



Apuntes

Hijos, Ciclo Vital y Pobreza en España: 2008-2025

JOSÉ IGNACIO CONDE-RUIZ
MARIALEJANDRA GARAY AGUIRRE

Apuntes 2026/20
Agosto de 2026

fedea

*Las opiniones recogidas en este documento son las de sus autores
y no coinciden necesariamente con las de Fedea.*

Hijos, Ciclo Vital y Pobreza en España: 2008–2025

José Ignacio Conde-Ruiz^{*1} and Marialejandra Garay Aguirre¹

¹FEDEA y Universidad Complutense de Madrid

22 de julio de 2026

Resumen

Este artículo analiza la evolución de la pobreza en España entre 2008 y 2025 utilizando los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), con un foco particular en la dimensión familiar y generacional de la vulnerabilidad económica. El análisis documenta la persistencia de la pobreza monetaria y del riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE), mostrando que la vulnerabilidad se concentra de forma especialmente intensa en los menores de edad, la población joven y los hogares con hijos. Utilizando el módulo específico de infancia de la ECV, el trabajo examina además la pobreza infantil desde una perspectiva multidimensional, documentando privaciones en necesidades básicas, recursos educativos y ocio que se extienden más allá de la insuficiencia de ingresos. Finalmente, el artículo adopta un enfoque microeconómico para estudiar la relación entre la presencia de hijos y la probabilidad de sufrir carencia material y social severa (CMSS). Los resultados muestran que, incluso controlando por renta equivalente, empleo y características sociodemográficas, los hogares con menores presentan una probabilidad de CMSS significativamente mayor (1,15 puntos porcentuales). Esta asociación media oculta, sin embargo, una fuerte heterogeneidad: la penalización asociada a la presencia de hijos es entre seis y diez veces mayor en los hogares jóvenes (7,26 puntos porcentuales) que en los de edad media o avanzada, y resulta especialmente persistente en los hogares monoparentales en todas las etapas del ciclo vital. En conjunto, los resultados sugieren que la elevada pobreza infantil observada en España refleja la interacción entre ingresos, ciclo vital y estructura familiar, más que un efecto homogéneo asociado a la presencia de hijos, y apuntan a la necesidad de complementar las políticas universales de apoyo a la infancia con instrumentos focalizados en los hogares jóvenes y monoparentales.

Palabras clave: pobreza infantil; pobreza multidimensional; ciclo vital; estructura familiar; carencia material y social severa; España.

Códigos JEL: D31, I31, I32, J12, J13.

^{*} nacho.conderuiz@gmail.com

Los autores agradecen a Daniel Santín, Álvaro Pinto, Carmen Marín y Analía Viola sus comentarios y sugerencias a versiones previas de este trabajo. Los errores que pudieran persistir son responsabilidad exclusiva de los autores. José Ignacio Conde-Ruiz agradece el apoyo del Proyecto de Investigación del Ministerio de Ciencia e Innovación, PID2023-148090NB-I00.

1. Introducción

La pobreza infantil constituye uno de los principales retos distributivos y sociales de la economía española. A pesar de la mejora observada en algunos indicadores agregados tras la Gran Recesión y de la recuperación reciente del mercado de trabajo, la incidencia de la pobreza y de la exclusión social entre los menores de edad sigue siendo persistentemente elevada. La evidencia descriptiva de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) muestra que la tasa de pobreza monetaria de los menores de 18 años se mantiene sistemáticamente por encima de la correspondiente al conjunto de la población, y que el riesgo de pobreza o exclusión social medido por el indicador AROPE también se concentra de manera desproporcionada en la infancia y la juventud. Además, España se sitúa entre los países de la Unión Europea con mayores niveles de pobreza infantil, lo que sugiere que no se trata únicamente de un problema coyuntural, sino de un rasgo estructural del modelo de protección social y de la inserción económica de los hogares con menores.

Este patrón plantea una cuestión central: ¿la mayor pobreza observada en los hogares con hijos refleja fundamentalmente el coste económico asociado a la crianza, o responde sobre todo a la composición socioeconómica de los hogares que tienen hijos? Aunque la evidencia descriptiva muestra de manera clara que los hogares con menores presentan mayores tasas de pobreza monetaria, mayor exposición a la carencia material y social severa y mayores niveles de AROPE, esta correlación no permite distinguir entre un efecto asociado directamente a la presencia de hijos y otro vinculado a diferencias previas en ingresos, empleo, estructura familiar o etapa del ciclo vital. Esta distinción es importante tanto desde el punto de vista analítico como desde la perspectiva de política económica, ya que condiciona el diseño de las intervenciones más adecuadas para reducir la pobreza infantil.

La magnitud de la pobreza infantil en España ha sido ampliamente documentada. Con una tasa AROPE infantil cercana al 30 %, España se sitúa sistemáticamente entre los países de la Unión Europea con mayor riesgo de pobreza o exclusión social entre los menores de edad (EAPN-ES, 2025; UNICEF, 2021), y el coste económico y social de esta situación se estima en torno al 5,1 % del PIB (Cantó et al., 2023). Esta elevada incidencia no es un fenómeno nuevo: la crisis financiera de 2008 intensificó la vulnerabilidad de los hogares con hijos y, como documentan Flores et al. (2014), las privaciones sufridas durante la infancia generan efectos a largo plazo sobre la salud, el desarrollo cognitivo y las oportunidades vitales de los menores. La literatura subraya, además, que la pobreza infantil en España no puede atribuirse únicamente a la coyuntura económica, sino que refleja rasgos estructurales del modelo de protección social y del mercado de trabajo (OECD, 2022).

Desde el punto de vista conceptual y metodológico, la medición de la pobreza infantil ha ido más allá del enfoque monetario para incorporar dimensiones de privación material, educativa y social. Alkire et al. (2015) sentaron las bases del análisis multidimensional de la pobreza con el método Alkire-Foster, ampliamente utilizado tanto en la investigación académica como por organismos internacionales. Como señala Roelen (2017), los indicadores monetarios y multidimensionales no son intercambiables: identifican a poblaciones parcialmente distintas y tienen implicaciones de política diferentes. En el contexto español, Ayala et al. (2011) muestran que la divergencia entre pobreza de ingresos y privación multidimensional es sustancial y varía notablemente entre regiones, lo que subraya la necesidad de un análisis integral que combine ambas perspectivas.

Los determinantes de la pobreza infantil se articulan en torno a tres ejes principales.

El primero es la estructura del hogar: los hogares monoparentales y las familias numerosas presentan una mayor exposición al riesgo de pobreza, en parte como resultado de la insuficiencia del sistema español de apoyo a las familias con hijos (OECD, 2022). El segundo eje es la situación en el mercado de trabajo: Pérez-Corral et al. (2023) muestran que la inseguridad laboral de los adultos del hogar es un predictor significativo de la privación material de los menores incluso en períodos de recuperación económica, y Calegari et al. (2024) documentan una fuerte dependencia de estado en la privación, especialmente entre los hogares monoparentales encabezados por mujeres. El tercer eje es el origen del menor: Arcarons et al. (2025) encuentran, mediante análisis de descomposición, que los menores de origen migrante —en particular los de origen marroquí— sufren una penalización de pobreza significativa que se explica principalmente por las características laborales y educativas de los progenitores.

Finalmente, la respuesta de política condiciona en qué medida estos riesgos se traducen en privación efectiva. Hernández et al. (2025) muestran que el sistema español de transferencias vinculadas a la infancia descansa excesivamente en deducciones fiscales, que benefician de forma regresiva a las rentas medias y altas, en lugar de prestaciones directas en efectivo con mayor capacidad redistributiva. González-Gallardo et al. (2024) encuentran, en un análisis comparado europeo, que la eficacia de las transferencias sociales para reducir la pobreza infantil depende críticamente del tipo de prestación y del régimen de bienestar. Intervenciones más integrales, que combinan apoyo económico y acompañamiento social, han mostrado resultados prometedores (Hospido et al., 2025).

Este artículo analiza la evolución de la pobreza en España entre 2008 y 2025 utilizando los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida, con un foco particular en la dimensión familiar y generacional de la vulnerabilidad económica. En una primera parte, el trabajo documenta la persistencia de la pobreza monetaria y de la pobreza o exclusión social, mostrando que la vulnerabilidad se concentra de forma especialmente intensa en los menores de edad, en la población joven y en los hogares con hijos. En una segunda parte, el artículo profundiza en la pobreza infantil desde una perspectiva multidimensional, explotando el módulo específico de infancia de la ECV para analizar carencias en necesidades básicas, educación, ocio y salud. Finalmente, el paper adopta un enfoque microeconómico para estudiar hasta qué punto la presencia de hijos se asocia con una mayor probabilidad de privación material severa una vez se tienen en cuenta las características observables de los hogares.

La principal contribución del trabajo es doble. En primer lugar, aporta una caracterización integrada de la pobreza en España desde una perspectiva monetaria, material y familiar, mostrando que la vulnerabilidad económica presenta un fuerte componente generacional y que los hogares con menores concentran una parte sustancial del riesgo de pobreza y exclusión social. En segundo lugar, el artículo muestra que la asociación entre presencia de hijos y privación material no es homogénea entre hogares. Los resultados microeconómicos indican que, incluso una vez controladas las características socioeconómicas observables y, en particular, el nivel de ingresos, los hogares con menores presentan en promedio una probabilidad significativamente mayor de sufrir carencia material y social severa. Esta asociación media resulta, sin embargo, moderada en magnitud y oculta una heterogeneidad sustancial: la penalización asociada a la presencia de hijos es entre seis y diez veces mayor en los hogares jóvenes que en los de edad media o avanzada, y se mantiene especialmente elevada en los hogares monoparentales a lo largo de todo el ciclo vital.

Estos resultados tienen implicaciones relevantes. En primer lugar, sugieren que la elevada pobreza infantil observada en España no puede interpretarse únicamente como un efecto

mecánico de tener hijos, sino que depende de forma crucial del contexto económico y familiar en el que se producen la maternidad y la paternidad. En segundo lugar, indican que las políticas universales dirigidas a la infancia, aunque necesarias, pueden resultar insuficientes si no se acompañan de instrumentos más focalizados en aquellos hogares donde la crianza coincide con una mayor fragilidad estructural, como ocurre en las primeras etapas del ciclo vital o en las familias monoparentales. En este sentido, el trabajo apunta a la necesidad de reforzar el apoyo público a los hogares con menores desde una lógica que combine protección de ingresos, conciliación y prevención de la transmisión intergeneracional de la desigualdad.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. La Sección 2 analiza la evolución agregada de la pobreza en España y su distribución por tipo de hogar. La Sección 3 amplía el análisis a una perspectiva multidimensional de la pobreza, examinando el patrón por edad y por estructura del hogar a través de la carencia material y social severa, la baja intensidad laboral y el indicador AROPE. La Sección 4 profundiza en la pobreza infantil desde una perspectiva comparada y multidimensional. La Sección 5 presenta la evidencia microeconómica sobre la relación entre hijos, ciclo vital, estructura familiar y riesgo de pobreza. Finalmente, la Sección 6 concluye. El artículo se complementa con tres apéndices que recogen resultados adicionales y ejercicios de robustez.

2. La pobreza en España: evolución agregada y estructura del hogar

Esta sección documenta la evolución reciente de la pobreza en España y analiza cómo se distribuye entre distintos tipos de hogares. El objetivo es identificar los principales patrones agregados antes de profundizar en las dimensiones multidimensionales de la vulnerabilidad económica y en el análisis microeconómico posterior. El análisis utiliza los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) y sigue la metodología estándar empleada por Eurostat y el Instituto Nacional de Estadística (INE). La pobreza monetaria se mide a partir de la renta anual disponible equivalente del hogar y_{ht} , calculada aplicando la escala OCDE modificada al ingreso total disponible del hogar Y_{ht} :

$$y_{ht} = \frac{Y_{ht}}{e_{ht}}, \quad e_{ht} = 1 + 0,5 (A_{ht} - 1) + 0,3 K_{ht}, \quad (1)$$

donde A_{ht} es el número de miembros del hogar h de 14 años o más en el año t , y K_{ht} el número de menores de 14 años. La escala asigna así un peso de 1 a la persona de referencia del hogar, 0,5 al resto de miembros de 14 años o más, y 0,3 a los menores de 14 años, aproximando la capacidad de consumo individual dentro del hogar. Una persona se considera en situación de pobreza relativa cuando

$$y_{ht} < 0,6 \cdot \text{Mediana}(y_t), \quad (2)$$

es decir, cuando su renta equivalente es inferior al 60 % de la mediana de la renta equivalente de la población en el año t . Siguiendo la convención de Eurostat y del INE, las observaciones se etiquetan por el año de la ola de la encuesta. La renta utilizada en el cálculo de la pobreza monetaria, así como la información empleada para medir la intensidad laboral que se introduce en la Sección 3, corresponden al año natural inmediatamente anterior a la entrevista. En cambio, los indicadores de privación material y social reflejan principalmente la situación del hogar en el momento de la entrevista.¹ La Figura 1 muestra la evolución de la tasa de pobreza relativa

¹Así, por ejemplo, la tasa de pobreza monetaria etiquetada como 2025 se calcula a partir de la renta percibida por los hogares durante el año natural 2024; la intensidad laboral utilizada para calcular la BITH de ese mismo

en España entre 2008 y 2025, tanto para el conjunto de la población como para los menores de 18 años. El gráfico revela dos hechos estilizados relevantes. En primer lugar, la pobreza monetaria presenta una elevada persistencia a lo largo del periodo analizado: tras aumentar durante los años de la crisis financiera, la tasa se mantiene en niveles relativamente elevados incluso durante las fases de recuperación económica. En 2025, el 19,5 % de la población se encontraba en riesgo de pobreza, lo que equivale aproximadamente a 9,48 millones de personas. En segundo lugar, la pobreza infantil se sitúa de forma sistemática por encima de la observada para el conjunto de la población: en 2025, el 28,3 % de los menores vivían en hogares con ingresos por debajo del umbral de pobreza relativa, lo que representa aproximadamente 2,07 millones de niños, niñas y adolescentes. Esta brecha persistente sugiere que los hogares con menores enfrentan mayores dificultades económicas que el promedio de la población.

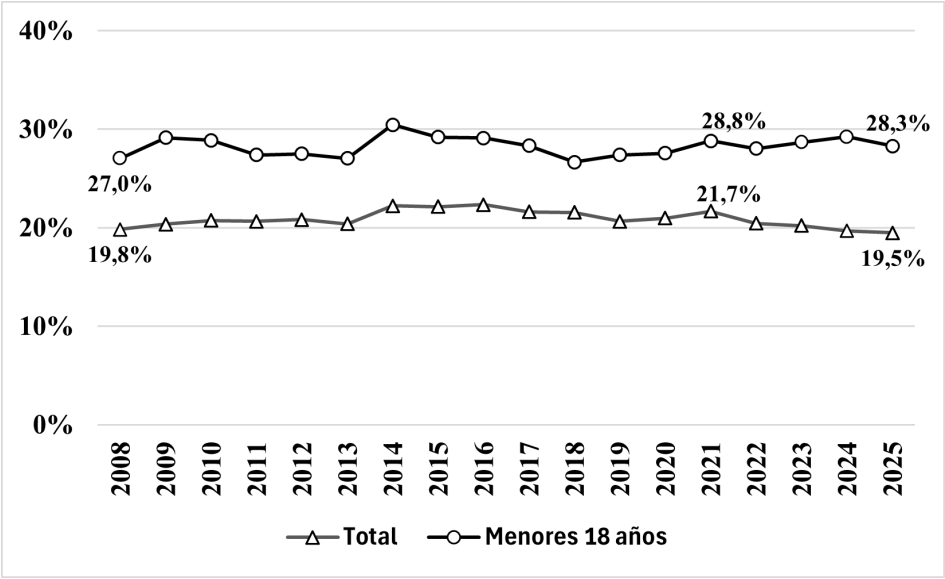


Figura 1: Evolución de la tasa de pobreza relativa: total y menores de 18 años (2008–2025). Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), INE.

Una posible explicación de esta brecha es la distinta incidencia de la pobreza entre hogares con y sin hijos. Para explorar esta cuestión, la Figura 2 presenta la evolución de la tasa de pobreza relativa diferenciando entre hogares sin hijos, hogares con hijos dependientes y hogares con al menos un menor de 18 años, siendo estos últimos un subconjunto de los primeros.² Los resultados muestran que la pobreza es sistemáticamente más elevada en los hogares con hijos. En 2025, la tasa de pobreza relativa en hogares con hijos dependientes se situó en el 23,0 %, frente al 17,6 % en hogares sin hijos, una brecha de 5,4 puntos porcentuales. Cuando se considera específicamente la presencia de menores de 18 años, la diferencia es aún mayor: los hogares con menores presentan tasas de pobreza próximas al 25 %, lo que sugiere que la mayor vulnerabilidad económica se concentra particularmente en los hogares con hijos de menor edad.

año se mide igualmente sobre el año natural 2024. En cambio, los indicadores de carencia material y social severa referidos a 2025 recogen la situación declarada por los hogares en el momento de la entrevista de 2025. Esta es la convención estándar utilizada en las publicaciones de Eurostat y del INE basadas en la ECV/EU-SILC.

²Se define como hijo dependiente, siguiendo la definición estándar de Eurostat, a los menores de 18 años y a los jóvenes de entre 18 y 24 años que sean económicamente inactivos y residan en el hogar de al menos uno de sus progenitores.

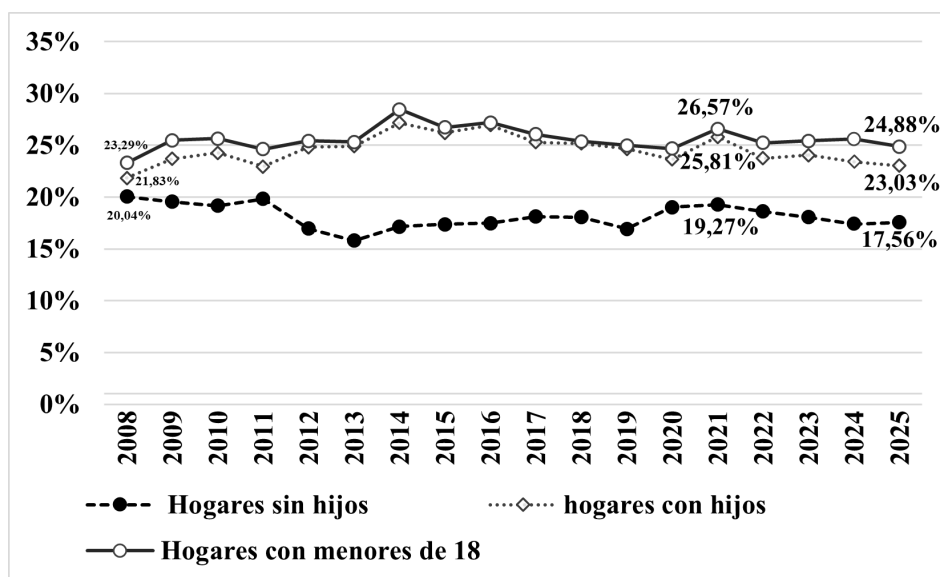


Figura 2: Evolución de la pobreza relativa en hogares sin hijos, con hijos dependientes y con menores de 18 años (2008–2025).

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

Además de la dimensión familiar, la pobreza presenta también un componente generacional claro. La Figura 3 compara la incidencia del riesgo de pobreza entre distintos grupos de edad. La población joven presenta tasas de pobreza superiores a las observadas en los grupos de edad intermedios y en la población de mayor edad, mientras que las personas de 65 años o más registran niveles relativamente más bajos, lo que refleja en parte el papel estabilizador del sistema de pensiones.

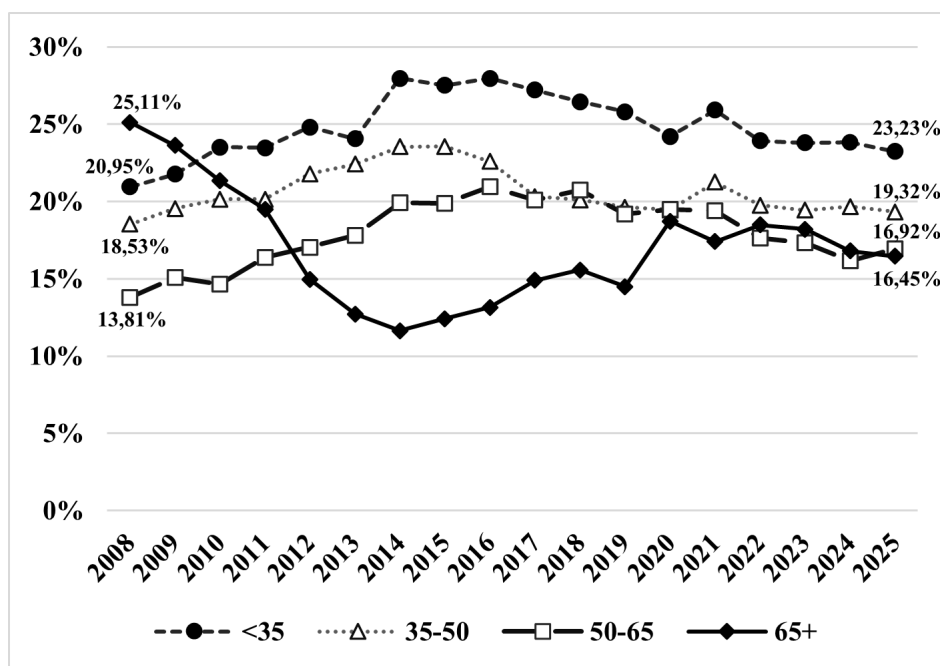


Figura 3: Evolución del riesgo de pobreza relativa por grupos de edad (2008–2025).

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

La Tabla 1 resume estos resultados para los principales años del periodo analizado, permitiendo comparar de forma directa los niveles de partida, el punto máximo alcanzado durante la crisis y la situación más reciente.

Tabla 1: Indicadores clave de pobreza relativa, años seleccionados (2008–2025)

	2008	Pico de la crisis (2013)	2025
Población total	19,8	20,3	19,5
Menores de 18 años	27,1	27,3	28,3
Hogares sin hijos	20	15,8	17,6
Hogares con hijos dependientes	21,8	25	23
Hogares con al menos un menor de 18 años	23,2	25,5	~25
Población joven (menos de 30 años)	22,3	25,8	~25
Población de 65 años o más	25,3	12,6	16,4

Notas: tasa de pobreza relativa (%), umbral del 60 % de la mediana de la renta equivalente. Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), INE.

En conjunto, la evidencia presentada en esta sección muestra que la pobreza en España presenta dos características fundamentales: es un fenómeno persistente que no desaparece completamente durante las fases de expansión económica, y presenta una fuerte dimensión familiar y generacional, concentrándose de forma desproporcionada en los hogares con hijos y en la población más joven. Antes de analizar la pobreza infantil de forma más específica, conviene complementar este diagnóstico incorporando una perspectiva multidimensional de la vulnerabilidad económica. La siguiente sección amplía el análisis utilizando indicadores de privación material, baja intensidad laboral y riesgo de pobreza o exclusión social.

3. La dimensión multidimensional de la pobreza: patrón por edad y estructura del hogar

La pobreza monetaria proporciona una primera aproximación al análisis de la vulnerabilidad económica, pero presenta limitaciones importantes para capturar otras dimensiones relevantes del bienestar material y de la integración social. En particular, los ingresos no siempre reflejan de forma completa las dificultades reales de acceso a bienes básicos, la exposición a privaciones materiales o la debilidad de la vinculación con el mercado de trabajo. Por este motivo, la literatura y las estadísticas europeas han incorporado medidas multidimensionales que complementan el análisis basado exclusivamente en la renta. El indicador más utilizado en el contexto europeo es el índice AROPE (*At Risk Of Poverty or Social Exclusion*), que identifica a la población que se encuentra en al menos una de las siguientes situaciones: (i) riesgo de pobreza monetaria, (ii) carencia material y social severa, o (iii) baja intensidad laboral en el hogar. Para cada persona i residente en el hogar h en el año t :

$$AROPE_{iht} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{ht} < 0,6 \cdot \text{Mediana}(y_t) \text{ ó } CMSS_{ht} = 1 \text{ ó } BITH_{ht} = 1, \\ 0 & \text{en otro caso,} \end{cases} \quad (3)$$

donde el umbral de pobreza monetaria es el definido en la ecuación (2) de la Sección 2. De este modo, el AROPE permite capturar distintas formas de vulnerabilidad económica que

pueden no reflejarse directamente en los ingresos del hogar. Como se explicó en la Sección 2, la renta equivalente utilizada en y_{ht} se refiere al año natural anterior a la entrevista. Como se explicó en la Sección 2, la renta equivalente utilizada en y_{ht} se refiere al año natural anterior a la entrevista. La baja intensidad laboral del hogar (BITH) se calcula igualmente a partir de la actividad laboral de los miembros del hogar durante ese mismo periodo, mientras que la carencia material y social severa (CMSS) refleja principalmente las condiciones existentes en el momento de la entrevista. El indicador AROPE combina así, por construcción, información con distintos periodos de referencia, tal y como es habitual en las publicaciones de Eurostat basadas en la ECV/EU-SILC.

La Figura 4 muestra la evolución del indicador AROPE por grupos de edad en España. El gráfico revela un patrón generacional muy claro: los menores de 18 años y los jóvenes presentan de forma sistemática niveles más elevados de riesgo de pobreza o exclusión social que el resto de la población. En 2025, la tasa AROPE se situó en el 33,8 % entre los menores de 18 años, alcanzó el 28,6 % en la población joven, osciló entre el 23–25 % para los adultos, y descendió hasta el 19,7 % para las personas de 65 años o más, lo que refleja en parte el papel protector del sistema de pensiones.

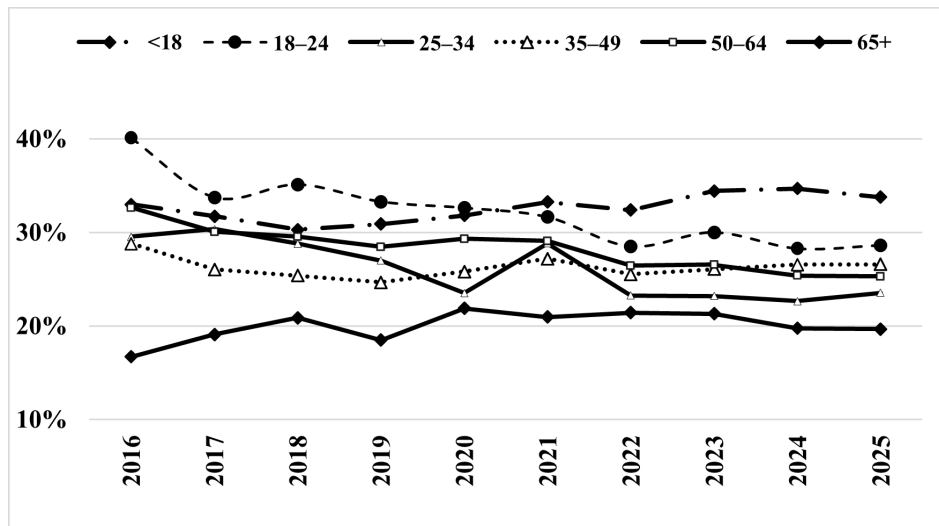


Figura 4: Evolución de la tasa AROPE por grupos de edad (2008–2025).

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

Para comprender mejor los mecanismos que explican este patrón generacional, resulta útil analizar por separado algunos de los componentes del indicador AROPE. En particular, la carencia material y social severa (CMSS) proporciona una medida directa de privación material basada en la incapacidad de los hogares para acceder a bienes y condiciones de vida considerados básicos. Siguiendo la metodología de Eurostat y del Instituto Nacional de Estadística (INE), una persona se considera en situación de carencia material y social severa cuando presenta al menos siete carencias dentro de un conjunto de trece ítems que capturan restricciones materiales y sociales relevantes. De los trece ítems, seis se miden a nivel individual y pueden diferir entre los miembros de un mismo hogar, mientras que los siete restantes son de naturaleza estrictamente doméstica y toman idéntico valor para todos sus miembros (Instituto

Nacional de Estadística, 2026). Formalmente, para cada persona i del hogar h en el año t :

$$CMSS_{iht} = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{k=1}^{13} d_{k,iht} \geq 7, \\ 0 & \text{en otro caso,} \end{cases} \quad (4)$$

donde $d_{k,iht} \in \{0, 1\}$ indica si la persona i del hogar h carece del ítem k en el año t por motivos económicos. Este indicador de 13 ítems sustituyó en 2021 al indicador previo de carencia material severa, de 9 ítems, ampliando su cobertura a dimensiones sociales además de estrictamente materiales (Instituto Nacional de Estadística, 2026). A diferencia de la pobreza monetaria, este indicador mide privaciones efectivas en las condiciones de vida de los hogares.

Para el análisis a nivel de hogar desarrollado en el resto del artículo, se define $CMSS_{ht}$ como el máximo de $CMSS_{iht}$ entre los miembros del hogar, de modo que un hogar se considera en situación de carencia material y social severa si al menos uno de sus miembros lo está:

$$CMSS_{ht} = \max_{i \in h} CMSS_{iht}. \quad (5)$$

La Figura 5 muestra la evolución de la CMSS en España desde 2014.³ Tras un fuerte descenso inicial tras los años más intensos de la crisis financiera, el indicador se estabiliza en niveles cercanos al 8–9 % de los hogares, situándose en el 8.1 % en 2025. Aunque estos valores son inferiores a los observados al inicio del periodo, la persistencia de la privación material severa sugiere que una parte de la vulnerabilidad económica permanece incluso en contextos de recuperación económica.

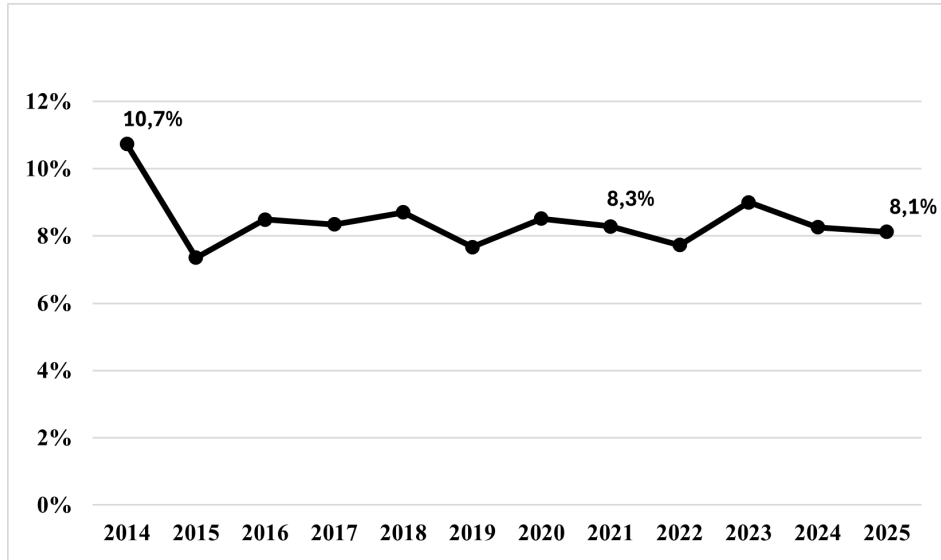


Figura 5: Evolución de la carencia material y social severa (CMSS) en hogares (2014–2025). Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

La incidencia de la privación material también presenta diferencias relevantes según el tipo de hogar. La Figura 6 compara la incidencia de la CMSS entre hogares con y sin hijos dependientes. De forma consistente a lo largo del periodo analizado, los hogares con hijos

³El indicador armonizado de 13 ítems solo está disponible en la ECV a partir de la ola 2014; por ello esta figura y las dos siguientes cubren un periodo más corto que las presentadas en la Sección 2.

presentan una mayor exposición a situaciones de privación material severa: en 2025, la CMSS se situó en el 7.7, % en los hogares con hijos dependientes, frente al 6.4 % en los hogares sin hijos, una brecha de 1.3 puntos porcentuales. Este resultado sugiere que la presencia de menores incrementa la presión sobre los recursos económicos del hogar y aumenta el riesgo de vulnerabilidad material.

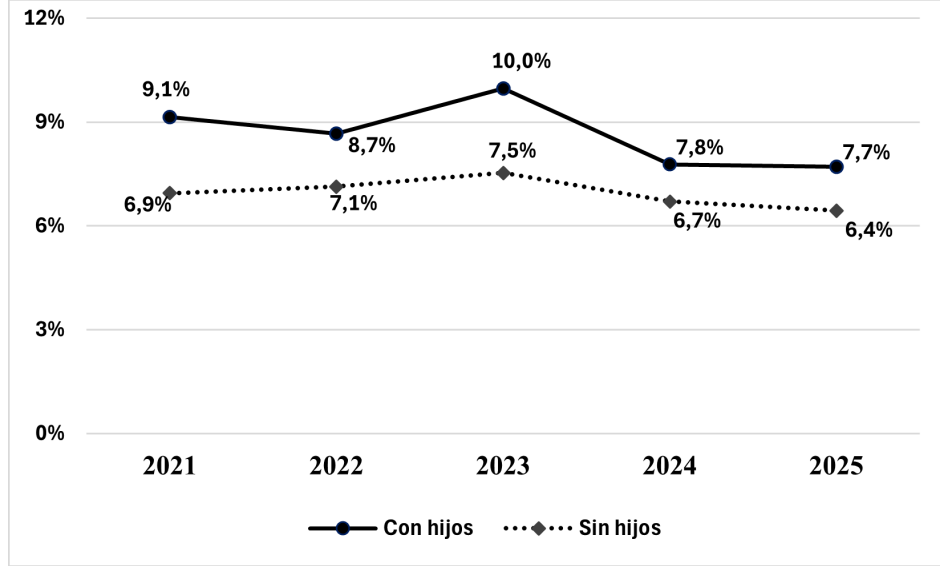


Figura 6: Carencia material y social severa en hogares con y sin hijos dependientes (2014–2025). Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

Finalmente, el tercer componente del indicador AROPE se refiere a la baja intensidad laboral del hogar (en adelante, BITH). Este indicador identifica a las personas de 0 a 64 años que viven en hogares en los que los adultos han utilizado como máximo el 20 % de su potencial total de empleo durante el año de referencia:

$$WI_{ht} = \frac{M_{ht}}{M_{ht}^{pot}}, \quad BITH_{ht} = \begin{cases} 1 & \text{si } WI_{ht} \leq 0,2, \\ 0 & \text{en otro caso,} \end{cases} \quad (6)$$

donde M_{ht} es el número de meses trabajados durante el año de referencia por los adultos del hogar h , y M_{ht}^{pot} el número de meses que dichos adultos podrían haber trabajado potencialmente en el mismo periodo. Siguiendo la definición del INE (2026), se entiende por “adultos” a las personas de 18 a 64 años, excluyendo a los estudiantes de 18 a 24 años, a las personas jubiladas (según su situación económica autodeclarada o por percibir cualquier pensión distinta de la de viudedad) y a las personas de 60 a 64 años económicamente inactivas que residen en hogares cuya principal fuente de ingresos son las pensiones. La Figura 7 muestra la incidencia de la BITH diferenciando entre hogares con y sin hijos dependientes. De manera interesante, los hogares sin hijos presentan sistemáticamente niveles más elevados de BITH que los hogares con hijos: en 2025, la incidencia fue del 10.7 % en los hogares sin hijos, frente al 6.6 % en los hogares con hijos dependientes. Este patrón es consistente con la pauta observada a nivel de la Unión Europea, donde en 2024 la tasa de BITH en hogares sin hijos dependientes (10,3 %) prácticamente duplicaba la de los hogares con hijos dependientes (6,5 %) (Eurostat, 2024). Este resultado sugiere que la mayor incidencia de pobreza y privación material observada en los hogares con menores no parece explicarse principalmente por una menor participación

laboral del hogar, sino por otros factores relacionados con los ingresos, los costes asociados a la crianza o la estructura familiar. Una posible explicación es que los hogares sin hijos incluyen una proporción relativamente mayor de personas próximas a la edad de jubilación o económicamente inactivas por otros motivos, mientras que los hogares con menores dependen en mayor medida de que al menos un adulto mantenga una vinculación laboral estable para sostener los gastos asociados a la crianza.

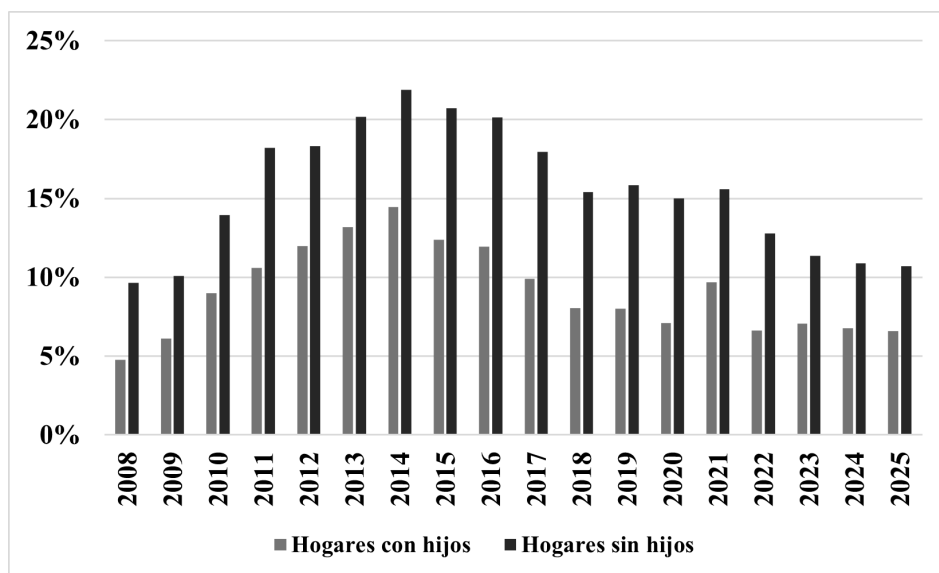


Figura 7: Incidencia de la baja intensidad laboral (BITH) por tipo de hogar (2014-2025).
Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

En conjunto, estos resultados ponen de manifiesto que la vulnerabilidad económica en España presenta una dimensión claramente multidimensional, con patrones diferenciados tanto por edad como por estructura del hogar. Los hogares con menores concentran mayores niveles de pobreza monetaria y de privación material, mientras que la baja intensidad laboral no parece ser el principal mecanismo que explica estas diferencias. Estos patrones motivan el análisis microeconómico desarrollado en las secciones posteriores, que examina hasta qué punto la presencia de hijos se asocia con una mayor probabilidad de experimentar privación material una vez se tienen en cuenta las características socioeconómicas de los hogares.

4. La pobreza infantil en España: perspectiva comparada y dimensiones no monetarias

La evidencia presentada en las secciones anteriores muestra que la vulnerabilidad económica en España presenta un marcado componente generacional y familiar, concentrándose de forma especialmente intensa en los hogares con menores. Esta sección profundiza en la pobreza infantil desde dos perspectivas complementarias. En primer lugar, se analiza la posición relativa de España en el contexto europeo. En segundo lugar, se examinan distintas dimensiones no monetarias del bienestar infantil utilizando el módulo específico de infancia de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV).

4.1. Pobreza infantil en perspectiva comparada

La comparación internacional permite situar la magnitud del problema en España en un contexto más amplio. La Figura 8 muestra la tasa AROPE infantil, definida según la ecuación (3) de la Sección 3 y calculada sobre los menores de 18 años, para los países de la Unión Europea en 2024. España se sitúa entre los países con mayor riesgo de pobreza o exclusión social entre los menores de edad, con una tasa cercana al 30 %, ocupando la 1.^a posición de los 27 Estados miembros y claramente por encima de la media de la Unión Europea, situada en el 19.3 %. Este resultado sugiere que la elevada pobreza infantil observada en España no puede atribuirse únicamente a fluctuaciones cíclicas recientes, sino que refleja factores estructurales relacionados con el funcionamiento del mercado de trabajo, la estructura familiar y el diseño del sistema de protección social.

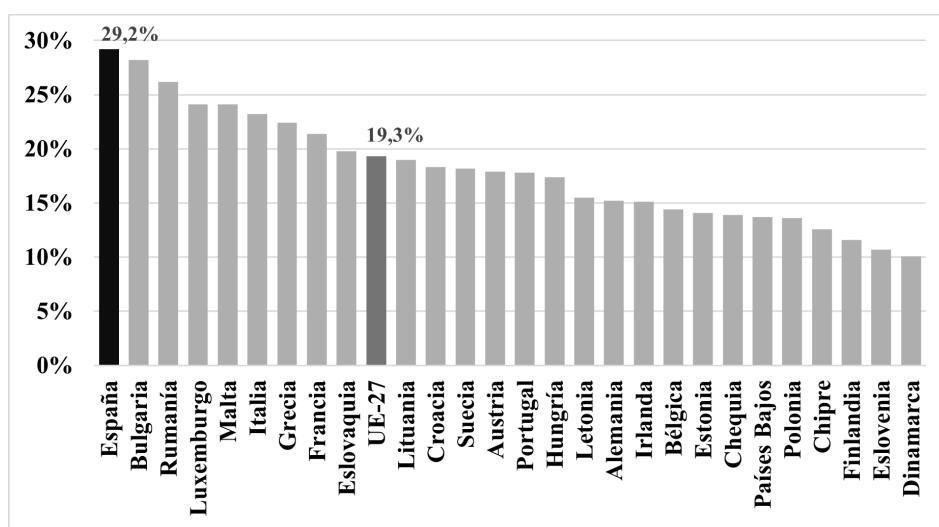


Figura 8: Tasa AROPE infantil en 2024 para los países de la Unión Europea.

Fuente: Eurostat. Elaboración propia.

4.2. Dimensiones no monetarias del bienestar infantil

La pobreza infantil no se limita únicamente a la insuficiencia de ingresos del hogar. La literatura ha mostrado que crecer en contextos de privación material se asocia con peores resultados educativos, mayores dificultades de inserción laboral y menores niveles de renta en la edad adulta, reforzando los mecanismos de transmisión intergeneracional de la desigualdad. Por este motivo, el análisis de la pobreza infantil requiere considerar también dimensiones relacionadas con las condiciones materiales de vida, el acceso a recursos educativos y la participación social. El módulo de infancia de la Encuesta de Condiciones de Vida permite analizar diversas carencias específicas que afectan directamente al bienestar de los menores de 16 años, edad que marca el umbral legal de acceso al empleo en España y que se emplea habitualmente para delimitar la población de referencia en el análisis de la pobreza infantil desde una perspectiva de privación material (Eurostat, 2024).⁴ Este módulo recoge información detallada sobre privaciones relacionadas con necesidades básicas, educación, ocio y acceso a

⁴Esta cobertura de edad es más restrictiva que el umbral de menores de 18 años empleado en el resto del artículo (Secciones 2 y 3); los resultados de esta subsección no son, por tanto, directamente comparables en términos de población con los presentados anteriormente.

servicios, y se ha recogido en las olas 2014, 2021 y 2024 de la ECV, lo que permite analizar la evolución de estas dimensiones del bienestar infantil en esos tres puntos temporales.⁵ La Figura 9 presenta varios indicadores de carencias materiales básicas en la infancia, incluyendo la imposibilidad de permitirse una alimentación adecuada, ropa o calzado apropiado. Aunque los niveles absolutos de estas privaciones son relativamente bajos en comparación con otros indicadores de pobreza, el gráfico muestra que persisten restricciones relevantes en aspectos directamente vinculados a las condiciones materiales de vida de los menores. La Tabla 2 resume los valores más recientes de estos indicadores, junto con los correspondientes a las carencias educativas presentadas a continuación.

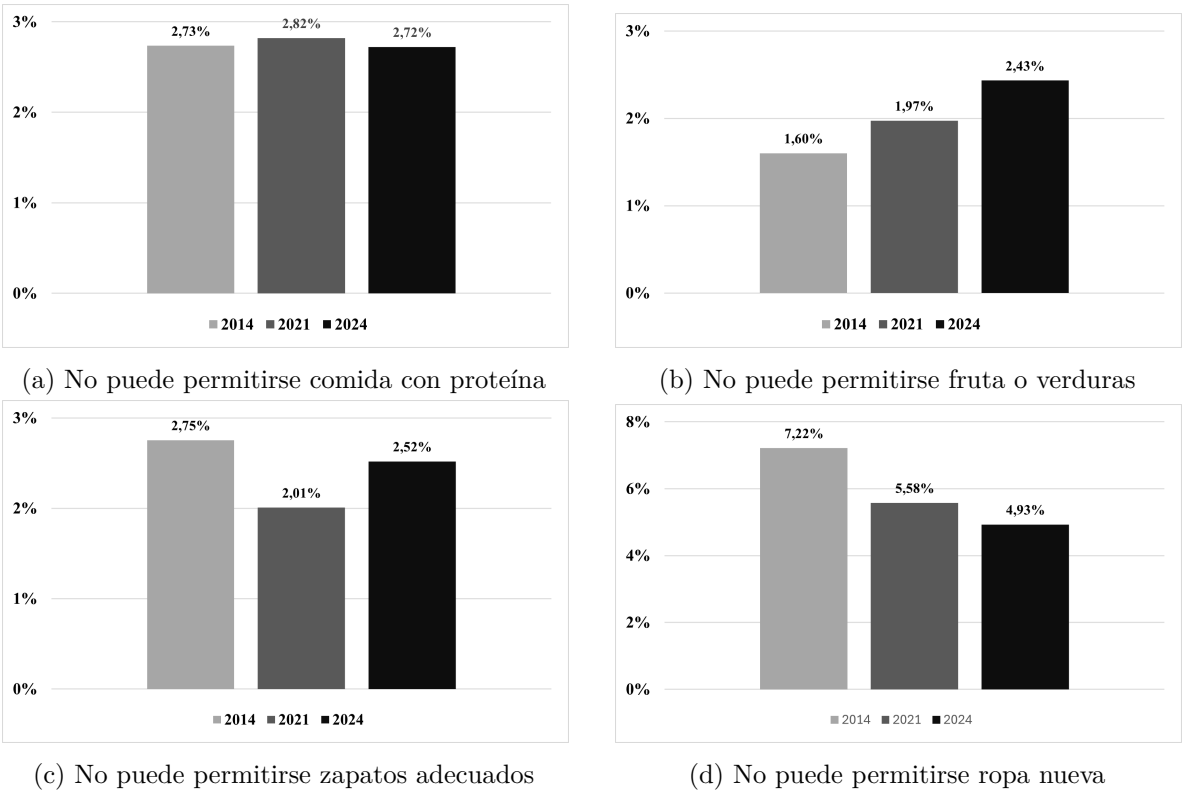


Figura 9: Carencias materiales básicas en la infancia (olas 2014, 2021 y 2024).
Fuente: elaboración propia a partir del módulo de infancia de la ECV, INE.

Además de las condiciones materiales básicas, las restricciones económicas pueden afectar también al acceso a recursos educativos. La Figura 10 muestra distintos indicadores relacionados con la disponibilidad de libros adecuados para la edad del menor, la participación en actividades escolares de pago y la existencia de un espacio adecuado para estudiar en el hogar. Las carencias en estas dimensiones son especialmente relevantes desde una perspectiva de largo plazo, ya que

⁵Las tres olas emplean la misma batería de 13 ítems de privación infantil, por lo que no existen diferencias en el contenido del módulo. La diferencia relevante reside en la población de referencia por edad: en 2014 la mayoría de los ítems se aplican a los menores de entre 1 y 16 años, y los relativos a viajes escolares y espacio de estudio en el hogar se restringen a los menores de entre 3 y 16 años que asisten a la escuela; en 2021 y 2024, en cambio, los mismos ítems se formulan de manera general para el conjunto de menores de 16 años, y los de carácter escolar para quienes asisten a la escuela. Esta diferencia en la población de referencia introduce un grado limitado de no comparabilidad entre 2014 y las olas posteriores, aunque no afecta al contenido sustantivo de los ítems.

pueden afectar al desarrollo del capital humano y contribuir a la persistencia de desigualdades educativas y laborales entre generaciones.

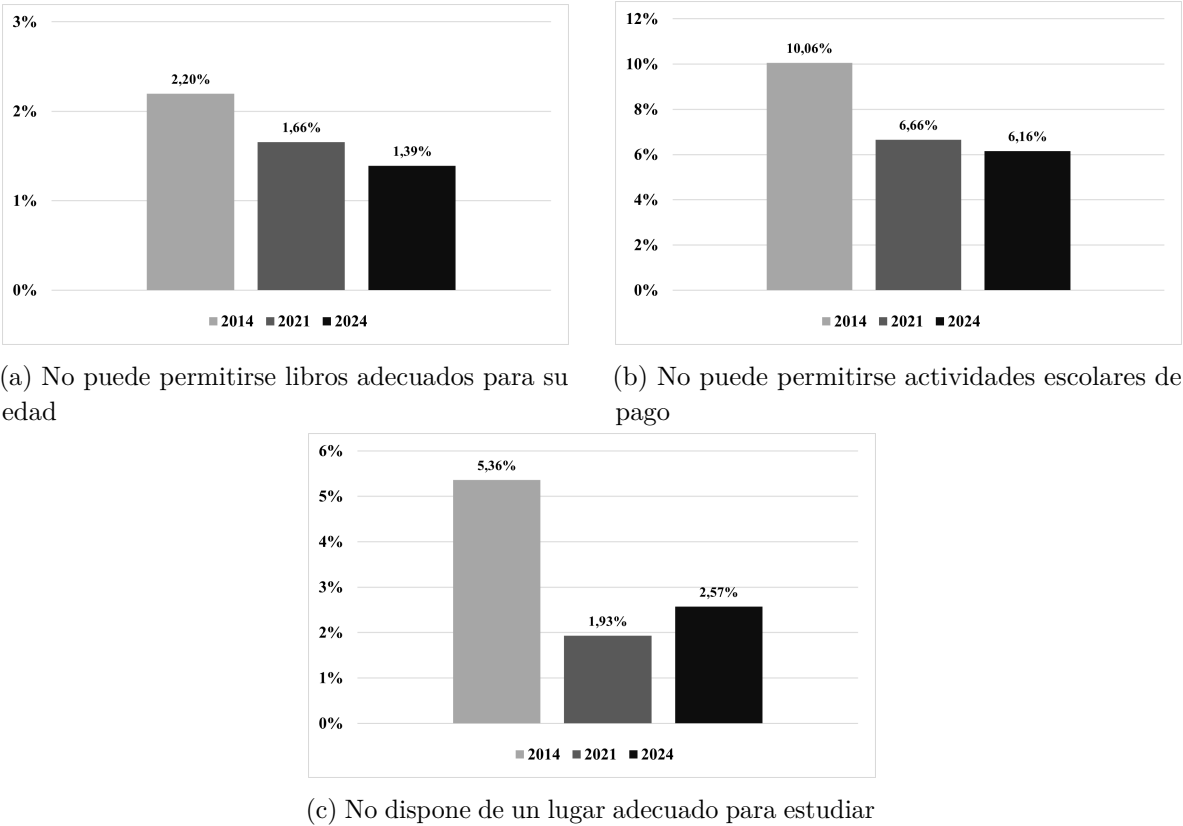


Figura 10: Carencias educativas en la infancia (olas 2014, 2021 y 2024).
Fuente: elaboración propia a partir del módulo de infancia de la ECV, INE.

Tabla 2: Carencias específicas en la infancia (menores de 16 años), 2014–2024

	2014	2021	2024
<i>Panel A: Necesidades básicas</i>			
No puede permitirse comida con proteína	2.73	2.82	2.72
No puede permitirse fruta o verdura	1.60	1.97	2.43
No puede permitirse zapatos adecuados	2.75	2.01	2.52
No puede permitirse ropa nueva	7.22	5.58	4.93
<i>Panel B: Recursos educativos</i>			
No puede permitirse libros adecuados	2.20	1.66	1.39
No puede permitirse actividades escolares de pago	10.1	6.66	6.16
No dispone de lugar adecuado para estudiar	5.36	1.93	2.57

Notas: % de menores de 16 años que sufren la carencia correspondiente por motivos económicos.
Fuente: elaboración propia a partir del módulo de infancia de la ECV, INE.

En conjunto, estos indicadores muestran que la pobreza infantil en España presenta una naturaleza claramente multidimensional. Las restricciones económicas no solo afectan al nivel de ingresos del hogar, sino también a las condiciones materiales de vida, al acceso a recursos educativos y a distintas dimensiones del bienestar cotidiano de los menores. El análisis detallado de otras dimensiones de privación infantil, como las relacionadas con actividades de ocio, participación social o acceso a servicios sanitarios, se presenta en el Apéndice (véanse Figuras 17 y 18). Estos resultados complementarios confirman que las privaciones asociadas a la infancia se extienden a múltiples ámbitos del bienestar y refuerzan la necesidad de analizar la pobreza infantil desde una perspectiva multidimensional. Aunque la evidencia descriptiva muestra que la pobreza infantil se concentra en los hogares con menores, este patrón puede reflejar diferencias en la composición socioeconómica de los hogares. En particular, los hogares con hijos tienden a diferir en edad, estructura familiar o nivel de ingresos. Para analizar hasta qué punto la presencia de hijos está asociada con una mayor vulnerabilidad económica una vez controladas estas características, la siguiente sección adopta un enfoque microeconómico basado en los microdatos de la ECV.

5. Evidencia microeconómica: hijos, ciclo vital y estructura familiar en el riesgo de pobreza

Las secciones anteriores han mostrado que la pobreza y la privación material en España presentan una fuerte dimensión familiar y generacional, con una incidencia especialmente elevada entre los hogares con menores. Sin embargo, esta vulnerabilidad no es homogénea: depende de forma sustancial de la estructura del hogar y de la etapa del ciclo vital en la que este se encuentra. Antes de abordar el análisis econométrico, esta sección presenta evidencia descriptiva que ilustra dicha heterogeneidad. La Figura 11 indica que existe una elevada heterogeneidad en la incidencia de la pobreza y la exclusión según la composición del hogar. Los hogares monoparentales presentan la situación más desfavorable, con una tasa AROPE del 50,3 % y una pobreza monetaria del 41,2 %, además de registrar los valores más altos de carencia material y social severa y baja intensidad laboral, ambos en torno al 19,4 %. También destacan los hogares formados por dos adultos y tres o más niños, donde la tasa AROPE alcanza el 46,8 % y la pobreza monetaria el 42,6 %, lo que evidencia una clara asociación entre la presencia de varios menores y una mayor vulnerabilidad económica. En cuanto al grupo de hogares con otros niños, presentan la mayor proporción de hogares con alguna persona desempleada, un 35,4 %. En conjunto, los resultados identifican a los hogares monoparentales, las familias numerosas y determinadas estructuras familiares complejas como los grupos con mayor exposición a la pobreza, la exclusión social y el desempleo.

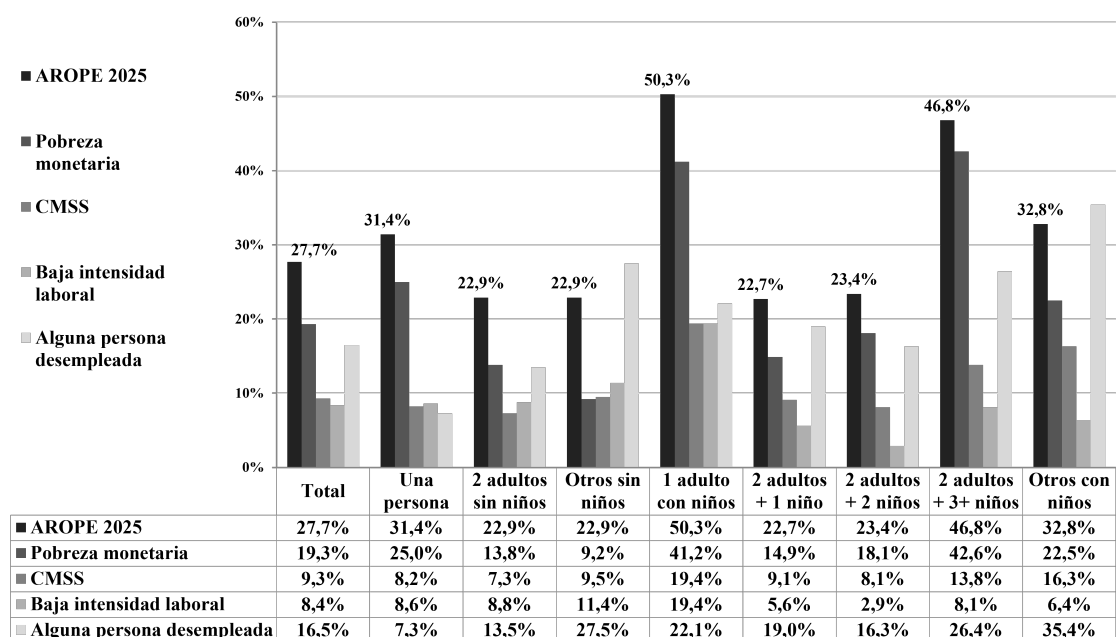


Figura 11: Indicadores por tipo de hogar.

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

La Figura 12 muestra que la incidencia de la carencia material y social severa varía según la etapa del ciclo vital y de la estructura familiar. Los hogares monoparentales presentan las tasas más elevadas en todos los grupos de edad: la CMSS alcanza el 26,2 % cuando la persona de referencia tiene menos de 30 años, desciende al 21,3 % entre los 30 y 44 años y se mantiene en un nivel elevado del 18,3 % a partir de los 45 años. Este patrón sugiere que la crianza en solitario constituye una fuente persistente de vulnerabilidad que no desaparece completamente a medida que avanza el ciclo vital. Entre los hogares biparentales con hijos se observa un gradiente por edad más pronunciado. La CMSS se sitúa en el 17,3 % en los hogares menores de 30 años, pero disminuye al 10,6 % entre los 30 y 44 años y al 8,5 % a partir de los 45 años. En comparación, los hogares sin hijos presentan generalmente tasas inferiores, especialmente los formados por dos adultos, cuya incidencia permanece alrededor del 6,5 % en los grupos de menor y mediana edad. Debe señalarse que se trata de tasas descriptivas y que se excluyen otras estructuras familiares menos comparables. Además, la estimación correspondiente a los hogares monoparentales menores de 30 años debe interpretarse con cautela debido a su reducido tamaño muestral.

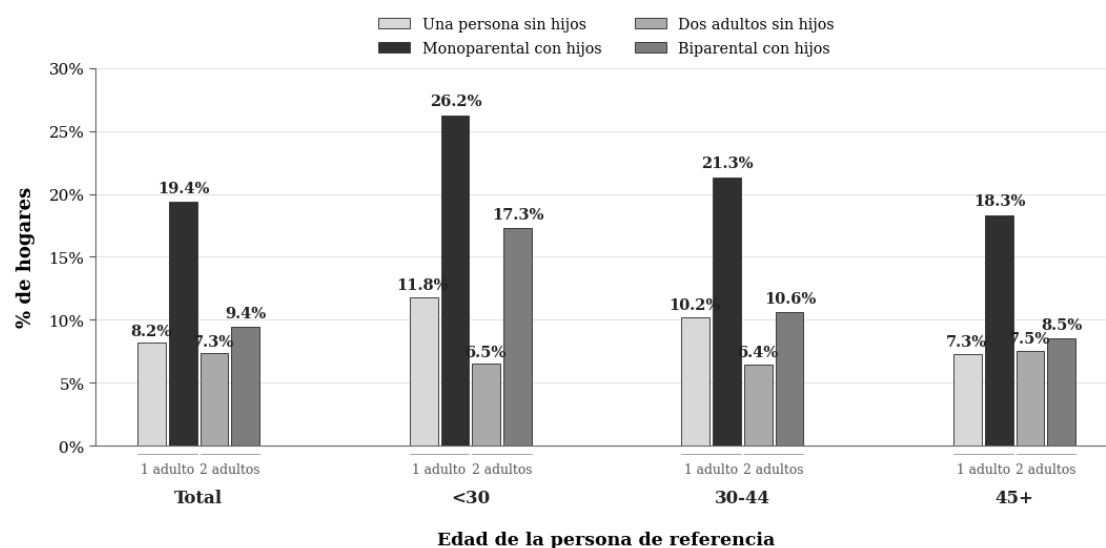


Figura 12: Carencia Material y Social Severa por ciclo vital y estructura familiar.

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

La Figura 13 sintetiza las diferencias de CMSS entre hogares con y sin hijos manteniendo constante, de forma aproximada, el número de adultos. La brecha es especialmente elevada en los hogares monoparentales. En el conjunto de edades, la tasa de CMSS supera en 11,2 puntos porcentuales a la de los hogares formados por una sola persona sin hijos. Esta diferencia alcanza los 14,4 puntos entre los menores de 30 años y permanece próxima a los 11 puntos tanto entre los 30 y 44 años como a partir de los 45 años. En los hogares biparentales, la brecha total es mucho menor, de 2,1 puntos porcentuales, pero presenta una marcada dimensión generacional. Entre los hogares menores de 30 años, las parejas con hijos registran una CMSS 10,8 puntos superior a la de los hogares de dos adultos sin hijos. La diferencia se reduce a 4,2 puntos entre los 30 y 44 años y prácticamente desaparece a partir de los 45 años, cuando se sitúa en un punto porcentual. El resultado central es, por tanto, doble. Por un lado, la penalización descriptiva asociada a la presencia de hijos disminuye con la edad en los hogares biparentales, lo que apunta a un importante efecto del ciclo vital. Por otro, en los hogares monoparentales la brecha permanece elevada en todas las edades, lo que indica que la estructura familiar constituye una fuente de vulnerabilidad más persistente. Estas diferencias no deben interpretarse como efectos causales, ya que no incorporan controles por renta, empleo, educación u otras características socioeconómicas; precisamente por ello, constituyen una motivación adecuada para el análisis econométrico posterior.

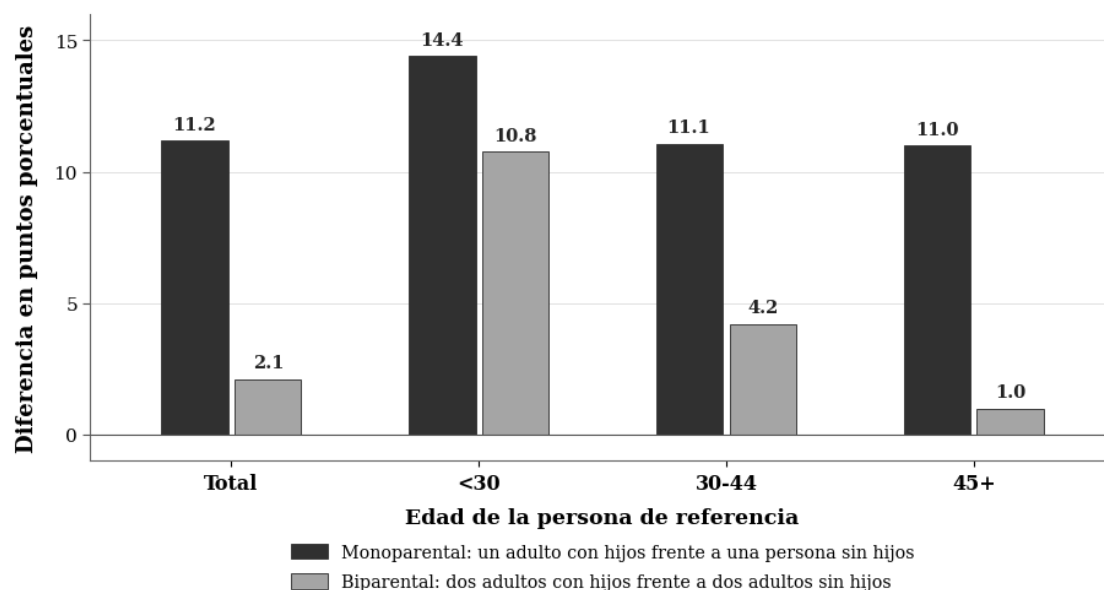


Figura 13: Brecha no ajustada de CMSS asociada a la presencia de hijos.

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

En la Figura 14, el lado izquierdo (A) compara los hogares de una persona sin hijos y hogares monoparentales, mientras que el lado derecho (B) hogares con dos adultos con y sin hijos. El gráfico muestra que la CMSS disminuye claramente a medida que aumenta la renta, pero también que las diferencias por presencia de hijos no son uniformes. La diferencia más destacada aparece en los hogares de un adulto con renta baja. La CMSS alcanza el 28,8 % en los hogares monoparentales, frente al 14,2 % entre las personas sin hijos. En los hogares de dos adultos y renta baja, la diferencia es bastante menor —18,4 % frente a 16,2 %—, mientras que en los niveles medios y altos las tasas son reducidas en términos absolutos; en el nivel de renta alta, la diferencia relativa entre hogares de un adulto con y sin hijos llega a más que duplicarse (3,7 % frente a 1,6 %), aunque la diferencia en puntos porcentuales sigue siendo moderada. Esto sugiere que la mayor vulnerabilidad se concentra especialmente en la combinación de baja renta y monoparentalidad, y justifica analizar después mediante regresiones si este patrón se mantiene al controlar por otras características socioeconómicas.

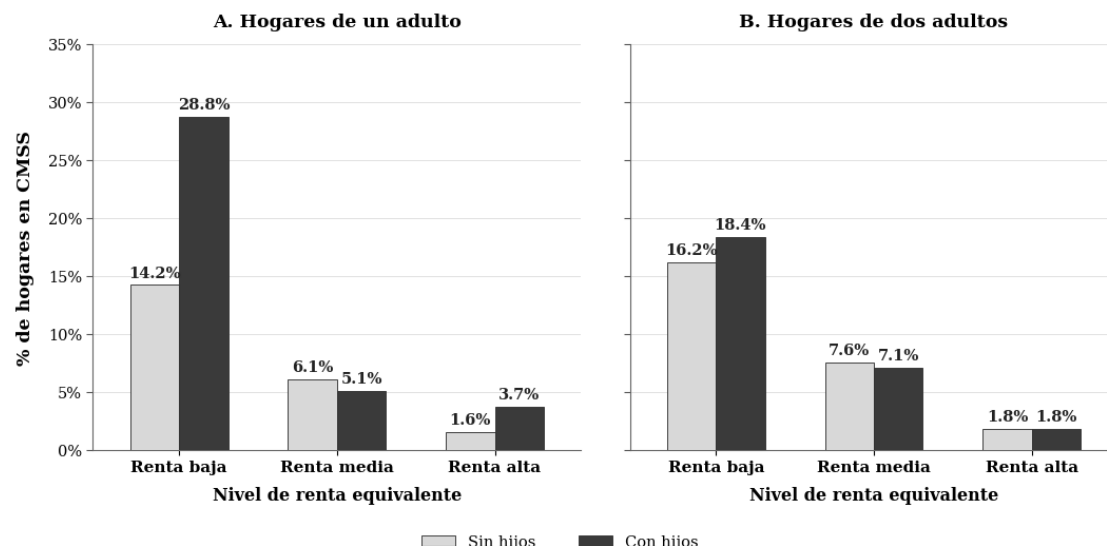


Figura 14: CMSS por nivel de renta y estructura familiar.
Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de la ECV, INE.

Las secciones anteriores han documentado un patrón persistente de mayor incidencia de la pobreza y la exclusión social entre los hogares con menores en España. Este patrón aparece de forma consistente tanto en los indicadores de pobreza monetaria como en las medidas multidimensionales de privación material. Sin embargo, el análisis descriptivo no permite determinar hasta qué punto esta mayor incidencia refleja diferencias en las características socioeconómicas de los hogares o si está asociada a una mayor vulnerabilidad específica de los hogares con hijos menores. En esta sección se adopta un enfoque microeconómico que permite analizar la relación entre la presencia de hijos y la probabilidad de experimentar privación material severa una vez se tienen en cuenta las características observables de los hogares. El objetivo no es identificar efectos causales estrictos, sino examinar asociaciones condicionales que permitan caracterizar mejor la mayor vulnerabilidad económica observada en los hogares con menores.⁶ El análisis empírico utiliza como variable dependiente principal la CMSS a nivel de hogar, $CMSS_{ht}$, definida en la ecuación (5) de la Sección 3 como el máximo del indicador individual $CMSS_{iht}$ entre los miembros del hogar. La base final contiene una observación por hogar y año. La elección de la CMSS como variable dependiente presenta varias ventajas respecto al uso exclusivo de indicadores basados en la renta. En primer lugar, mide privación material efectiva y no únicamente insuficiencia de ingresos. Mientras que la pobreza monetaria se define en términos relativos respecto a la distribución de la renta, la carencia material refleja dificultades reales para acceder a bienes y condiciones de vida consideradas básicas. En segundo lugar, permite identificar situaciones de vulnerabilidad que pueden no reflejarse completamente en los ingresos del hogar. Finalmente, a diferencia del indicador AROPE, la CMSS no incorpora de forma mecánica el nivel de ingresos ni la situación laboral, lo que facilita

⁶Se exploró la posibilidad de utilizar la dimensión longitudinal de la ECV para estimar un diseño de tipo *event study* en torno a la transición hacia un hogar con menores de 18 años. En este contexto, $k = 0$ denota el año en el que el hogar pasa a tener al menos un menor de 18 años, mientras que $k = -1$ y $k = -2$ corresponden a uno y dos años antes de dicha transición, y $k = +1$ y $k = +2$ a uno y dos años después. Sin embargo, el reducido número de hogares observados en ventanas temporales suficientemente amplias impide implementar esta estrategia con garantías: no se identifica ningún hogar tratado con una ventana completa de $k = -2$ a $k = +2$.

la interpretación econométrica del modelo al permitir incluir estas variables como controles. La estrategia empírica consiste en estimar la relación entre la presencia de menores de 18 años en el hogar y la probabilidad de que dicho hogar se encuentre en situación de CMSS, una vez consideradas sus principales características socioeconómicas observables. La especificación básica del modelo es:

$$CMSS_{ht} = \alpha + \beta Hijos_{ht} + X'_{ht}\gamma + \delta_t + \lambda_r + \varepsilon_{ht} \quad (7)$$

donde $CMSS_{ht}$ es un indicador binario que toma valor uno si al menos un miembro del hogar h , observado en el año t , se encuentra en situación de carencia material y social severa. La variable $Hijos_{ht}$ toma valor uno si en el hogar reside al menos un menor de 18 años. El vector X_{ht} incluye características demográficas, económicas y estructurales del hogar, mientras que λ_r y δ_t recogen efectos fijos de región y año respectivamente. Los primeros recogen diferencias medias persistentes entre territorios, mientras que los segundos absorben shocks temporales comunes a todos los hogares. Las estimaciones se realizan mediante modelos lineales de probabilidad. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y región y los errores estándar se agrupan a nivel de hogar. La especificación principal utiliza la renta disponible equivalente como control de ingresos, en lugar de la renta total del hogar, con el fin de comparar hogares con distinta composición demográfica en términos de recursos económicos ajustados por necesidades y economías de escala. Esta elección es especialmente relevante en un análisis centrado en la presencia de hijos, ya que la renta total no permite distinguir adecuadamente entre los recursos agregados del hogar y los recursos disponibles por unidad de consumo. La Tabla 3 presenta los resultados de las estimaciones básicas. Las distintas columnas incorporan de forma secuencial controles de ingresos y de empleo, además de los controles sociodemográficos, los efectos fijos de región y los efectos fijos de año incluidos en todas las especificaciones. La Tabla 3 muestra que

Tabla 3: Presencia de hijos y carencia material y social severa

	CMSS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hijos menores de 18	0.0114*** (0.0018)	0.0103*** (0.0018)	0.0128*** (0.0018)	0.0115*** (0.0017)
Controles sociodemográficos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de ingresos	No	Sí	No	Sí
Controles de empleo	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	224,948	224,948	224,948	224,948
R^2	0.081	0.112	0.103	0.126

Notas: Variable dependiente: carencia material y social severa (CMSS). La variable *Hijos menores de 18* toma valor uno si en el hogar reside al menos un menor de 18 años. Los controles de ingresos corresponden a la renta disponible equivalente del hogar. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y región. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

los hogares con hijos menores de 18 años presentan una mayor probabilidad de sufrir carencia

material y social severa. En todas las columnas, el coeficiente asociado a la presencia de hijos menores es positivo, estadísticamente significativo y de magnitud similar. En la columna (1), que incluye controles sociodemográficos y efectos fijos de región y año, los hogares con hijos menores presentan una probabilidad de CMSS 1,14 puntos porcentuales superior a la de los hogares sin hijos menores. Dado que la variable dependiente es binaria y el modelo se estima mediante un modelo lineal de probabilidad, el coeficiente puede interpretarse directamente como una diferencia en probabilidad, expresada en puntos porcentuales. La columna (2) incorpora la renta disponible equivalente del hogar. Esta variable ajusta los ingresos totales por el tamaño y la composición del hogar, y constituye la medida estándar para comparar recursos económicos entre hogares con distintas necesidades. La inclusión de este control modifica ligeramente el coeficiente de interés: la asociación estimada pasa de 1,14 a 1,03 puntos porcentuales. Esta estabilidad sugiere que la mayor probabilidad de CMSS asociada a la presencia de hijos menores no se explica únicamente por diferencias observables en la renta equivalente entre hogares con y sin menores. La columna (3) añade controles de empleo, manteniendo excluidos los controles de ingresos. En este caso, el coeficiente aumenta ligeramente hasta 1,28 puntos porcentuales. Finalmente, la columna (4) incluye simultáneamente controles de renta equivalente y de empleo, junto con los controles sociodemográficos y los efectos fijos de región y año.

En la especificación completa, la presencia de hijos menores se asocia con un aumento de 1,15 puntos porcentuales en la probabilidad de sufrir carencia material y social severa. La estabilidad del coeficiente a través de las distintas especificaciones es un resultado relevante. Al comparar hogares con características sociodemográficas similares, residentes en la misma región y observados en el mismo año, y con niveles comparables de renta equivalente y situación laboral, los hogares con hijos menores siguen presentando una probabilidad significativamente mayor de privación material severa. Este patrón indica que la brecha de CMSS entre hogares con y sin menores no queda absorbida por las diferencias observables en ingresos equivalentes ni por la situación laboral del hogar. Desde el punto de vista cuantitativo, la magnitud estimada es moderada pero económicamente relevante. Un efecto de 1,15 puntos porcentuales debe interpretarse en relación con una incidencia media de la CMSS relativamente reducida en la población, por lo que diferencias aparentemente pequeñas en puntos porcentuales pueden representar incrementos relevantes en términos relativos. La interpretación preferida es, no obstante, prudente: estos resultados no identifican un efecto causal de tener hijos, sino una asociación condicional robusta entre la presencia de menores y la probabilidad de experimentar privación material severa. Una posible interpretación es que la presencia de hijos menores introduce necesidades específicas de gasto y restricciones adicionales que no quedan plenamente capturadas por la renta equivalente ni por la situación laboral observada.

Los hogares con menores pueden afrontar mayores costes de cuidados, vivienda, alimentación, educación o transporte, así como menores márgenes de ajuste del consumo ante shocks negativos. En este sentido, la renta equivalente aproxima la capacidad económica ajustada por tamaño del hogar, pero puede no recoger de forma completa las necesidades específicas asociadas a la crianza ni las restricciones de liquidez que enfrentan determinados hogares con hijos. No obstante, este resultado agregado puede ocultar una importante heterogeneidad entre hogares. En particular, la penalización asociada a la presencia de hijos puede depender de la etapa del ciclo vital en la que se encuentra el hogar.

La siguiente tabla explora esta dimensión, analizando si la asociación entre presencia de hijos menores y carencia material y social severa varía según la edad de la persona de referencia del hogar. La Tabla 4 analiza si la asociación entre presencia de hijos menores y carencia

material y social severa varía a lo largo del ciclo vital del hogar. Para ello, se interactúa la variable de presencia de hijos menores con tres grupos de edad de la persona de referencia del hogar: hogares jóvenes, definidos como aquellos con persona de referencia menor de 30 años; hogares en edades centrales, entre 30 y 44 años; y hogares maduros, con persona de referencia de 45 años o más. La especificación correspondiente es:

$$CMSS_{ht} = \alpha + \sum_{g \in \{J, M, W\}} \beta_g (Hijos_{ht} \times EdadGrupo_{g,ht}) + \eta_{a(ht)} + X'_{ht}\gamma + \delta_t + \lambda_r + \varepsilon_{ht} \quad (8)$$

donde $EdadGrupo_{g,ht}$, para $g \in \{\text{joven, edad media, mayor}\}$, son las categorías definidas anteriormente, y $\eta_{a(ht)}$ es un efecto fijo para cada edad exacta (en años) de la persona de referencia del hogar h en el año t . Dado que los tres grupos de edad se construyen a partir de esta misma variable, sus efectos principales quedan absorbidos por $\eta_{a(ht)}$ y no se incluyen de forma adicional; la categoría base de las interacciones son los hogares sin hijos menores de 18 años, para cada nivel de $\eta_{a(ht)}$. La Tabla 4 muestra que la penalización asociada a la

Tabla 4: Heterogeneidad por edad de la persona de referencia

	CMSS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hijos × Joven (<30)	0.087*** (0.0148)	0.0837*** (0.0145)	0.0735*** (0.0146)	0.0726*** (0.0143)
Hijos × Edad media (30–44)	0.0108*** (0.0029)	0.0084*** (0.0029)	0.0088*** (0.0029)	0.0071** (0.0028)
Hijos × Mayor (45+)	0.0091*** (0.0023)	0.0086*** (0.0022)	0.0126*** (0.0022)	0.0116*** (0.0022)
Controles sociodemográficos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de ingresos	No	Sí	No	Sí
Controles de empleo	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	224,948	224,948	224,948	224,948
R^2	0.082	0.112	0.103	0.126

Notas: Variable dependiente: carencia material y social severa (CMSS). La categoría base está formada por hogares sin hijos menores de 18 años. Los controles de ingresos corresponden a la renta disponible equivalente del hogar. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y región, así como efectos fijos por edad exacta de la persona de referencia. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

presencia de hijos menores varía de forma sustancial a lo largo del ciclo vital del hogar. En todas las especificaciones, los coeficientes son positivos y estadísticamente significativos, lo que indica que la presencia de menores se asocia con una mayor probabilidad de CMSS en los tres grupos de edad considerados. Sin embargo, la magnitud del efecto es claramente superior entre los hogares jóvenes. En la columna (1), que incluye controles sociodemográficos y efectos fijos de región y año, los hogares jóvenes con hijos menores presentan una probabilidad de

CMSS 8,7 puntos porcentuales superior a la de los hogares sin hijos menores. Al incorporar la renta equivalente en la columna (2), el coeficiente se reduce ligeramente hasta 8,3 puntos porcentuales, pero permanece elevado y altamente significativo.

Esta reducción sugiere que parte de la mayor vulnerabilidad de los hogares jóvenes con hijos opera a través de menores recursos equivalentes, aunque la mayor parte de la asociación persiste incluso al comparar hogares con niveles similares de renta equivalente. La columna (3) incorpora controles de empleo y muestra un coeficiente de 7,35 puntos porcentuales para los hogares jóvenes con hijos menores. Finalmente, en la especificación completa de la columna (4), que controla simultáneamente por renta equivalente, empleo, características sociodemográficas, región y año, la presencia de hijos menores en hogares jóvenes se asocia con un aumento de 7,26 puntos porcentuales en la probabilidad de sufrir carencia material y social severa. La magnitud de este coeficiente es cuantitativamente muy relevante y muestra que la presencia de hijos menores en etapas tempranas del ciclo vital está asociada a una situación de especial fragilidad económica. La magnitud de este coeficiente debe interpretarse en relación con la incidencia media de la CMSS en la muestra. Dado que la carencia material y social severa afecta a una proporción relativamente reducida de hogares, un aumento de 7,26 puntos porcentuales representa un incremento relativo muy elevado. Por ejemplo, si la incidencia media de la CMSS se sitúa en torno al 8–9 %, el efecto estimado para los hogares jóvenes con hijos menores equivaldría a un aumento relativo cercano al 80–90 % respecto a la media muestral.

El contraste con los otros grupos de edad es muy marcado. En los hogares cuya persona de referencia tiene entre 30 y 44 años, la presencia de hijos menores se asocia con un aumento de 0,71 puntos porcentuales en la probabilidad de CMSS en la especificación completa, frente a los 7,26 puntos porcentuales estimados para los hogares jóvenes. En los hogares con persona de referencia de 45 años o más, el efecto estimado es de 1,16 puntos porcentuales. Por tanto, aunque la asociación entre hijos menores y privación material severa es positiva en todos los grupos, la penalización estimada para los hogares jóvenes (7,26 puntos porcentuales) es entre seis y diez veces mayor que la observada en los hogares de edad media (0,71 puntos) o avanzada (1,16 puntos). Estos resultados son consistentes con la idea de que la vulnerabilidad asociada a la crianza no depende solo de la presencia de hijos menores, sino también de la etapa del ciclo vital en la que se encuentra el hogar.

Los hogares jóvenes suelen afrontar la crianza con menor acumulación de ahorro, trayectorias laborales menos consolidadas, mayor inestabilidad residencial y menor acceso a redes de apoyo económico. Además, los costes asociados a la crianza en etapas tempranas del ciclo vital —cuidados, equipamiento, vivienda adecuada o gastos recurrentes vinculados al menor— pueden ser especialmente difíciles de absorber en una etapa en la que los recursos líquidos y la estabilidad económica son todavía limitados. La estabilidad del coeficiente para los hogares jóvenes tras introducir controles de renta equivalente y empleo es especialmente informativa. Si la mayor vulnerabilidad de estos hogares se explicara únicamente por sus menores ingresos o por una situación laboral más precaria, cabría esperar una reducción sustancial del coeficiente al incorporar estos controles. Sin embargo, el efecto permanece elevado, lo que sugiere que existen otras dimensiones de vulnerabilidad asociadas a la crianza temprana que no quedan plenamente capturadas por la renta equivalente ni por la situación laboral observada. En este sentido, la Tabla 4 refuerza la idea de que la penalización asociada a los hijos menores se concentra especialmente en aquellos hogares que afrontan la maternidad y la paternidad en etapas iniciales del ciclo vital. Como ejercicio complementario, la Tabla 5 presenta una descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha de carencia material y social severa entre hogares

con y sin hijos menores de 18 años. El objetivo de este ejercicio no es identificar un efecto causal de la presencia de hijos, sino cuantificar qué proporción del diferencial observado está asociada con diferencias en características observables entre ambos tipos de hogar y en qué medida permanece como una brecha residual no explicada por dichas características. Los

Tabla 5: Descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha de CMSS entre hogares con y sin hijos menores

	Coefficiente	Error estándar	% del gap
Gap bruto (hijos – sin hijos)	0.02593***	(0.00140)	100.00
Componente explicado (total)	0.01106***	(0.00081)	42.65
Componente no explicado (total)	0.01487***	(0.00151)	57.35
Observaciones con hijos menores	61,257		
Observaciones sin hijos menores	163,899		
Observaciones totales	225,156		

Notas: Descomposición Oaxaca-Blinder *twofold* con coeficientes *pooled*. La variable dependiente es un indicador binario de carencia material y social severa (CMSS). El grupo 1 corresponde a hogares con hijos menores de 18 años y el grupo 2 a hogares sin hijos menores. La especificación incluye controles por edad y edad al cuadrado de la persona de referencia, sexo, nivel educativo, nacionalidad, renta equivalente, situación laboral, efectos fijos de región y efectos fijos de año. Se excluye el tamaño total del hogar, dado que la renta se mide en términos equivalentes. Los porcentajes del gap se calculan utilizando los coeficientes originales sin redondear. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

resultados muestran que los hogares con hijos menores presentan una tasa media de CMSS 2,59 puntos porcentuales superior a la de los hogares sin hijos menores. De esta brecha bruta, 1,11 puntos porcentuales, equivalentes al 42,6 %, se explican por diferencias en características observables, incluyendo renta equivalente, empleo, educación, edad, nacionalidad, región y año. Este componente explicado indica que una parte sustancial de la mayor privación material de los hogares con menores está asociada a su distinta composición socioeconómica. Sin embargo, el componente no explicado asciende a 1,49 puntos porcentuales, lo que representa el 57,4 % de la brecha total, y es estadísticamente significativo. Este resultado es coherente con la evidencia de las estimaciones anteriores: las diferencias observables entre hogares con y sin hijos menores explican una parte importante, pero no la totalidad, del diferencial de CMSS. Incluso después de ajustar por renta equivalente, empleo y otras características observables, permanece una brecha residual relevante asociada a los hogares con menores. La interpretación de este componente no explicado debe ser necesariamente prudente. No puede interpretarse como un efecto causal puro de tener hijos, ya que puede recoger diferencias no observadas entre hogares, heterogeneidad en preferencias o necesidades, restricciones de liquidez, costes específicos asociados a la crianza o una distinta capacidad de transformar renta y empleo en bienestar material. No obstante, el hecho de que más de la mitad de la brecha bruta permanezca sin explicar por las covariables observables refuerza la idea de que la vulnerabilidad de los hogares con menores no se reduce únicamente a diferencias de ingresos, empleo o composición sociodemográfica. En conjunto, la descomposición Oaxaca-Blinder proporciona un ejercicio adicional de validación descriptiva. Sus resultados no sustituyen a una estrategia de identificación causal, pero sí muestran que la brecha de privación material entre hogares con y sin hijos menores tiene dos componentes

diferenciados: uno asociado a diferencias observables de composición y otro residual, compatible con costes y restricciones específicas de la crianza que no quedan plenamente capturadas por la información disponible en la ECV.

5.1. Análisis de robustez

Los resultados anteriores se interpretan como asociaciones condicionales y no como efectos causales. Con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados a decisiones específicas de modelización, se realizan tres ejercicios adicionales de robustez, presentados en el Apéndice. En primer lugar, se replica la especificación principal utilizando modelos logit en lugar de modelos lineales de probabilidad, reportando efectos marginales promedio para facilitar la comparación con los coeficientes de la Tabla 3. Los resultados (Tabla 6) confirman el patrón principal: el efecto marginal de la presencia de hijos menores es positivo y significativo al 1 % en las cuatro especificaciones, con una magnitud de entre 0,66 y 0,82 puntos porcentuales. Aunque estos efectos marginales son algo inferiores a los coeficientes del modelo lineal de probabilidad (1,03 a 1,28 puntos porcentuales), la diferencia es esperable dada la no linealidad del modelo logit, y el resultado cualitativo —asociación positiva, robusta y significativa— es idéntico al de la especificación principal. En segundo lugar, se estiman especificaciones alternativas utilizando como variables dependientes la pobreza monetaria y el indicador AROPE (Tabla 7). Estos ejercicios no deben interpretarse como pruebas equivalentes a la especificación principal, ya que tanto la pobreza monetaria como el AROPE incorporan de forma directa o indirecta la dimensión de ingresos. No obstante, los resultados muestran que la presencia de hijos menores se asocia con un aumento de entre 5,1 y 5,5 puntos porcentuales en la probabilidad de pobreza monetaria, y de entre 2,5 y 3,0 puntos porcentuales en la probabilidad de AROPE, en ambos casos significativo al 1 %. La mayor magnitud de estos coeficientes, en comparación con el efecto sobre la CMSS, es coherente con la incidencia media considerablemente más alta de la pobreza monetaria y del AROPE en la población, y confirma que la asociación entre presencia de hijos menores y vulnerabilidad económica no depende de la medida de pobreza o exclusión social utilizada. Por último, se estima la especificación principal restringiendo la muestra a hogares jóvenes (Tabla 8). Este ejercicio proporciona una comprobación adicional, y particularmente convincente, de la heterogeneidad documentada en la Tabla 4: en la especificación completa, el coeficiente estimado dentro de la submuestra de hogares jóvenes es de 7,6 puntos porcentuales, prácticamente idéntico a los 7,26 puntos porcentuales obtenidos mediante la interacción *Hijos* $\times$ *Joven* en la muestra completa. Esta coincidencia, obtenida con dos estrategias distintas —interacción en la muestra completa frente a submuestra restringida—, refuerza sustancialmente la credibilidad del resultado central del artículo: la penalización asociada a la presencia de hijos menores es especialmente intensa en los hogares jóvenes, y esta conclusión no depende de la forma concreta en que se modela la heterogeneidad por edad. En conjunto, estos tres ejercicios permiten evaluar la sensibilidad de los resultados a la forma funcional del modelo, a la definición de vulnerabilidad económica y a la composición de la muestra, y en los tres casos confirman el patrón documentado en el análisis principal. No obstante, su interpretación debe mantenerse en el mismo marco que el análisis principal: los resultados documentan asociaciones condicionales robustas, pero no identifican efectos causales de la presencia de hijos menores sobre la privación material.

6. Conclusiones

Este artículo analiza la evolución de la pobreza en España durante el periodo 2008–2025 a partir de los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), prestando especial atención a su dimensión familiar y de ciclo vital. Los resultados descriptivos muestran dos rasgos centrales de la pobreza en España: es un fenómeno persistente, que no desaparece durante las fases de expansión económica, y presenta una marcada dimensión generacional y familiar, ya que los menores, la población joven y los hogares con hijos concentran de forma sistemática una mayor exposición al riesgo de pobreza y exclusión social.

El análisis multidimensional (Sección 3) confirma este patrón: los indicadores de CMSS y AROPE muestran que la vulnerabilidad económica afecta de manera desproporcionada a los hogares con menores. El módulo específico de infancia de la ECV (Sección 4) añade que la pobreza infantil no se limita a la insuficiencia de ingresos del hogar, sino que también se manifiesta en el acceso a recursos educativos, las condiciones materiales de vida y la participación en actividades sociales.

El análisis descriptivo, sin embargo, no permite distinguir si la mayor incidencia de pobreza en los hogares con hijos responde directamente a la presencia de menores o refleja diferencias en la composición socioeconómica de los hogares. Para abordarlo, el artículo adopta un enfoque microeconómico (Sección 5) que estima la relación entre la presencia de hijos y la probabilidad de sufrir privación material severa, una vez controladas las características observables del hogar.

Los resultados muestran que, incluso controlando por ingresos y características socioeconómicas, la presencia de hijos menores se asocia con una mayor probabilidad de CMSS: el efecto medio estimado es de en torno a 1,15 puntos porcentuales, significativo al 1 % y robusto a las distintas especificaciones y ejercicios de robustez. Este resultado indica que la penalización asociada a la crianza no se explica únicamente por diferencias de renta entre hogares con y sin hijos.

Este efecto medio, no obstante, esconde una heterogeneidad sustancial. La penalización es entre seis y diez veces mayor en los hogares jóvenes, en los que la llegada de hijos coincide con etapas tempranas del ciclo vital en las que los ingresos y la estabilidad laboral son más reducidos, y persiste de forma significativa en los hogares monoparentales, donde la capacidad de generar ingresos y compatibilizar empleo y cuidados es más limitada.

Estos resultados tienen implicaciones para el diseño de las políticas públicas. Primero, sugieren que la elevada pobreza infantil en España no puede interpretarse como un efecto mecánico de tener hijos, sino que depende crucialmente del contexto económico y familiar en el que se produce la crianza. Segundo, indican que las políticas universales de infancia, aunque necesarias, pueden resultar insuficientes si no se acompañan de instrumentos más focalizados en los hogares donde la crianza coincide con mayor fragilidad económica: en particular, familias monoparentales y hogares jóvenes en las primeras etapas del ciclo vital.

Un enfoque que combine transferencias de ingresos, medidas de conciliación y apoyo específico a estos hogares no solo contribuiría a reducir la pobreza infantil en el corto plazo, sino que también podría desempeñar un papel relevante en la prevención de la transmisión intergeneracional de la desigualdad.

Referencias

- Alkire, S., Foster, J., Seth, S., Santos, M. E., Roche, J. M., and Ballon, P. (2015). *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
- Arcarons, A. F., Lanau, A., Marí-Klose, P., and Muñoz-Comet, J. (2025). Migrant origin children and child poverty in Spain: A decomposition analysis. *Child Indicators Research*, 18:1209–1235.
- Ayala, L., Jurado, A., and Pérez-Mayo, J. (2011). Income poverty and multidimensional deprivation: Lessons from cross-regional analysis. *Review of Income and Wealth*, 57(1):40–60.
- Calegari, E., Fabrizi, E., and Mussida, C. (2024). State dependence in material and social deprivation. *Social Indicators Research*.
- Cantó, O., González, L., Adán, R., Ayala, L., Fernández, M., Martínez, Á., Romaguera, M., Sánchez, M., Vall, J., and Victoria, C. (2023). El coste de la pobreza infantil en España. Technical report, Alto Comisionado contra la Pobreza Infantil, Madrid.
- EAPN-ES (2025). XV Informe El Estado de la Pobreza: DIANA Infancia y Pobreza. Technical report, European Anti-Poverty Network España, Madrid.
- Eurostat (2024). Children - material deprivation. Technical report, European Commission. Statistics Explained.
- Flores, M., García-Gómez, P., and Zunzunegui, M.-V. (2014). Crisis económica, pobreza e infancia. ¿Qué podemos esperar en el corto y largo plazo para los “niños y niñas de la crisis”? Informe SESPAS 2014. *Gaceta Sanitaria*, 28(S1):132–136.
- González-Gallardo, S., Bárcena-Martín, E., Pérez-Moreno, S., and Luque, M. (2024). Social transfer policies and child poverty in European countries. *Socio-Economic Planning Sciences*.
- Hernández, A., Cantó, O., and Picos, F. (2025). Two decades of child-contingent policies and redistribution. *The Journal of Economic Inequality*.
- Hospido, L., Martí Llobet, J., and Sanz, I. (2025). Evaluación de un proyecto integral de acompañamiento para la reducción de la pobreza. Documentos Ocasionales 2522, Banco de España, Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (2026). *Encuesta de Condiciones de Vida: Metodología*. Madrid. Publicación original de 2005, revisada en 2026.
- OECD (2022). Evolving family models in Spain: The need for a new comprehensive family support framework. Technical report, OECD Publishing, Paris.
- Pérez-Corral, A. L., Bastos, A., and Falcão Casaca, S. (2023). Employment insecurity and material deprivation in families with children in the post-Great Recession period: An analysis for Spain and Portugal. *Journal of Family and Economic Issues*.
- Roelen, K. (2017). Monetary and multidimensional child poverty: A contradiction in terms? *Development and Change*, 48(3):502–533.
- UNICEF (2021). Diagnosis of the situation for children in Spain before the implementation of the European Child Guarantee. Technical report, UNICEF Regional Office for Europe and Central Asia, Geneva.

A. Robustez de la medición agregada de la pobreza

A.1. Medición de la pobreza a nivel de hogar

Aunque el análisis principal del artículo se realiza a nivel individual, resulta útil comprobar que los resultados son similares cuando la pobreza se mide directamente a nivel de hogar. En este caso, el umbral de pobreza se calcula como el 60 % de la mediana de la renta equivalente en la distribución de hogares, y cada hogar cuenta una sola vez en la estimación. La Figura 15 muestra la evolución de la tasa de pobreza relativa a nivel de hogar entre 2008 y 2025. Los resultados son muy similares a los obtenidos utilizando la medición estándar a nivel individual, lo que confirma la robustez de los patrones descritos en el texto principal.

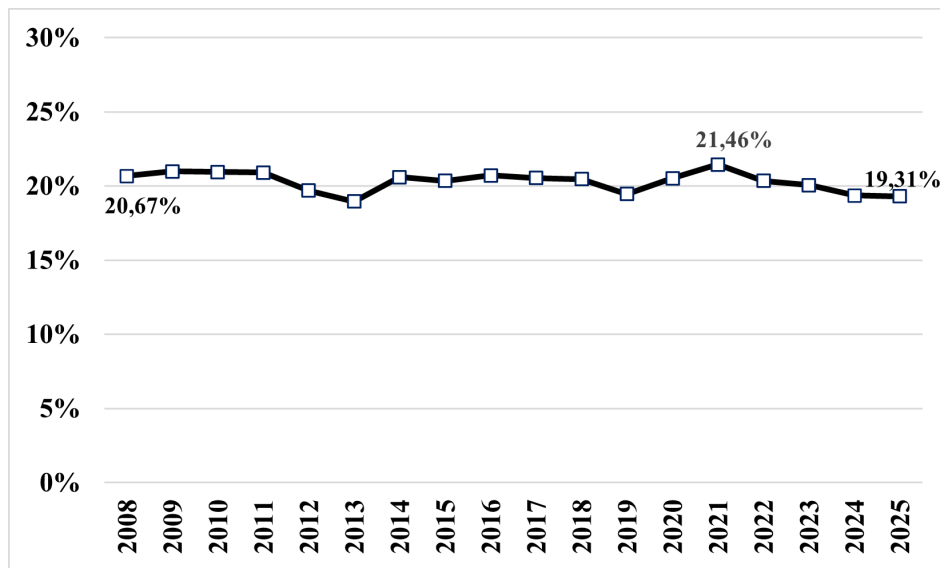


Figura 15: Evolución de la tasa de pobreza relativa a nivel de hogar (2008–2025)

A.2. Evolución agregada del indicador AROPE

La Figura 16 presenta la evolución agregada de la tasa AROPE en España entre 2008 y 2024. Tras alcanzar niveles máximos durante la crisis financiera, el indicador muestra una reducción gradual a partir de 2014, aunque sin retornar completamente a los niveles previos a la crisis.

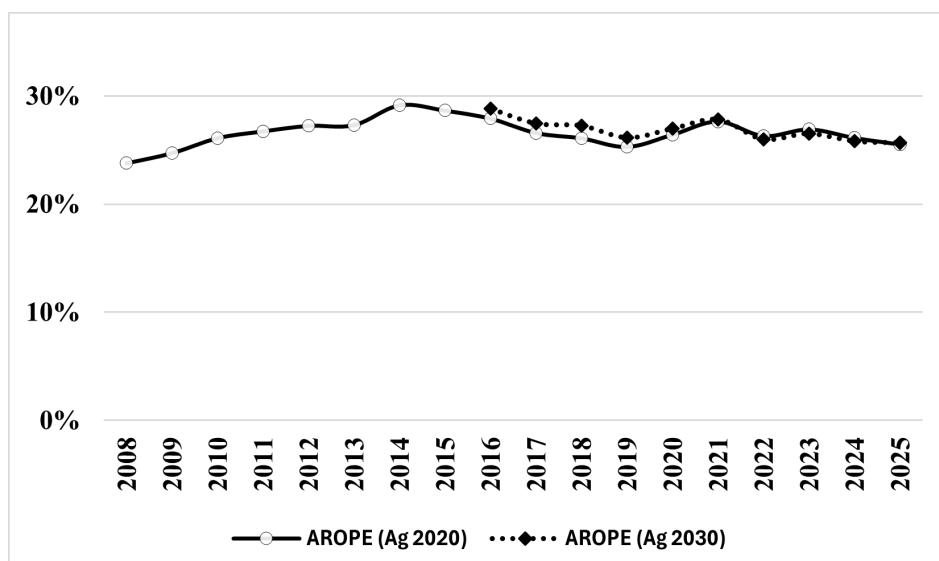
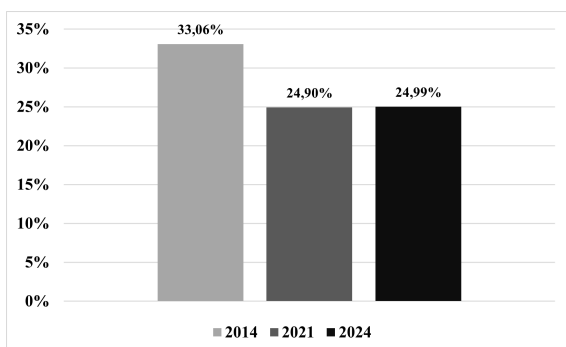


Figura 16: Evolución de la tasa AROPE en España

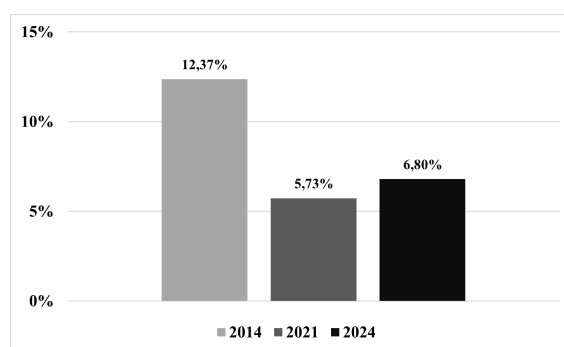
B. Dimensiones adicionales de la privación infantil

B.1. Privaciones en ocio y participación social en la infancia

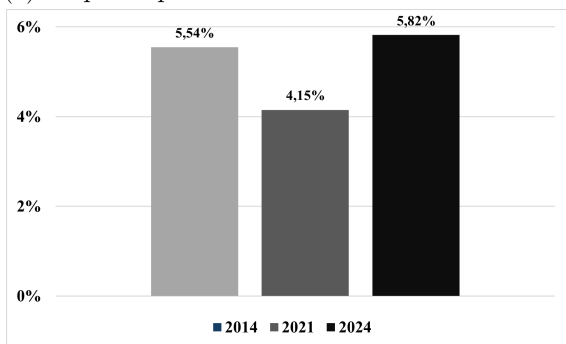
La Figura 17 presenta indicadores adicionales relacionados con el acceso de los menores a actividades de ocio y participación social.



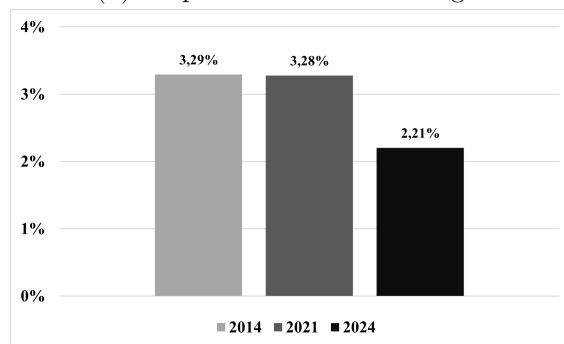
(a) No puede permitirse una semana de vacaciones



(b) No puede reunirse con amigos



(c) No puede realizar actividades al aire libre

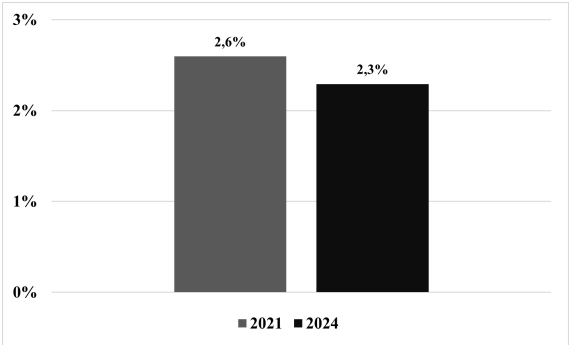


(d) No puede permitirse juguetes adecuados

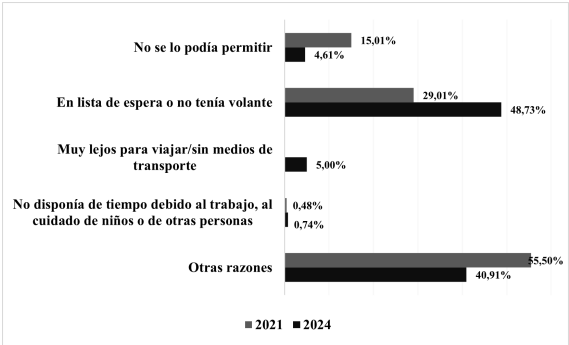
Figura 17: Carencias en ocio y participación social en la infancia

B.2. Acceso a servicios sanitarios en la infancia

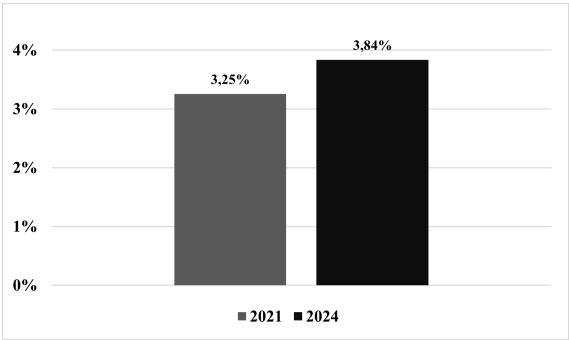
La Figura 18 presenta indicadores relacionados con el acceso a servicios médicos y dentales para menores.



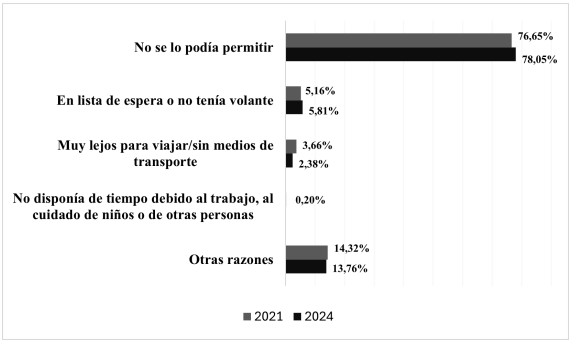
(a) Necesitó atención médica y no acudió



(b) Razones por las que no recibió asistencia médica



(c) Necesitó asistencia dental y no acudió



(d) Razones por las que no recibió asistencia dental

Figura 18: Carencias en el acceso a la salud infantil

Este apéndice presenta una serie de estimaciones adicionales que permiten evaluar la robustez de los resultados presentados en el texto principal.

B.3. Modelos logit

La Tabla 6 presenta estimaciones utilizando modelos logit en lugar de modelos lineales de probabilidad. Se reportan efectos marginales promedio para facilitar la interpretación cuantitativa de los resultados. Los coeficientes estimados muestran el mismo patrón observado en las estimaciones principales.

Tabla 6: Robustez de la asociación entre la presencia de hijos menores y la CMSS

	CMSS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hijos menores de 18	0.0082*** (0.0016)	0.0066*** (0.0016)	0.0081*** (0.0016)	0.0071*** (0.0016)
Controles sociodemográficos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles de ingresos	No	Sí	No	Sí
Controles de empleo	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	224,948	224,948	224,948	224,948
Pseudo R^2	0.128	0.170	0.155	0.186

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y región. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

B.4. Indicadores alternativos de pobreza

La Tabla 7 presenta estimaciones utilizando la pobreza monetaria y el indicador AROPE como variables dependientes. Se observa que los hogares con hijos menores de 18 años presentan una mayor probabilidad de pobreza monetaria y de riesgo de pobreza o exclusión social, incluso después de considerar características sociodemográficas, familiares, territoriales y temporales.

Tabla 7: Robustez: pobreza monetaria y AROPE como variables dependientes

	Pobreza monetaria		AROPE	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Presencia de hijos menores de 18 años	0.055*** (0.002)	0.051*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.025*** (0.002)
Controles sociodemográficos	Sí	Sí	Sí	Sí
Monoparentalidad	No	Sí	No	Sí
Tenencia de la vivienda	No	Sí	No	Sí
Situación laboral	No	No	No	No
Logaritmo de ingresos	No	No	No	No
Tamaño del hogar	No	No	No	No
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones (hogares-año)	227317	227317	227317	227317
R ²	0.106	0.131	0.112	0.137

La pobreza monetaria identifica los hogares cuya renta equivalente se encuentra por debajo del 60 % de la mediana. AROPE identifica los hogares clasificados en riesgo de pobreza o exclusión social. Se presentan errores estándar robustos entre paréntesis. Los cuatro modelos utilizan una muestra común.

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

B.5. Muestra restringida a hogares jóvenes

La Tabla 8 replica la especificación principal restringiendo la muestra a los hogares cuya persona de referencia tiene menos de 30 años. El coeficiente estimado en esta submuestra es consistente con el obtenido mediante la interacción *Hijos* $\times$ *Joven* en la Tabla 4, lo que refuerza la robustez de la heterogeneidad por edad documentada en el texto principal.

Tabla 8: Robustez: muestra con persona de referencia menor de 30 años

	CMSS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Presencia de hijos menores de 18 años	0.097*** (0.017)	0.086*** (0.016)	0.083*** (0.016)	0.076*** (0.016)
Controles sociodemográficos	Sí	Sí	Sí	Sí
Logaritmo de ingresos	No	Sí	No	Sí
Situación laboral	No	No	Sí	Sí
Monoparentalidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Tenencia de la vivienda	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3,812	3,812	3,812	3,812
R^2	0.105	0.127	0.127	0.142

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y región. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.