23,37*** (1,75)
Propietario con hipoteca	5,48** (1,91)	4,41*** (1,17)	3,37*** (0,75)	2,90*** (0,69)	1,90** (0,65)
Vivienda cedida gratuitamente	7,68*** (3,50)	4,35** (1,99)	5,11*** (1,47)	5,12*** (1,15)	4,13** (1,32)
<i>Situación en el mercado laboral (ref.: ocupado)</i>					
Estudiante o en formación	-146,29* (63,28)	-107,49*** (32,51)	-76,04*** (11,56)	-45,81*** (8,07)	-33,83*** (4,23)
Incapacidad permanente para trabajar	1,09 (3,63)	-0,04 (2,09)	-0,47 (1,67)	0,54 (1,68)	-0,21 (1,53)
Labores domésticas o de cuidados	17,41*** (4,30)	12,67*** (2,03)	10,23*** (1,53)	7,66*** (1,34)	5,93*** (1,54)
Desempleado	-0,26 (4,18)	-2,35 (2,28)	-3,23 (1,77)	-1,00 (1,09)	-2,15 (1,48)
Jubilado o prejubilado	11,00*** (3,39)	3,33 (1,89)	3,38** (1,20)	1,94 (1,10)	1,50 (1,12)
<i>Edad de la persona de referencia del hogar (ref.: 20-34)</i>					

Continúa en la página siguiente

Tabla 3 (continuación)

	$\tau = 0,10$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,90$
35-44	2,37 (4,23)	3,11 (2,48)	-1,26 (1,77)	-1,63 (1,48)	-0,08 (1,59)
45-54	-1,01 (3,80)	1,28 (2,52)	-0,61 (1,78)	-0,63 (1,44)	0,14 (1,50)
55-64	6,37 (3,81)	7,48** (2,42)	2,12 (1,77)	1,15 (1,37)	1,27 (1,49)
65-74	5,09 (4,85)	8,52** (3,03)	3,33 (2,06)	2,04 (1,68)	2,12 (1,71)
75 años o más	1,84 (5,09)	7,82* (3,13)	3,42 (2,19)	2,46 (1,75)	2,12 (1,83)
<i>Densidad de población (ref.: zona densamente poblada)</i>					
Zona de densidad intermedia	7,80*** (1,71)	6,32*** (1,11)	4,90*** (0,66)	3,20*** (0,59)	2,85*** (0,62)
Zona escasamente poblada	9,75*** (2,16)	7,96*** (1,21)	5,79*** (0,95)	4,29*** (0,80)	3,70*** (0,80)
Persona de referencia mujer	2,73 (1,57)	2,01* (0,94)	1,68** (0,63)	1,82*** (0,54)	1,88*** (0,56)
<i>Spline</i> de renta: contraste conjunto (χ^2)	568.407,81***	6.719,79***	5.058,48***	2.489,14***	1.073,42***

Notas: Los coeficientes se expresan en puntos porcentuales y los errores estándar basados en métodos *kernel* se muestran entre paréntesis. La renta anual del hogar se introduce mediante un *spline* natural del logaritmo de la renta, con tres grados de libertad. Se omiten los coeficientes individuales del *spline*; la última fila presenta el contraste conjunto de Wald (χ^2) para los tres términos de renta. Las regresiones cuantílicas utilizan los pesos muestrales de los hogares en la función objetivo y no incorporan el diseño muestral complejo completo. Las categorías de referencia se indican en la tabla. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$ y $\cdot p < 0,10$.

La Figura 1 resume estos patrones para un conjunto seleccionado de covariables poniendo de manifiesto que la heterogeneidad entre cuantiles es especialmente pronunciada para el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda y, en menor medida, la jubilación. Los intervalos de confianza también muestran una variación considerable en la precisión de las estimaciones tanto entre covariables como entre cuantiles. El tamaño del hogar se asocia negativamente con la capacidad de ahorro en todos los cuantiles, pero la magnitud de esta asociación disminuye de forma sostenida hacia la parte superior de la distribución. El alquiler a precio de mercado y la propiedad con hipoteca, en comparación con la propiedad sin hipoteca, presentan un perfil decreciente similar, aunque de signo contrario. La jubilación también muestra un comportamiento decreciente: la diferencia positiva respecto a la situación de empleo alcanza su mayor magnitud en el cuantil 0,10 y es considerablemente menor en el resto de la distribución. En cambio, los coeficientes correspondientes a los hogares cuya persona de referencia tiene entre 65 y 74 años o 75 años o más no muestran un efecto igual de claro y se estiman con menor precisión.

4.4. La asociación no lineal entre la renta y la capacidad de ahorro

La renta requiere un tratamiento específico ya que su relación con la capacidad de ahorro es marcadamente no lineal.⁴ La relación estimada es predominantemente positiva en el intervalo de renta relevante, pero su pendiente disminuye a medida que esta aumenta. La función *spline* de renta es conjuntamente significativa a lo largo de toda la distribución condicional. Dado que las funciones de base individuales del *spline* natural no tienen una interpretación económica directa, evaluamos su significación conjunta mediante contrastes de Wald. La hipótesis nula de que los tres términos de renta son conjuntamente iguales a cero se rechaza en todos los cuantiles: $\chi^2(3) = 568.407,81$ en $\tau = 0,10$, $\chi^2(3) = 6.719,79$ en $\tau = 0,25$, $\chi^2(3) = 5.058,48$ en

⁴El Apéndice D muestra que una especificación estrictamente lineal no caracteriza adecuadamente la relación entre la renta y el ahorro.

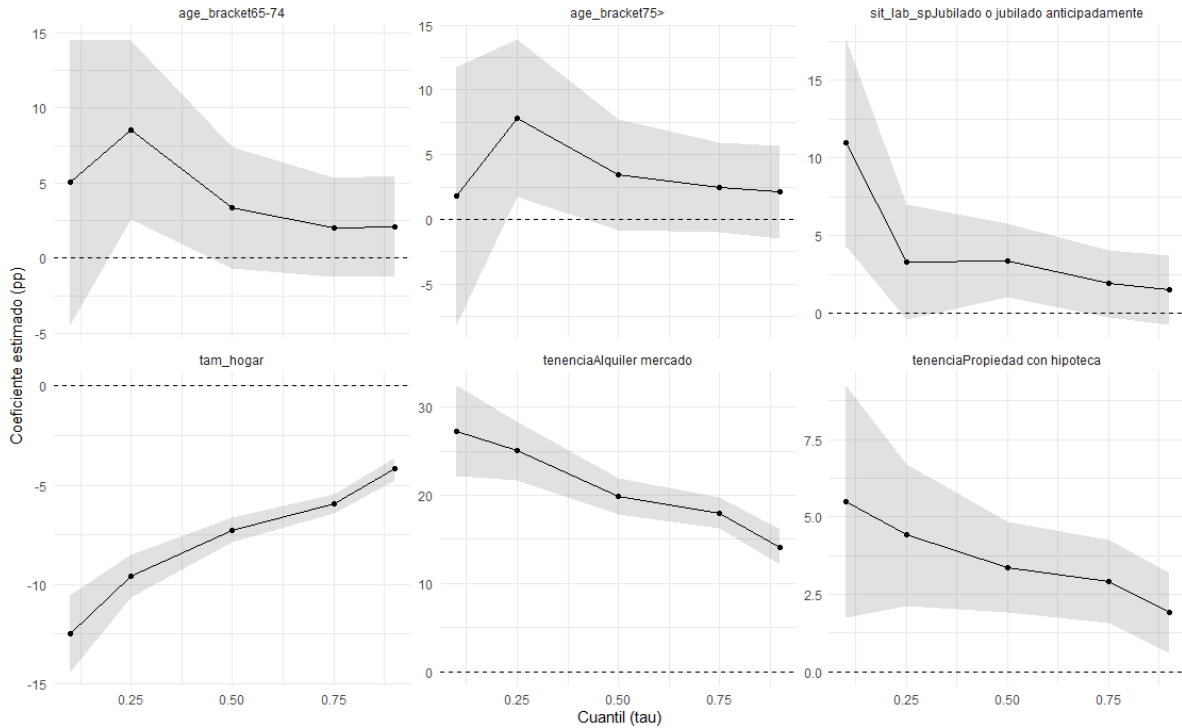


Figura 1: Heterogeneidad de los factores asociados a la capacidad de ahorro de los hogares a lo largo de la distribución condicional

$\tau = 0,50$, $\chi^2(3) = 2.489,14$ en $\tau = 0,75$ y $\chi^2(3) = 1.073,42$ en $\tau = 0,90$, con $p < 0,001$ en todos los casos.

Para proporcionar una medida de la asociación entre renta y capacidad de ahorro con una interpretación económica más directa, calculamos las variaciones predichas de la tasa de ahorro asociadas con un incremento de €10.000 en la renta anual del hogar. Estas variaciones se evalúan para distintos niveles iniciales de renta, manteniendo constantes las demás covariables. Dado el carácter no lineal de la especificación, la magnitud de la variación predicha depende tanto del nivel inicial de renta como del cuantil de la distribución condicional del ahorro. Debe tenerse en cuenta, además, que un incremento fijo de €10.000 representa cambios relativos muy diferentes según el nivel de partida: equivale a aproximadamente un 61,6 % de la renta en P10, frente a un 13,4 % en P90. Por este motivo, las magnitudes estimadas para los niveles inferiores de renta deben interpretarse como cambios predichos asociados a una variación sustancial de los ingresos y no como efectos marginales. La Tabla 4 muestra que el efecto de la magnitud del efecto de la renta sobre el ahorro depende conjuntamente del nivel inicial de renta del hogar y de su posición en la distribución condicional de la capacidad de ahorro. Las estimaciones son especialmente elevadas en los niveles bajos de renta. En el percentil 10 de la distribución de la renta, que corresponde a una renta anual de aproximadamente €16.238, un aumento de €10.000 se asocia con incrementos predichos de la tasa de ahorro de 125,8 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$, 64,6 en $\tau = 0,25$, 39,0 en la mediana, 27,2 en $\tau = 0,75$ y 19,3 en $\tau = 0,90$. En el percentil 25 de la renta, correspondiente a aproximadamente €23.905, las variaciones respectivas son de 34,0, 21,7, 15,8, 12,2 y 8,5 puntos porcentuales. En los niveles intermedios de renta, los gradientes estimados son considerablemente menores y no son estrictamente monótonos en todas las combinaciones de renta y cuantil. En la mediana de la renta, situada en aproximadamente €36.958, un aumento de €10.000 se asocia con variaciones predichas de -4,5 puntos porcentuales en $\tau = 0,10$, 2,8 en $\tau = 0,25$, 4,8 en la mediana, 4,7 en $\tau = 0,75$ y 3,4 en $\tau = 0,90$. Para niveles iniciales de renta más elevados, las variaciones predichas vuelven

a ser positivas, aunque siguen siendo moderadas. En el percentil 75 oscilan entre 3,4 y 5,2 puntos porcentuales, y en el percentil 90, entre 3,4 y 8,0 puntos porcentuales.

Tabla 4: Gradientes de renta según el nivel inicial de renta y el cuantil condicional

Percentil de renta	Renta inicial (euros)	$\tau = 0,10$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,90$
P10	16.237,63	125,79*** (1,66)	64,62*** (0,99)	38,96*** (0,98)	27,18*** (1,58)	19,27*** (2,14)
P25	23.905,20	34,01*** (1,46)	21,73*** (0,64)	15,77*** (0,53)	12,15*** (0,48)	8,51*** (0,56)
P50	36.958,31	-4,45*** (0,92)	2,83*** (0,42)	4,78*** (0,64)	4,72*** (0,78)	3,44*** (1,05)
P75	53.970,59	3,40*** (0,30)	5,15*** (0,17)	4,92*** (0,17)	4,36*** (0,18)	3,55*** (0,25)
P90	74.808,48	8,03*** (0,23)	6,39*** (0,21)	4,90*** (0,19)	4,03*** (0,26)	3,44*** (0,27)

Notas: La tabla presenta las variaciones predichas de la tasa de ahorro del hogar, expresadas en puntos porcentuales, asociadas con un aumento de 10.000 euros en la renta anual del hogar. Los niveles iniciales de renta corresponden a determinados percentiles de la distribución ponderada de la renta de los hogares. Las estimaciones se obtienen mediante regresiones cuantílicas ponderadas en las que la renta anual del hogar se introduce mediante un *spline* natural del logaritmo de la renta, con tres grados de libertad. Las demás covariables se mantienen constantes. Los errores estándar se muestran entre paréntesis. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$ y $p < 0,10$.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza la distribución y los determinantes de la capacidad de ahorro de los hogares en España. Una dificultad fundamental es que ninguna encuesta de hogares en España proporciona información suficientemente detallada tanto sobre la renta como sobre el gasto en consumo. Abordamos esta limitación mediante el emparejamiento estadístico de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de 2024 y la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 2024. La base de datos resultante combina la renta y las características de los hogares procedentes de la ECV con el gasto en consumo imputado a partir de la EPF, lo que permite construir una tasa de ahorro a nivel de hogar y estudiar su distribución entre los hogares españoles.

Del análisis se desprenden tres resultados principales. En primer lugar, la capacidad de ahorro de los hogares presenta una elevada heterogeneidad. Aunque el hogar mediano tiene una tasa de ahorro positiva, aproximadamente un tercio de los hogares registra ahorro negativo en 2024. Además, varias características de los hogares se asocian de forma sistemática con la capacidad de ahorro. Los hogares de mayor tamaño presentan tasas de ahorro más bajas, mientras que se observan diferencias considerables entre regímenes de tenencia de la vivienda y categorías de densidad de población. Estos patrones son robustos frente a distintos tratamientos de las observaciones extremas y al uso de estimadores que reducen la influencia de las colas de la distribución de la tasa de ahorro.

En segundo lugar, las asociaciones condicionales varían sustancialmente a lo largo de la distribución de la tasa de ahorro. Las diferencias asociadas con el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda, la densidad de población y determinadas situaciones laborales suelen ser mayores en los cuantiles inferiores y disminuyen hacia la parte superior de la distribución. En cambio, las diferencias por edad son más débiles y menos sistemáticas, y el desempleo no presenta una asociación residual robusta entre cuantiles. Estos resultados muestran que

las estimaciones en la media condicional solo proporcionan una descripción parcial de la heterogeneidad del ahorro de los hogares.

En tercer lugar, la renta mantiene una relación marcadamente no lineal con la capacidad de ahorro. En general, la tasa de ahorro aumenta con la renta del hogar, pero la magnitud de esta asociación depende tanto del nivel inicial de renta como de la posición del hogar en la distribución condicional de la tasa de ahorro. Las variaciones predichas asociadas con un aumento fijo de la renta son especialmente elevadas para los niveles iniciales de renta bajos y disminuyen considerablemente a medida que la renta aumenta. Este efecto no lineal es importante para interpretar las diferencias en la capacidad de ahorro entre hogares: una misma variación absoluta de la renta no tiene por qué asociarse con la misma variación de la tasa de ahorro en distintos puntos de las distribuciones de la renta y el ahorro.

En conjunto, los resultados indican que la capacidad de ahorro de los hogares no puede caracterizarse plenamente a partir de relaciones promedio. Tanto el efecto no lineal de la renta como la heterogeneidad de las asociaciones a lo largo de la distribución condicional de la tasa de ahorro constituyen rasgos fundamentales de los datos. Estos resultados también ponen de relieve la diferencia entre los resultados agregados de ahorro y la distribución de la capacidad de ahorro entre los hogares. Hogares con características observadas similares pueden ocupar posiciones muy diferentes en la distribución del ahorro, y las asociaciones condicionales con dichas características pueden variar sustancialmente a lo largo de esta distribución.

El análisis presenta varias limitaciones que, a su vez, señalan líneas de investigación futura. En primer lugar, las regresiones tratan la medida de ahorro, cuyo componente de gasto se imputa mediante emparejamiento estadístico, como si se observara directamente. Aunque los ejercicios de validación y robustez respaldan la estabilidad de los principales patrones, una extensión relevante consistiría en repetir el procedimiento de imputación estocástica en múltiples réplicas y volver a estimar las principales especificaciones en cada una de ellas. Esto permitiría cuantificar la variabilidad adicional introducida por el procedimiento de emparejamiento y evaluar de forma más completa la estabilidad de los coeficientes estimados y de los gradientes distribucionales. En segundo lugar, el análisis es transversal y, por tanto, no permite identificar la dinámica del ahorro a nivel de hogar ni determinar si el ahorro negativo persiste a lo largo del tiempo. En tercer lugar, las estimaciones deben interpretarse como asociaciones condicionales y no como efectos causales. Investigaciones futuras podrían incorporar explícitamente procedimientos de imputación múltiple y de inferencia que trasladen la incertidumbre derivada del emparejamiento estadístico a las estimaciones finales, aprovechar datos longitudinales cuando se disponga de información adecuada y emplear diseños de investigación causal para estudiar cómo las perturbaciones en la renta, el empleo y la vivienda determinan la capacidad de ahorro de los hogares.

A pesar de estas limitaciones, este trabajo aporta evidencia microeconómica actualizada sobre la distribución y los determinantes de la capacidad de ahorro de los hogares en España. Los resultados subrayan la importancia de ir más allá de las relaciones promedio de ahorro y tener en cuenta la heterogeneidad a lo largo de la distribución. En particular, las asociaciones de la capacidad de ahorro con el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda, la densidad de población y el ingreso son especialmente pronunciadas en la parte inferior de la distribución del ahorro, aunque el efecto de la renta también depende en gran medida del nivel inicial de renta. Estos resultados aportan evidencia relevante para comprender qué características de los hogares se asocian con márgenes más limitados para absorber perturbaciones en los ingresos o los gastos y pueden contribuir al diseño de políticas orientadas a reforzar la resiliencia financiera de los hogares.

Referencias

- [1] Arce, O., Prades, E. y Urtasun, A. (2013). La evolución del ahorro y del consumo de los hogares españoles durante la crisis. *Boletín Económico, Banco de España*.
- [2] Balestra, C. y Oehler, F. (2023). Measuring the joint distribution of household income, consumption and wealth at the micro level. OECD Working Paper. <https://doi.org/10.1787/f9d85db6-en>.
- [3] Bande, R. y Riveiro, D. (2013). Private saving and macroeconomic uncertainty: Evidence from Spanish regional data. *Economic and Social Review*, 44(3), 323–349.
- [4] Belmonte, L. (2006). *La estructura de ahorro en España: una perspectiva regional*. Fundación Cajamar.
- [5] Brindhusa, A. y Conde-Ruiz, J. I. (2023). Brechas Salariales de Género Ajustadas en España: 2002–2018. *Estudios sobre la Economía Española*, 2023/06, FEDEA.
- [6] Browning, M. y Crossley, T. F. (2001). The life-cycle model of consumption and saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3–22.
- [7] Browning, M. y Lusardi, A. (1996). Household saving: Micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34(4), 1797–1855.
- [8] Buchinsky, M. (1998). Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, 33(1), 88–126.
- [9] Dang, H. A. H. y Nguyen, C. V. (2021). Gender inequality during the COVID-19 pandemic: Income, expenditure, savings, and job loss. *World Development*, 140, 105296.
- [10] Demery, D. y Duck, N. W. (2006). Demographic change and the UK savings rate. *Applied Economics*, 38(2), 119–136.
- [11] Duranton, G. y Puga, D. (2020). The economics of urban density. *Journal of Economic Perspectives*, 34(3), 3–26.
- [12] Finlay, R. y Price, F. (2014). Household saving in Australia. RBA Research Discussion Paper RDP 2014-03, Reserve Bank of Australia.
- [13] Glaeser, E. L., Kolko, J. y Saiz, A. (2001). Consumer city. *Journal of Economic Geography*, 1(1), 27–50.
- [14] Instituto Nacional de Estadística (INE) (2025). *Encuesta de Presupuestos Familiares 2024*.
- [15] Instituto Nacional de Estadística (INE) (2025). *Encuesta de Condiciones de Vida 2024*.
- [16] Khametshin, D., López Rodríguez, D. y Pérez García, L. (2024). El mercado del alquiler de vivienda residencial en España: evolución reciente, determinantes e indicadores de esfuerzo. *Documentos Ocasionales*, núm. 2432, Banco de España.
- [17] Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press.
- [18] Koenker, R. y Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- [19] Koenker, R. y Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156.

- [20] Lim, G. C. y Zeng, Q. (2016). Consumption, income and wealth: Evidence from age, cohort, and period elasticities. *Review of Income and Wealth*, 62(3), 489–508.
- [21] López-Laborda, J., Marín-González, C. y Onrubia-Fernández, J. (2018). ¿Qué ha sucedido con el consumo y el ahorro en España durante la Gran Recesión? Un análisis por tipos de hogar. *Estadística Española*, 60(197), 273–311.
- [22] López-Laborda, J., Marín, C. y Onrubia, J. (2017). Estimating Engel curves: A new way to improve the SILC–HBS matching process. Documento de Trabajo 2017/15, FEDEA.
- [23] López-Laborda, J., Marín, C. y Onrubia, J. (2016). Using statistical matching to analyse the consumption and saving patterns of households: Evidence from Spain. *Journal of Applied Statistics*, 43(14), 2532–2551.
- [24] Marchante, A. J., Ortega, B. y Sánchez, J. (2002). El ahorro y la estructura demográfica de los hogares. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 161(2), 101–115.
- [25] Marín, C., Laborda, J. L. y Onrubia, J. (2026). Income, consumption and savings by age in Spain: An analysis using National Transfer Accounts. Documento de trabajo.
- [26] Martínez-Matute, M. y Urtasun, A. (2017). La recuperación del consumo privado en España por tipo de producto y hogar. *Boletín Económico*, Banco de España.
- [27] Sastre, T. y Fernández-Sánchez, J. L. (2011). El ajuste del consumo duradero y no duradero en España durante la crisis económica. *Boletín Económico*, Banco de España.
- [28] Sastre, T. y Martínez-Martín, J. (2008). Estructura de la renta y disponibilidad de ahorro en España: un análisis con datos de hogares. *Boletín Económico*, Banco de España, abril de 2008.

A. Emparejamiento estadístico de la ECV y la EPF de 2024

El cálculo de la capacidad de ahorro de los hogares se lleva a cabo combinando dos fuentes de datos complementarias: la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de 2024, que proporciona información sobre la renta neta y las características socioeconómicas de los hogares, y la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 2024, que proporciona información sobre el gasto en consumo. Dado que ninguna de las dos encuestas contiene información suficientemente detallada tanto sobre la renta como sobre el gasto, aplicamos un procedimiento de emparejamiento estadístico en varias etapas que combina modelización predictiva, alineamiento distribucional e imputación estocástica *hot-deck*.

El procedimiento de emparejamiento consta de tres etapas, seguidas de un ejercicio de validación.

1. **Modelo predictivo del gasto.** En primer lugar, estimamos un modelo lineal generalizado Gamma con función de enlace logarítmica utilizando los microdatos y los pesos muestrales de la EPF. Las covariables incluyen la renta anual del hogar, el tamaño del hogar, la densidad de población, el tipo de hogar, la situación en el mercado laboral y el régimen de tenencia de la vivienda. A continuación, aplicamos el modelo estimado a los hogares de la ECV para obtener una predicción inicial del gasto basada en el modelo.
2. **Alineamiento distribucional.** Ajustamos la distribución del gasto imputado en la ECV para que coincida con la distribución correspondiente de la EPF. En primer lugar, alineamos los dos primeros momentos, la media y la varianza, y posteriormente utilizamos una transformación cuantil–cuantil (Q–Q) para aproximar en mayor medida ambas distribuciones, incluidas su asimetría, curtosis y colas.
3. **Imputación *hot-deck* estratificada.** Construimos 20 ventiles utilizando el indicador de gasto basado en el modelo. En la EPF, los ventiles se definen a partir del gasto predicho; en la ECV, se construyen utilizando la medida ajustada del gasto imputado. Dentro de cada ventil, se asigna a cada hogar de la ECV el gasto observado de un hogar donante de la EPF, seleccionado aleatoriamente y con reemplazamiento. Las probabilidades de selección de los donantes son proporcionales a los pesos muestrales de la EPF.
4. **Validación.** Comparamos la distribución original del gasto de la EPF con la distribución imputada a la ECV. Ambas distribuciones son muy similares en cuanto a su media, varianza y principales percentiles, incluidas las colas. La base de datos emparejada resultante asigna a cada hogar de la ECV un valor de gasto observado correspondiente a un hogar de la EPF que ocupa una posición similar en la distribución del gasto basada en el modelo.

La Figura A.1 compara la distribución del gasto observada en la EPF con la obtenida en la ECV tras aplicar el procedimiento de emparejamiento.

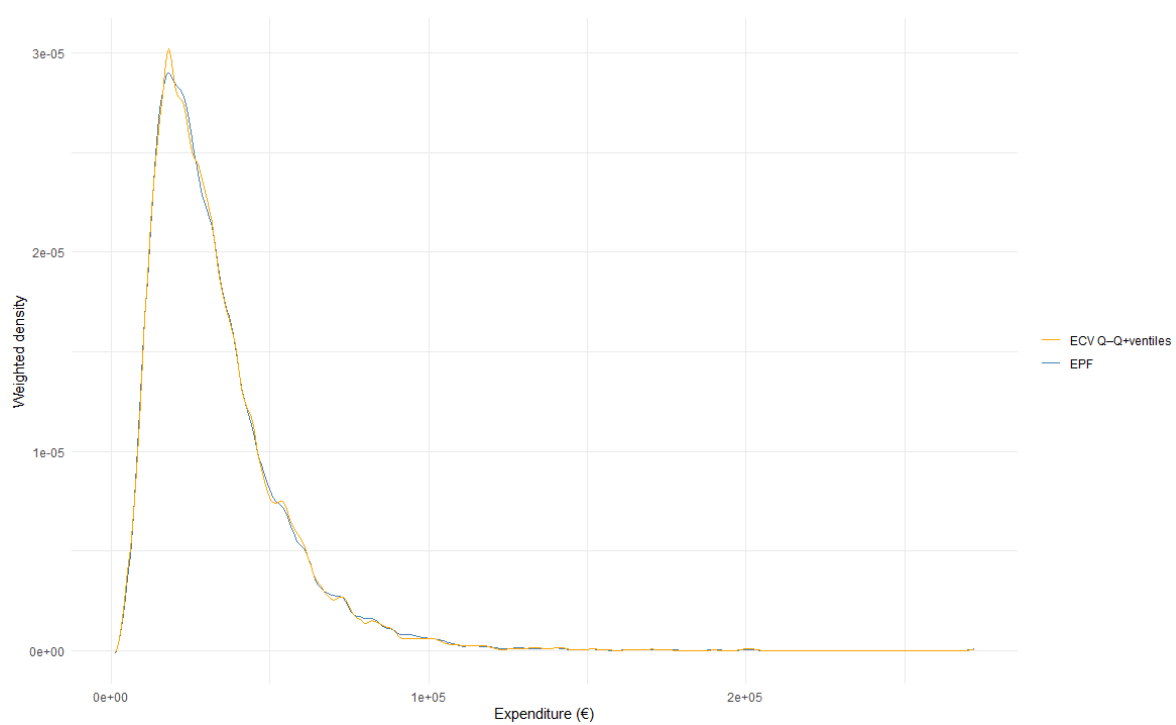


Figura A.1: Alineamiento del gasto de la ECV utilizando información de la EPF

B. Colas pesadas en la variable dependiente

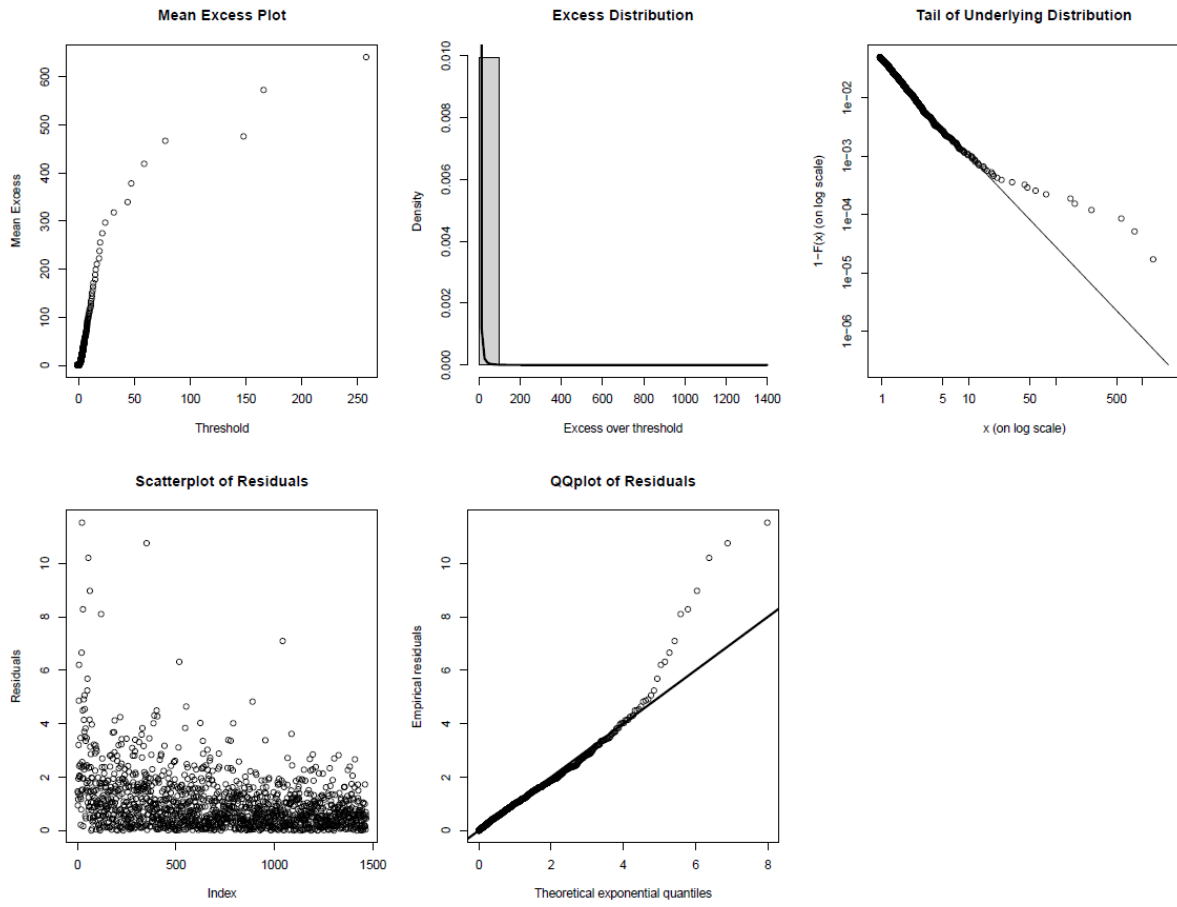


Figura B.1: Análisis diagnóstico de las colas pesadas y los valores extremos de la tasa de ahorro

C. Características de los hogares con ahorro negativo

Este apéndice complementa el análisis principal mediante un estudio más detallado de los hogares con ahorro negativo, prestando especial atención a características sociodemográficas tales como la edad, la renta, la situación de jubilación y el régimen de tenencia de la vivienda.

En primer lugar, se analiza si la elevada incidencia del ahorro negativo se concentra entre los hogares de cuya persona de referencia es de mayor edad y que podrían estar financiando su consumo corriente mediante la desacumulación de riqueza previamente acumulada. La evidencia descriptiva no respalda esta interpretación como explicación predominante. El ahorro negativo es más frecuente entre los hogares cuya persona de referencia tiene entre 20 y 44 años, con porcentajes cercanos al 38 %, y continúa siendo elevado entre los hogares del grupo de 45–54 años, donde alcanza el 36,6 %. Posteriormente, la proporción disminuye hasta el 31,4 % entre los hogares del grupo de 55–64 años y hasta el 27,0 % entre los de 65–74 años. El porcentaje vuelve a aumentar hasta el 32,8 % entre los hogares cuya persona de referencia tiene 75 años o más. En algunos casos, el ahorro negativo de los hogares de mayor edad puede reflejar una desacumulación de activos coherente con el comportamiento a lo largo del ciclo vital. Sin embargo, el ahorro negativo no se concentra principalmente entre estos hogares.

La relación con la la renta corriente es considerablemente más intensa. La proporción de hogares con ahorro negativo es del 75,8 % en el primer decil de renta y del 52,9 % en el segundo. A partir de entonces disminuye de forma casi monótona con la la renta, hasta situarse en el 33,3 % en el quinto decil, el 22,5 % en el séptimo y el 9,2 % en el décimo. Por tanto, el ahorro negativo se concentra en la parte inferior de la distribución de la renta anual. Una renta anual baja no implica necesariamente que la riqueza del hogar también sea reducida. Algunos hogares de renta baja pueden ser propietarios de su vivienda, disponer de activos acumulados, recibir transferencias familiares o utilizar otras fuentes de financiación que no quedan plenamente reflejadas en la renta anual observada. Además, dado que los datos son transversales, no podemos determinar si los mismos hogares presentan ahorro negativo de forma persistente a lo largo del tiempo.

La situación de jubilación aporta poca evidencia de que los hogares jubilados representen una proporción significativamente mayor de los hogares con ahorro negativo en los deciles inferiores de renta. En el primer decil, los hogares jubilados representan aproximadamente el 22 % tanto del conjunto de hogares como de aquellos con ahorro negativo. En el segundo decil, su proporción entre los hogares con ahorro negativo es ligeramente inferior a la que representan en el conjunto del decil. En términos más generales, la proporción de jubilados entre los hogares con ahorro negativo suele ser similar o inferior a su peso dentro de cada decil de renta. Por tanto, la elevada incidencia del ahorro negativo en los niveles de renta bajos parece estar más estrechamente relacionada con el hecho de que la renta corriente sea reducida en relación con el consumo que con la desacumulación de riqueza asociada exclusivamente a la jubilación.

La comparación directa entre los hogares con ahorro negativo y aquellos con ahorro no negativo refuerza este patrón. La mediana de edad de la persona de referencia es de 54 años entre los hogares con ahorro negativo, frente a 58 años entre aquellos con ahorro no negativo. La diferencia de renta es considerablemente mayor: la mediana de la renta anual del hogar es de €25.759 entre los hogares con ahorro negativo y de €42.896 entre aquellos con ahorro no negativo. Los hogares cuya persona de referencia está jubilada representan el 24,3 % de los hogares con ahorro negativo, frente al 30,3 % de los hogares con ahorro no negativo. La composición según la situación en el mercado laboral ofrece una imagen similar. Entre los hogares con ahorro negativo, el 52,7 % tiene una persona de referencia ocupada; el 24,3 %, una persona de referencia jubilada o prejubilada; y el 12,0 %, una persona de referencia desempleada. Por tanto, el ahorro negativo no se limita a los hogares jubilados o en otras situaciones de inactividad. En particular, el hecho de que la persona de referencia esté ocupada no implica

necesariamente que el hogar tenga una capacidad de ahorro positiva.

Los dos primeros deciles de renta también presentan una composición heterogénea. Entre estos hogares, el 41,1 % tiene una persona de referencia ocupada; el 25,6 %, una persona de referencia jubilada o prejubilada; y el 16,5 %, una persona de referencia desempleada. Por consiguiente, ni el ahorro negativo ni la pertenencia a la parte inferior de la distribución de la renta pueden interpretarse exclusivamente como fenómenos relacionados con la jubilación o la desacumulación de activos.

Estos resultados son descriptivos. Los datos disponibles no permiten identificar cómo financian los hogares un consumo superior a su renta corriente. Entre las posibles fuentes se encuentran la desacumulación de activos, el endeudamiento, las transferencias familiares y otros recursos. Así mismo, el carácter transversal de los datos tampoco permite determinar la duración de los episodios de ahorro negativo.

Régimen de tenencia de la vivienda entre los hogares con ahorro negativo y los situados en los dos primeros deciles de renta

A continuación, comparamos el régimen de tenencia de la vivienda entre cuatro grupos: los hogares con ahorro negativo; los hogares con ahorro negativo situados en los dos primeros deciles de renta; el conjunto de los hogares pertenecientes a los dos primeros deciles de renta; y el resto de la muestra.

Entre el conjunto de hogares con ahorro negativo, la propiedad sin hipoteca es el régimen de tenencia más frecuente y representa aproximadamente la mitad del grupo, seguida de la propiedad con hipoteca, con un porcentaje cercano al 30 %. El alquiler a precio de mercado es comparativamente menos frecuente. La composición cambia entre los hogares que combinan una situación de ahorro negativo con la pertenencia a los dos primeros deciles de renta. El porcentaje de hogares que alquilan a precio de mercado aumenta hasta aproximadamente el 30 %, mientras que disminuye la proporción de propietarios con hipoteca. No obstante, la propiedad sin hipoteca continúa siendo el régimen de tenencia más frecuente. El alquiler a precio de mercado también representa una proporción considerable del conjunto de hogares pertenecientes a los dos primeros deciles de renta. En cambio, la propiedad sin hipoteca predomina en mayor medida en el resto de la muestra. Por tanto, los hogares de renta baja presentan situaciones residenciales heterogéneas: una proporción sustancial es propietaria de su vivienda sin hipoteca, mientras que otro grupo considerable vive de alquiler y puede disponer de un menor colchón patrimonial asociado a la vivienda.

En conjunto, la evidencia basada en estadísticos descriptivos no indica que el ahorro negativo observado se deba principalmente a hogares jubilados o de edad avanzada que estén desacumulando la riqueza previamente acumulada. El ahorro negativo se asocia en mayor medida con niveles más bajos de renta corriente y se observa en grupos heterogéneos en cuanto a su situación en el mercado laboral y su régimen de tenencia de la vivienda. Sin embargo, dado que no se dispone de información completa sobre la riqueza y el endeudamiento de los hogares, no podemos identificar con precisión cómo financian un consumo superior a su renta corriente.

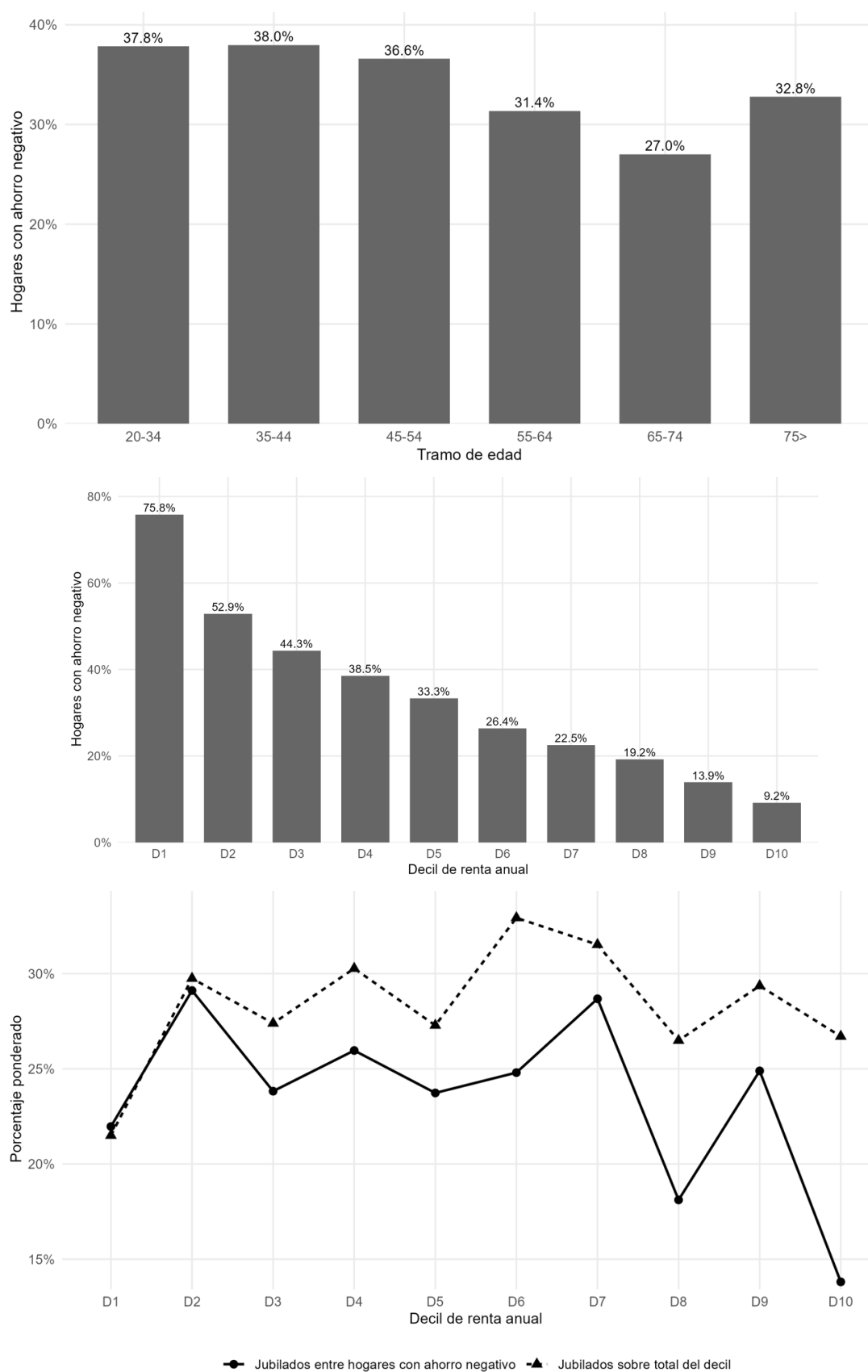


Figura C.1: Incidencia del ahorro negativo por edad y renta, y proporción de hogares jubilados por decil de renta

Notas: Los porcentajes están ponderados mediante los pesos muestrales.

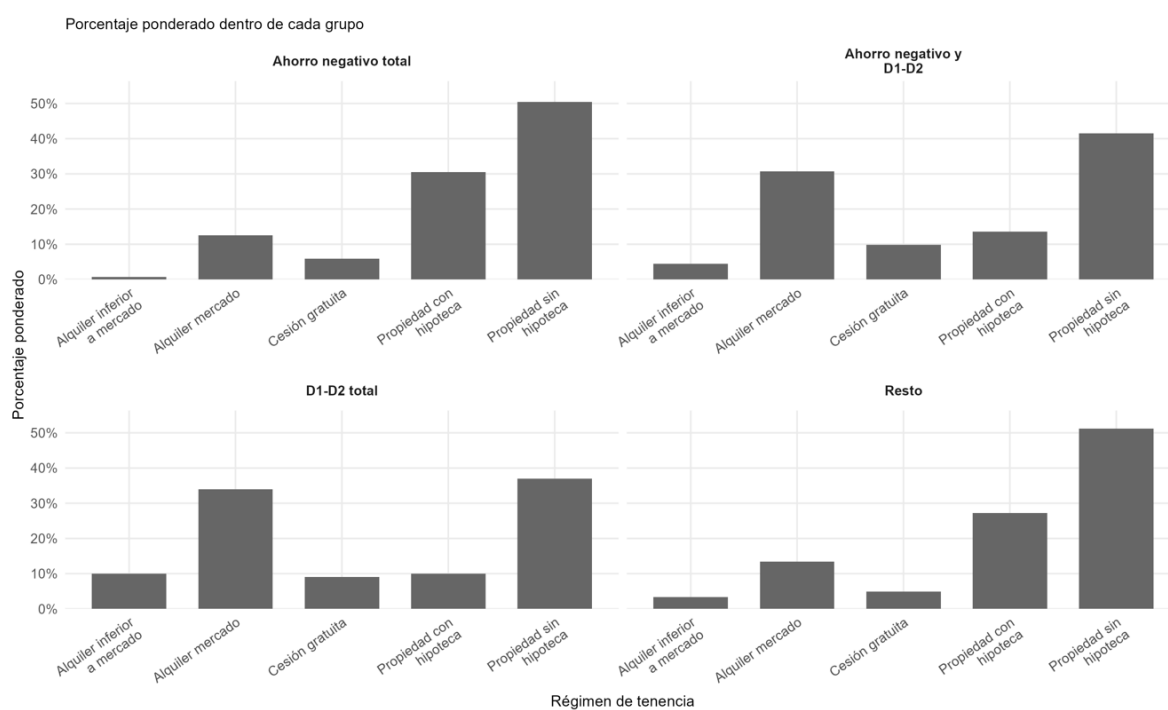


Figura C.2: Régimen de tenencia de la vivienda según la situación de ahorro y el grupo de renta

D. No linealidad de la relación entre la renta y la capacidad de ahorro

Este apéndice analiza si la relación entre la renta del hogar y la capacidad de ahorro es no lineal y, en particular, si su pendiente aumenta o disminuye con la renta. Estimamos varias especificaciones auxiliares utilizando la misma variable dependiente, las mismas variables de control y los mismos pesos muestrales de los hogares que en la especificación principal.

Se compara un modelo que introduce la renta en niveles, una especificación logarítmica y una especificación cuadrática del logaritmo de la renta. En la especificación cuadrática, el logaritmo de la renta se centra en su media ponderada. Como ejercicio adicional de robustez, se estima un *spline* natural flexible del logaritmo de la renta, con tres grados de libertad.

La Tabla D.1 aporta evidencia de no linealidad. En la especificación cuadrática, el término al cuadrado es negativo y estadísticamente significativo ($-0,0403$, $p = 0,0046$), mientras que el término lineal es positivo. Considerados conjuntamente, estos coeficientes implican una relación creciente, pero cóncava, entre la renta y la capacidad de ahorro: la capacidad de ahorro aumenta con la renta, pero lo hace a una tasa decreciente.

Los contrastes conjuntos de Wald respaldan esta interpretación. Los términos lineal y cuadrático son conjuntamente significativos ($F(2, 29282) = 2.194,24$, $p < 0,001$), al igual que los términos del *spline* natural ($F(3, 29281) = 1.635,29$, $p < 0,001$). La comparación entre el *spline* y la especificación más sencilla basada en el logaritmo de la renta también permite rechazar esta última como modelo restringido ($F(2, 29281) = 181,26$, $p < 0,001$). Por tanto, la evidencia de curvatura no depende únicamente de la imposición de una forma funcional cuadrática.

Tabla D.1: Especificaciones alternativas de la renta

	Renta en niveles	Logaritmo de la renta	Logaritmo de la renta + término cuadrático
Renta anual del hogar	0,0000*** (0,0000)		
Logaritmo de la renta (centrado)		0,6083*** (0,0104)	0,5715*** (0,0091)
Cuadrado del logaritmo centrado de la renta			-0,0403*** (0,0142)
Tamaño del hogar	-0,0641*** (0,0044)	-0,1035*** (0,0038)	-0,0967*** (0,0038)
<i>Régimen de tenencia de la vivienda (ref.: propietario sin hipoteca)</i>			
Alquiler a precio de mercado	0,0825*** (0,0157)	0,2278*** (0,0126)	0,2260*** (0,0124)
Alquiler por debajo del precio de mercado	0,3173*** (0,0297)	0,4367*** (0,0197)	0,4320*** (0,0191)
Propietario con hipoteca	0,0410*** (0,0094)	0,0443*** (0,0083)	0,0439*** (0,0082)
Vivienda cedida gratuitamente	0,0257 (0,0175)	0,0740*** (0,0160)	0,0669*** (0,0159)
<i>Situación en el mercado laboral (ref.: ocupado)</i>			
Estudiante o en formación	-0,9991*** (0,1221)	-0,7128*** (0,0990)	-0,6865*** (0,1076)
Incapacidad permanente para trabajar	-0,0206 (0,0215)	0,0250 (0,0202)	0,0153 (0,0202)
Labores domésticas o de cuidados	0,0596*** (0,0191)	0,1292*** (0,0162)	0,1183*** (0,0160)
Desempleado	-0,1956*** (0,0209)	-0,0599*** (0,0170)	-0,0657*** (0,0170)

Continúa en la página siguiente

Tabla D.1 (continuación)

	Renta en niveles	Logaritmo de la renta	Logaritmo de la renta + término cuadrático
Jubilado o prejubilado	0,0283 [*] (0,0165)	0,0361 ^{**} (0,0136)	0,0353 ^{**} (0,0135)
<i>Edad de la persona de referencia del hogar (ref.: 20–34)</i>			
35–44	–0,0056 (0,0240)	0,0097 (0,0203)	0,0095 (0,0202)
45–54	–0,0163 (0,0236)	–0,0024 (0,0200)	–0,0007 (0,0200)
55–64	0,0106 (0,0234)	0,0133 (0,0197)	0,0233 (0,0197)
65–74	0,0398 (0,0271)	0,0335 (0,0229)	0,0419 [*] (0,0227)
75 años o más	0,0267 (0,0281)	0,0522 ^{**} (0,0238)	0,0546 ^{**} (0,0237)
<i>Densidad de población (ref.: zona densamente poblada)</i>			
Zona de densidad intermedia	0,0397 ^{***} (0,0089)	0,0707 ^{***} (0,0076)	0,0644 ^{***} (0,0076)
Zona escasamente poblada	0,0204 [*] (0,0120)	0,0820 ^{***} (0,0101)	0,0758 ^{***} (0,0101)
Persona de referencia mujer	0,0200 ^{**} (0,0083)	0,0250 ^{***} (0,0070)	0,0255 ^{***} (0,0070)

Notas: La variable dependiente es la tasa de ahorro del hogar winsorizada en los percentiles ponderados 1 y 99. Todas las especificaciones controlan por el tamaño del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda, la situación en el mercado laboral de la persona de referencia, la edad, la densidad de población y el sexo de la persona de referencia. La columna (1) introduce la renta anual del hogar en niveles. La columna (2) utiliza el logaritmo de la renta del hogar. La columna (3) incluye el logaritmo centrado de la renta del hogar y su cuadrado. Todas las especificaciones utilizan los pesos muestrales de los hogares. Los errores estándar se muestran entre paréntesis. Las categorías de referencia se indican en la tabla. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$ y $p < 0,10$.

La Tabla D.2 presenta los gradientes de renta estimados en distintos puntos de la distribución de la renta. La relación entre la renta y la capacidad de ahorro es positiva en todos los percentiles considerados, pero disminuye a medida que aumenta la renta. Un incremento del 1 % en la renta del hogar se asocia con un aumento de 0,63 puntos porcentuales en la tasa de ahorro en el percentil 10, de 0,60 puntos porcentuales en el percentil 25 y de 0,57 puntos porcentuales en la mediana. El efecto disminuye hasta 0,54 puntos porcentuales en el percentil 75 y 0,51 puntos porcentuales en el percentil 90.

Este patrón es coherente con una relación positiva y cóncava, cuya pendiente disminuye gradualmente a medida que aumenta la renta del hogar.

Tabla D.2: Efectos estimados de la renta según el nivel inicial de renta

Percentil de renta	Renta anual del hogar (euros)	Gradiente de renta (p. p.)
P10	16.237,63	0,634
P25	23.905,20	0,602
P50	36.958,31	0,567
P75	53.970,59	0,537
P90	74.808,48	0,511

Notas: Los gradientes de renta se calculan a partir de la especificación que incluye el logaritmo centrado de la renta del hogar y su término al cuadrado. La tasa de ahorro se expresa como proporción y los gradientes presentados miden la variación de la tasa de ahorro, en puntos porcentuales, asociada con un incremento del 1 % en la renta del hogar. Las estimaciones deben interpretarse como asociaciones condicionales y no como efectos causales.

La Figura D.1 representa la relación derivada de la especificación cuadrática. La capacidad de ahorro predicha aumenta en todo el intervalo de renta considerado, aunque la pendiente se

aplana progresivamente en los niveles de renta más elevados.

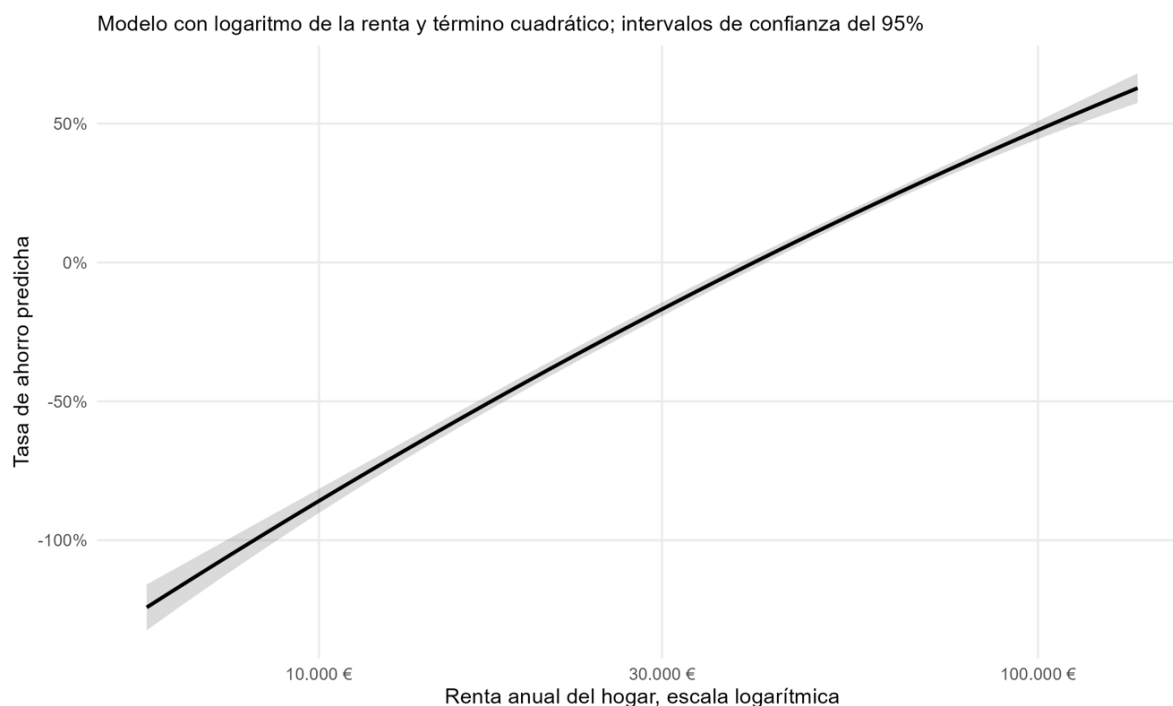


Figura D.1: Relación estimada entre la renta y la capacidad de ahorro

Notas: La variable dependiente es la tasa de ahorro winsorizada en los percentiles ponderados 1 y 99. Las demás covariables se mantienen en valores representativos. La banda sombreada representa el intervalo de confianza del 95 %.

La Figura D.2 compara las predicciones de la especificación cuadrática con las obtenidas mediante el *spline* natural. Ambas especificaciones implican una relación creciente entre la renta y la capacidad de ahorro, aunque el *spline* presenta una curvatura considerablemente mayor en los niveles bajos de renta. El contraste de especificación indica que el *spline* mejora significativamente el ajuste respecto al modelo sencillo basado en el logaritmo de la renta. La especificación flexible también recoge una curvatura más pronunciada en la cola inferior de la distribución de la renta.

La diferencia entre ambas especificaciones disminuye a medida que aumenta la renta. Por tanto, la comparación refuerza la evidencia de no linealidad y muestra, al mismo tiempo, que el patrón general no depende exclusivamente de la forma funcional cuadrática. En el intervalo de renta considerado, tanto la especificación cuadrática como el *spline* natural implican una relación predominantemente creciente.

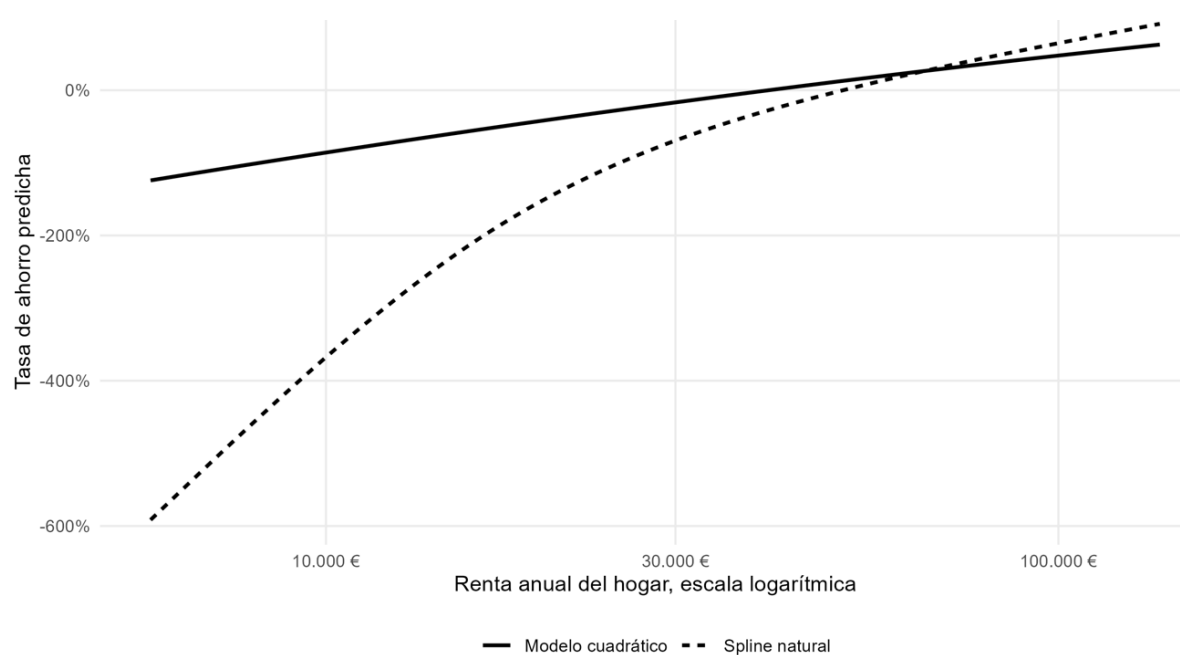


Figura D.2: Comparación entre la especificación cuadrática y el *spline* natural
 Notas: Ambas especificaciones utilizan la tasa de ahorro winsorizada, las mismas variables de control y los mismos pesos muestrales de los hogares. Las predicciones se muestran entre los percentiles 1 y 99 de la distribución de la renta de los hogares.

AVISO LEGAL El presente documento no constituye una Recomendación de Inversión"según lo definido en el artículo 3.1 (34) y (35) del Reglamento (UE) 596/2014 del Parlamento Europeo y del Consejo sobre abuso de mercado ("MAR"). En particular, el presente documento no constituye un Informe de Inversiones"ni una Comunicación Publicitaria.^a los efectos del artículo 36 del Reglamento Delegado (UE) 2017/565 de la Comisión de 25 de abril de 2016 por el que se completa la Directiva 2014/65/UE del Parlamento Europeo y del Consejo en lo relativo a los requisitos organizativos y las condiciones de funcionamiento de las empresas de servicios de inversión ("MiFID II"). Los lectores deben ser conscientes de que en ningún caso deben tomar este documento como base para tomar sus decisiones de inversión y que las personas o entidades que potencialmente les puedan ofrecer productos de inversión serán las obligadas legalmente a proporcionarles toda la información que necesiten para esta toma de decisión. El presente documento, elaborado por el Departamento de BBVA Research, tiene carácter divulgativo y contiene datos u opiniones referidas a la fecha del mismo, de elaboración propia o procedentes o basadas en fuentes que consideramos fiables, sin que hayan sido objeto de verificación independiente por BBVA. BBVA, por tanto, no ofrece garantía, expresa o implícita, en cuanto a su precisión, integridad o corrección. El contenido de este documento está sujeto a cambios sin previo aviso en función, por ejemplo, del contexto económico o las fluctuaciones del mercado. BBVA no asume compromiso alguno de actualizar dicho contenido o comunicar esos cambios. BBVA no asume responsabilidad alguna por cualquier pérdida, directa o indirecta, que pudiera resultar del uso de este documento o de su contenido. Ni el presente documento, ni su contenido, constituyen una oferta, invitación o solicitud para adquirir, desinvertir u obtener interés alguno en activos o instrumentos financieros, ni pueden servir de base para ningún contrato, compromiso o decisión de ningún tipo. El contenido del presente documento está protegido por la legislación de propiedad intelectual. Queda expresamente prohibida su reproducción, transformación, distribución, comunicación pública, puesta a disposición, extracción, reutilización, reenvío o la utilización de cualquier naturaleza, por cualquier medio o procedimiento, salvo en los casos en que esté legalmente permitido o sea autorizado expresamente por BBVA en su sitio web www.bbvarresearch.com.

Documentos de trabajo

2026

26/15 **Noelia Cámara, Sirenia Vázquez:** ¿Quién ahorra en España? Heterogeneidad en la capacidad de ahorro de los hogares.

26/14 **Ángel de la Fuente:** Sobre la financiación de las competencias singulares.

26/13 **Ángel de la Fuente:** Más sobre la propuesta del Gobierno para la reforma de la financiación autonómica.

26/12 **Ángel de la Fuente:** La liquidación de 2024 del sistema de financiación de las comunidades autónomas de régimen común.

26/11 **Federico D. Forte:** It takes two to tango, but more to assess systemic risk: credit networks through the lens of hypergraphs.

26/10 **Marco Lara:** Emisiones de GEI en el comercio México-Estados Unidos.

26/09 **Alfonso Ugarte-Ruiz:** Panel Local Projections without Fixed-Effects: A Cumulative-Difference OLS Estimator.

26/08 **Miguel Jiménez, David Sarasa-Flores, Alfonso Ugarte-Ruiz:** Assessing Structural Geopolitical Risk.

26/07 **Ángel de la Fuente:** Las finanzas autonómicas en 2025 y entre 2003 y 2025.

26/06 **Ángel de la Fuente, Pep Ruiz Aguirre:** Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2024 Actualización de RegData-Sect hasta 2024*.

26/05 **Marco Lara, Juan José Li Ng:** Desigualdades educativas en México: Inequidades y rezago educativo.

26/04 **Alvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo, Pablo Saborido:** Geopolitics, geoeconomics, and sovereign risk: different shocks, different channels.

26/03 **Alvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo, Pablo Saborido:** Geopolitics, geoeconomics and sovereign risk: different shocks, different channels.

26/02 **Ángel de la Fuente, Rafael Doménech:** Criterios operativos de equidad para el Sistema de Financiación Autonómica con aplicación a la nueva propuesta de reforma.

26/01 **Ángel de la Fuente:** Series largas de algunos agregados económicos y demográficos regionales: Actualización de RegData hasta 2024. (RegData y RegData Dem versión 7.1-2024).

2025

25/15 **Ángel de la Fuente:** La evolución de la financiación de las comunidades autónomas de régimen común, 2002-2023.

25/14 **Alvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo:** Geopolitics, geoeconomics and risk: a machine learning approach.

25/13 **Joxe Mari Barrutiabengoa, Agustín García-Serrador, Camilo Ulloa:** Quantifying the economic impact of extreme climate events: evidence from the Valencia floods.

25/12 **Crista Pérez, Marco Lara:** Desigualdades laborales entre hombres y mujeres en México.

25/11 **Joxe Mari Barrutiabengoa Ortubai, Rafael Ortiz Durán:** Measuring the impact of installed renewable capacity on employment.

25/10 **Angel de la Fuente:** La liquidación de 2023 del sistema de financiación de las comunidades autónomas de régimen común.

25/09 **Alfonso Ugarte-Ruiz:** Locproj & Lpgraph: Stata commands to estimate Local Projections.

25/08 **Gergely Buda, Vasco M. Carvalho, Giancarlo Corsetti, João B. Duarte, Stephen Hansen, Afonso S. Moura, Álvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo, José V. Rodríguez Mora, Guilherme Alves da Silva:** The Short Lags of Monetary Policy.

25/07 **Ángel de la Fuente, Pep Ruiz:** Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2023. Actualización de RegData-Sect hasta 2023.

25/06 **Agustín García, David Sarasa-Flores, Camilo Ulloa:** Buy Guns or Buy Roses?: EU Defence Spending Fiscal Multipliers.

25/05 **Angel de la Fuente:** Las finanzas autonómicas en 2024 y entre 2003 y 2024.

25/04 **Joxe Mari Barrutiabengoa Ortubai, Rodrigo Enrique Falbo Piacentini, Agustín García Serrador, Juan F. Rubio-Ramírez:** Unraveling the impact of a carbon price shock on macroeconomic variables: a Narrative Sign Restrictions approach.

25/03 **Alvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo, David Sarasa, Pedro Torinos, Sirenia Vazquez:** What can 240,000 new credit transactions tell us about the impact of NGEU funds?.

25/02 **Gergely Buda, Vasco M. Carvalho, Giancarlo Corsetti, João B. Duarte, Stephen Hansen, Afonso S. Moura, Álvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo, José V. Rodríguez Mora, Guilherme Alves da Silva:** The Short Lags of Monetary Policy.

25/01 **Ángel de la Fuente:** Series largas de algunos agregados económicos y demográficos regionales: actualización de RegData hasta 2023.

HAGA CLIC PARA ACCEDER A LOS DOCUMENTOS DE TRABAJO PUBLICADOS EN
Español e Inglés

AVISO LEGAL

El presente documento no constituye una "Recomendación de Inversión" según lo definido en el artículo 3.1 (34) y (35) del Reglamento (UE) 596/2014 del Parlamento Europeo y del Consejo sobre abuso de mercado ("MAR"). En particular, el presente documento no constituye un "Informe de Inversiones" ni una "Comunicación Publicitaria" a los efectos del artículo 36 del Reglamento Delegado (UE) 2017/565 de la Comisión de 25 de abril de 2016 por el que se completa la Directiva 2014/65/UE del Parlamento Europeo y del Consejo en lo relativo a los requisitos organizativos y las condiciones de funcionamiento de las empresas de servicios de inversión ("MiFID II").

Los lectores deben ser conscientes de que en ningún caso deben tomar este documento como base para tomar sus decisiones de inversión y que las personas o entidades que potencialmente les puedan ofrecer productos de inversión serán las obligadas legalmente a proporcionarles toda la información que necesiten para esta toma de decisión.

El presente documento, elaborado por el Departamento de BBVA Research, tiene carácter divulgativo y contiene datos u opiniones referidas a la fecha del mismo, de elaboración propia o procedentes o basadas en fuentes que consideramos fiables, sin que hayan sido objeto de verificación independiente por BBVA. BBVA, por tanto, no ofrece garantía, expresa o implícita, en cuanto a su precisión, integridad o corrección.

El contenido de este documento está sujeto a cambios sin previo aviso en función, por ejemplo, del contexto económico o las fluctuaciones del mercado. BBVA no asume compromiso alguno de actualizar dicho contenido o comunicar esos cambios.

BBVA no asume responsabilidad alguna por cualquier pérdida, directa o indirecta, que pudiera resultar del uso de este documento o de su contenido.

Ni el presente documento, ni su contenido, constituyen una oferta, invitación o solicitud para adquirir, desinvertir u obtener interés alguno en activos o instrumentos financieros, ni pueden servir de base para ningún contrato, compromiso o decisión de ningún tipo.

El contenido del presente documento está protegido por la legislación de propiedad intelectual. Queda expresamente prohibida su reproducción, transformación, distribución, comunicación pública, puesta a disposición, extracción, reutilización, reenvío o la utilización de cualquier naturaleza, por cualquier medio o procedimiento, salvo en los casos en que esté legalmente permitido o sea autorizado expresamente por BBVA en su sitio web www.bbvarresearch.com.