

Políticas públicas para la reducción de la pobreza en las comunidades autónomas: ¿trabajo, educación o prestaciones sociales?

José María Larrú

Universidad San Pablo CEU, CEU Universities

larram@ceu.es

Teknika estatistiko eta ekonometrikoen bitartez, krisi ekonomikoren ondorengo aldiari, 2008-2021 aldian, autonomia-erkidego eta hirietako pobrezia aztertzen da lan honetan. Lan-merkatuak, biztanleriaren prestakuntzak eta prestazio publikoak pobrezia-adierazleetan eragin nabarmena duten ala ez aztertzen da, monetarioa zein ez-monetarioa. Emaitzek erakusten dutenez, langabezia, aldi baterako lan-tasa, txertatzeko gutxieneko errentaren estaldura eta biztanleko pentsiodunen tasa eskualdeko pobrezia dinamikaren azalpen-faktoreak dira. Ezin da prestakuntza-mailan eragin argirik identifikatu. Pobrezia murrizketarako bultzatu dezaketen politika deszentralizatuen neurrien artean, udal-enplegu bermatua eta luzetarako ebaluazio gehiago egiten dira, zein motatako irteera estrategiak (babesa eta aktibazioa edo sustapena) eraginkorak diren jakiteko eta zeintzuk ez diren gizarte-zerbitzu publiko batzuen bitartez. laguntza pertsonalizatua indartzea.

Gako-hitzak:

Pobrezia, lan-merkatua, gizarte-zerbitzuak, autonomia-erkidegoak.

A través de técnicas estadísticas y econométricas, este trabajo analiza la pobreza en las comunidades y ciudades autónomas después de la crisis económica (2008-2021). Se analiza si el mercado de trabajo, el nivel educativo y las prestaciones públicas tienen un impacto significativo en los indicadores de pobreza monetaria y no monetaria. Los resultados muestran que el desempleo, la tasa de temporalidad, la cobertura de las rentas mínimas de inserción y la tasa de pensionistas por habitante son factores explicativos de la dinámica de la pobreza autonómica. No se logra identificar una incidencia clara del nivel de formación. Entre las medidas de política descentralizada que pueden impulsar la reducción de la pobreza, se enfatiza el empleo municipal garantizado y más evaluaciones longitudinales para conocer qué tipo de estrategias de salida (protección y activación o promoción) están siendo eficaces a través de unos servicios sociales públicos que deben reforzar el acompañamiento personalizado.

Palabras clave:

Pobrezia, mercado de trabajo, servicios sociales, comunidades autónomas.

1. Introducción

La pobreza y la desigualdad de ingresos en España reciben una atención académica y política considerable. Hay estudios anuales sobre los resultados que ofrece la Encuesta de Condiciones de Vida que muestran una resistencia a la baja en los periodos de crecimiento económico y alzas pronunciadas en las épocas de recesión (EAPN-ES, 2021; Llano Ortiz, 2022). Otras fuentes confirman la cronificación de la pobreza y la exclusión (Flores Martos, 2016), exacerbada por la pandemia de la covid-19 (Fundación Foessa, 2022; Ayala *et al.*, 2022b) y asociada a un modelo productivo economicista (Lorenzo Gilsanz, 2014). Mucho menos estudiada es la pobreza en el nivel de las comunidades autónomas, lo cual resulta paradójico, dado que el modelo de protección social español está claramente descentralizado y bajo las competencias territoriales. Algunos estudios han analizado los efectos de las diferencias autonómicas cuando se consideran umbrales anclados (Zugasti y Laparra, 2017) o los limitados efectos que tienen las rentas mínimas autonómicas en la reducción de la pobreza y desigualdad (Arriba, 2009; Bergantiños *et al.*, 2017; Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal, 2019; Noguera, 2019). Este trabajo se enmarca en esta literatura para analizar los factores influyentes en las diferencias en la pobreza entre comunidades autónomas. La hipótesis principal es que el mercado de trabajo, el nivel de formación alcanzado y los servicios sociales permiten comprender la evolución de la pobreza, tanto la unidimensional monetaria, como la multidimensional o carencia material severa. Para el contraste de la hipótesis, se emplea una metodología cuantitativa que utiliza técnicas de estimación multivariante en datos de panel para el periodo 2008-2021.

Los principales resultados muestran, en primer lugar, que el mercado laboral es el factor explicativo con mayor significatividad, no solo a través de las tasas de desempleo, sino también a través de la temporalidad y, de forma novedosa, a través del salario percibido por los trabajadores del primer decil (el más bajo). Al situarse su cuantía por debajo del umbral del riesgo de pobreza relativa, esta precariedad da origen al fenómeno del "trabajador pobre". En segundo lugar, no queda claro que el nivel de formación sea significativo. Si en algunas estimaciones econométricas se evidencia que estar en posesión de un título superior disminuye la pobreza (sobre todo, la monetaria), no sucede lo mismo en otras estimaciones. Además, el abandono escolar temprano es poco significativo y a menudo aparece correlacionado con signo negativo con la pobreza, en vez de bajo una relación directa. En tercer lugar, la cuantía de las rentas mínimas de inserción es menor que el umbral nacional de pobreza, pero su cobertura (población beneficiada por cada mil habitantes) es significativa en algunas estimaciones (en otras, no). Asimismo, la ratio de pensionistas por habitante tampoco arroja resultados concluyentes.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección, se presentan las variables e indicadores elegidos y algunos resultados iniciales fruto del análisis de los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones. En la tercera sección, se presentan los resultados de las estimaciones econométricas. En la cuarta sección, se estudian las consecuencias de los hallazgos obtenidos y se ofrecen sugerencias de política pública para la mejora del impacto de los servicios sociales sobre la pobreza en España. El trabajo finaliza resumiendo las principales conclusiones.

2. Estrategia de análisis, selección de indicadores y primeros resultados

Para estudiar la pobreza en cada comunidad autónoma, partimos de los datos ofrecidos por el Instituto Nacional de Estadística a través de la Encuesta de Condiciones de Vida. Esta encuesta se realiza bajo una metodología homogénea para todos los países de la UE y ofrece datos comparables desde 2008. Aunque existen datos desde 2004, el cambio metodológico realizado en 2008, así como que este sea el inicio de la crisis económica y financiera, nos permiten analizar la pobreza en las 17 comunidades autónomas y en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla durante el periodo 2008-2021.

Como variables dependientes, tenemos un rango amplio de indicadores de pobreza y exclusión social. El análisis se centrará en el indicador del riesgo de pobreza relativa monetaria y en el de carencia material severa¹. Para las variables explicativas, organizamos tres vectores. En el primero, consideramos indicadores relacionados con el mercado de trabajo y la estructura productiva. La lógica subyacente es que el empleo remunerado es la fuente principal de ingresos en los hogares y, al estar definida la pobreza relativa en torno a la mediana del ingreso nacional, carecer de empleo o tenerlo precario (por temporalidad o muy baja remuneración) establecerá una relación positiva directa con la pobreza. Pero será interesante conocer si estos indicadores explican también, o no, la pobreza no monetaria y de qué orden de magnitud son esas diferencias.

Un segundo vector está formado por indicadores del nivel de formación alcanzado por la población en cada comunidad autónoma. En teoría, un mayor nivel de estudios conduce a mejores salarios y menor pobreza, y un mayor abandono escolar temprano podría explicar mayores niveles de pobreza, tanto monetaria como no monetaria. El tercer vector trata de evaluar si los servicios sociales permiten reducir la pobreza. Se han seleccionado las rentas mínimas de inserción como indicador principal, al ser cada comunidad autónoma la que establece la elegibilidad,

¹ No incorporamos la nueva versión del indicador de carencia material y social severa, que se utiliza desde 2022.

la cuantía y la duración. Consideramos también el número de perceptores de pensiones contributivas en cada territorio, para contemplar el factor demográfico unido a las prestaciones sociales.

La tabla 1 muestra el conjunto de indicadores seleccionados en los tres vectores.

2.1. Correlaciones por pares en cada vector

2.1.1. Correlaciones entre los indicadores de pobreza y exclusión

A continuación, se expone la teoría subyacente a cada indicador y la correlación parcial con la pobreza, tanto monetaria (riesgo de pobreza relativa) como no monetaria (carencia material severa). Comenzando por los indicadores de pobreza y exclusión, la matriz de correlaciones (tabla 2) indica una fuerte asociación entre la tasa de personas en riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE) y la tasa de pobreza, pero una mucho menor entre la pobreza monetaria y la carencia material severa, lo que nos anima a investigar las diferencias entre ambas. El resto de las correlaciones ofrecen el signo y una cuantía esperable.

2.1.2. Correlaciones entre la pobreza y los indicadores del mercado laboral

Las correlaciones entre la pobreza y los indicadores del mercado laboral se recogen en la tabla 3. La mayor correlación con la pobreza la presenta el paro, una correlación que es más elevada con el riesgo de pobreza de ingresos que con la carencia material severa. Hay una fuerte diferencia entre la correlación de la tasa de temporalidad con la pobreza (0,54) y de aquella con la carencia material severa (0,12). El salario promedio de primer decil correlaciona bajo con ambas variables y negativo con el paro (a mayor salario, menor paro) y es casi cero con la tasa de temporalidad. El signo positivo de la correlación entre las variables de pobreza y el decil 1 es contraintuitivo, ya que se esperaría una relación inversa, es decir, que cuanto mayor sea el salario (aunque este fuera el más bajo de la distribución salarial) menor debería ser la pobreza (al menos, la de ingresos)². La investigación sobre esta relación condujo a la evidencia de que los salarios más bajos están siempre por debajo del umbral de la pobreza relativa. Esto puede explicar la existencia de trabajadores pobres, cuya remuneración en el mercado no supera el 60 % de la mediana de ingreso nacional equivalente.

Tabla 1. Indicadores seleccionados

Pobreza/exclusión	Mercado de trabajo	Educación	Prestaciones sociales
Tasa de pobreza	Tasa de paro	Tasa de abandono escolar temprano (AET)	Cuantía de la renta mínima de inserción
Tasa de pobreza anclada (a 2008)	Tasa de contrato temporal	Población con estudios superiores (% sobre el total de la población)	Renta mínima de inserción por habitante (RMlpc)
Carencia material severa (CMS)	Salario del primer decil	Población sin estudios superiores (% sobre el total de la población)	Cobertura de la renta mínima de inserción (beneficiarios por cada mil habitantes)
Baja intensidad laboral (BIL)			Número de pensionistas
Tasa de personas en riesgo de pobreza o exclusión social (AROPE)	Empleo agrícola (% sobre el total de ocupados)		Número de pensionistas por habitante
Número de pobres			Cuantía de la pensión media

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Matriz de correlaciones entre los indicadores de pobreza y exclusión social. 2008-2021

	pobreza	CMS	AROPE	BIL	anclada	n.º pobres
pobreza	1,0000					
CMS	0,5180*	1,0000				
AROPE	0,9797*	0,5956*	1,0000			
BIL	0,6962*	0,5077*	0,7532*	1,0000		
anclada	0,9357*	0,5018*	0,9437*	0,7623*	1,0000	
n.º pobres	0,2699*	0,1240*	0,2911*	0,1898*	0,2813*	1,0000

* IC \geq 95 %.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

² En las estimaciones realizadas durante la investigación, se encontraron resultados estadísticamente significativos entre el decil 1 y la pobreza de ingresos, pero siempre de signo positivo. La falta de lógica con la teoría económica condujo a no seleccionarlo como regresor del modelo explicativo final. El coeficiente R² de la correlación entre ambas es de 0,0145, lo que apoya la decisión.

Tabla 3. Matriz de correlaciones entre la pobreza y variables del mercado laboral. 2008-2021

	pobreza	CMS	paro	ctemporal	salarioD1	Agric-	Agric+Const
pobreza	1,0000						
CMS	0,5180*	1,0000					
paro	0,6883*	0,5509*	1,0000				
ctemporal	0,5418*	0,1223*	0,2914*	1,0000			
salarioD1	0,1230*	0,1835*	-0,2172*	0,0203	1,0000		
Agric-	0,3872*	-0,0975	0,2214*	0,5824*	-0,0576	1,0000	
Agric+Const	0,2711*	-0,2658*	0,0313	0,5649*	0,0032	0,8550*	1,0000

* IC ≥ 95 %.

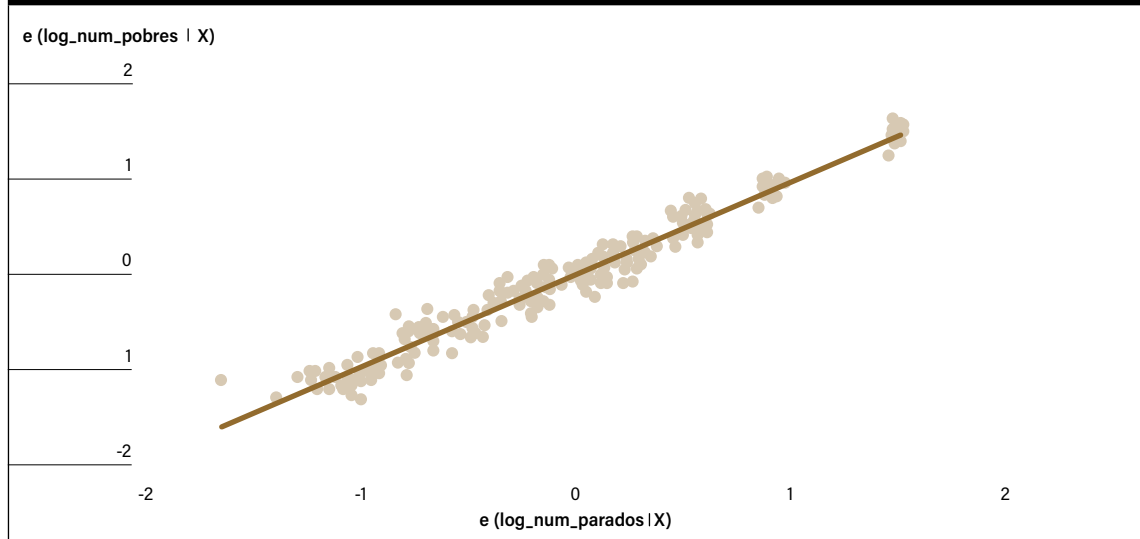
Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

Son interesantes las bajas correlaciones entre los porcentajes de ocupados en la agricultura y en la suma de la agricultura y la construcción. La lógica subyacente es que, en estos dos sectores, los ingresos pueden ser bajos y, si dichos sectores predominan en alguna comunidad autónoma, este hecho puede ser diferencial y explicativo de la pobreza. Sorprende que la relación sea directa con la pobreza de ingresos, pero se torne inversa con la carencia material severa. En las estimaciones realizadas durante esta investigación, no se encontró significatividad estadística en ninguna de las dos —ni en el porcentaje de ocupados en la agricultura, ni en el porcentaje acumulado con la construcción—. Es posible que exista cierta colinealidad con la tasa de temporalidad, ya que, en ambos casos, sus correlaciones superan el 0,56. En cuanto al desempleo, su relevancia como variable explicativa de la pobreza quedó patente al hacer la regresión del número de pobres (calculados como el producto de la tasa de pobreza por la

población) con el número de parados (según la Encuesta de Población Activa)³.

También se procedió al cálculo de las elasticidades entre el número de pobres y otros indicadores del mercado laboral, a través de la regresión lineal de los datos considerados en logaritmos. En todos los casos, el coeficiente de regresión es elevado y el R² más bajo (0,88) se produjo entre el número de pobres y la remuneración de los asalariados. Los resultados de las elasticidades respecto al número de pobres, ordenadas de mayor a menor, han resultado ser: con el número de parados, 0,969 (gráfico 1); con las horas trabajadas por asalariados, 0,952; con el número de asalariados, 0,936, y con la remuneración de los asalariados, 0,929. En términos económicos, esto significa que la variación marginal de la pobreza aumenta menos que proporcionalmente respecto a cada una de estas variables relacionadas con el mercado de trabajo.

Gráfico 1. Elasticidad pobreza-paro*. 2008-2021



* $r = 0,96981676$. EE (robusto) = 0,01346152. $t = 72,04$.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE) y la Encuesta de Población Activa (INE).

³ $r = 1,01$; EE = 0,04; $t = 22,88$ y $R^2 = 0,9043$.

2.1.3. Correlaciones con los niveles de formación alcanzado y el abandono escolar temprano

La Encuesta de Población Activa (EPA) ofrece datos sobre el nivel de formación alcanzado por la población mayor de 15 años de cada comunidad autónoma. Consideramos el promedio de los cuatro trimestres anuales en porcentaje de población. Solo se pudo estudiar el periodo 2014-2021, al no disponer de los datos anteriores. En cambio, las tasas de abandono escolar temprano de la población entre 18-24 años (tomadas de la EPA) sí ofrecen datos para el periodo 2008-2021, aunque los datos para Ceuta y Melilla tienen baja fiabilidad, como explícitamente reconoce el INE. La matriz de correlaciones del nivel de formación, el abandono escolar temprano y la pobreza se recogen en la tabla 4.

Lo primero que llama la atención es el signo positivo de la correlación entre el abandono escolar temprano y los dos indicadores de pobreza (mayor con la pobreza de ingresos $-0,49$ — que con la carencia material severa $-0,16$ —). Lo esperable es que, a mayor tasa de abandono, hubiera más pobreza, debido a su dificultad para lograr un empleo bien remunerado. En las regresiones lineales que consideraron solo las variables educativas, el signo del coeficiente del abandono escolar temprano fue negativo ($-0,52$) y estadísticamente significativo con la pobreza monetaria, pero dejó de serlo y tomó signo positivo en los modelos de panel (tanto estáticos como dinámicos). Con la carencia material severa, en los modelos dinámicos mantuvo la significatividad y signo negativo. El abandono escolar temprano muestra una correlación positiva elevada con el analfabetismo y la correlación se vuelve negativa

con la secundaria de orientación profesional y los estudios superiores ($0,77$), como era de esperar. Este hecho hizo que mantuviéramos cierta precaución a la hora de estimar modelos con ambas variables. Esperábamos encontrar una evidencia sólida de efecto positivo entre el abandono escolar temprano y la pobreza, así como un efecto reductor en el caso de los estudios superiores, y fue así en varios modelos, pero cuando consideramos el resto de las variables explicativas, el efecto de los estudios superiores no resultaba significativo e incluso presentaba signo positivo, lo que hizo que se descartara para el modelo final.

La matriz de correlaciones ofrece otros datos sorprendentes, como la no significatividad de la correlación del nivel de estudios de primaria con todo el resto de las variables y el signo negativo en la correlación con las de variables de pobreza. Sorprende también el signo y nivel de la correlación con la primera etapa de secundaria ($0,53$ con la pobreza monetaria, aunque $0,05$ con la carencia material severa), así como con la secundaria de orientación general, que apenas correlaciona con la pobreza de ingresos ($0,06$ y no significativa), pero muestra un valor de positivo de $0,37$ con la carencia material severa, lo que, *a priori*, no era esperable. Sí que se vuelven negativas y significativas las correlaciones de ambas pobrezas con la secundaria de orientación profesional y los estudios superiores, siempre más elevadas con la pobreza de ingresos, especialmente con los estudios superiores ($-0,75$).

La regresión lineal de todos los niveles formativos y del abandono escolar temprano sobre la pobreza de ingresos reconoció significatividad estadística al

Tabla 4. Matriz de correlaciones entre la pobreza, el nivel de formación y el abandono escolar temprano. 2008-2021

	pobreza	CMS	AET	Analfab	Prim-inc	Primaria	Prim-sec
pobreza	1,0000						
CMS	0,5180*	1,0000					
AET	0,4729*	0,1687*	1,0000				
Analfab	0,7941*	0,5669*	0,7304*	1,0000			
Prim-inc	0,6356*	0,3318*	0,6520*	0,6249*	1,0000		
Primaria	-0,1099	-0,1281	0,0146	-0,0100	-0,0578	1,0000	
Prim-sec	0,5291*	0,0569	0,4495*	0,3605*	0,4153*	-0,3455*	1,0000
Sec-or-gral	0,0652	0,3699*	0,1297	0,0837	-0,1959*	-0,2833*	-0,2970*
Sec-or-prof	-0,4378*	-0,3359*	-0,4794*	-0,4983*	-0,4897*	-0,1068	-0,0590
superior	-0,7496*	-0,3299*	-0,7742*	-0,7129*	-0,7204*	-0,1380	-0,7100*

	Sec-or-general	Sec-or-prof	superior
Sec-or-general	1,0000		
Sec-or-prof	-0,2992*	1,0000	
superior	0,1293	0,3372*	-0,7742*

* IC $\geq 95\%$.

Nota: La clasificación del nivel formativo del INE distingue las siguientes categorías: analfabetos; estudios primarios incompletos; educación primaria; primera etapa de educación secundaria y similar; segunda etapa de educación secundaria, con orientación general; segunda etapa de educación secundaria con orientación profesional (incluye educación postsecundaria no superior) y educación superior.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE) y la Encuesta de Población Activa (INE).

abandono escolar temprano y los estudios superiores, con coeficientes de -0,52 y -0,35, respectivamente. El resto de las variables presentó signos positivos (primaria y secundaria de orientación profesional, no significativos). El resultado no se mantuvo cuando se estimó bajo paneles dinámicos, lo que planteó la posible conclusión (parcial) de que solo a partir de una formación de, al menos, la FP de orientación profesional, la educación tiene un efecto suficientemente significativo sobre la reducción de la pobreza y que no se ha logrado la suficiente evidencia como para afirmar que el nivel educativo sea un elemento reductor de la pobreza. Es posible que su potencial efecto se oculte detrás de las variables del mercado de trabajo, ya que, por ejemplo, la correlación de los estudios superiores con la tasa de paro es de -0,704 y con la tasa de temporalidad, de -0,715. Si disponer de titulación superior ya está asociado con menos paro y temporalidad, y estas variables presentan alta correlación positiva con la pobreza, como se ha visto arriba, es posible que el efecto educativo actúe a través del mercado de trabajo. El modelo finalmente seleccionado así lo evidenciará.

2.1.4. Correlaciones con las prestaciones sociales

Para conocer el posible efecto corrector de las prestaciones sociales sobre la pobreza, se consideraron las rentas mínimas de inserción (de ámbito autonómico) y las pensiones (de ámbito nacional). Para analizar las rentas mínimas de inserción, se consideraron: (i) su cuantía (la mínima para una sola persona); (ii) la ratio de la cuantía respecto a la renta por habitante en cada comunidad autónoma, y (iii) la cobertura, definida como el número total de beneficiarios por cada mil habitantes, tal como los reportan los informes de los ministerios encargados de su gestión (cuyo nombre varía en alguna legislatura). Para las pensiones, se consideró el número total de pensionistas, la ratio per cápita y la cuantía de la pensión media (incluyendo todos

los tipos de pensión contributiva). La matriz de correlaciones se recoge en la tabla 5.

Como puede verse, la cuantía de las rentas mínimas de inserción presenta una relación inversa con ambos tipos de pobreza (mayor con la de ingresos), pero no así cuando se consideran en relación con la renta promedio de cada territorio, lo que no deja de ser llamativo (con la carencia material severa, además, la correlación no es estadísticamente significativa). Consideradas bajo su cobertura, las correlaciones vuelven a presentar signos negativos, con resultados más elevados en el caso de la pobreza monetaria (-0,44) que en el de la carencia material severa (-0,11).

El número de pensionistas tiene muy baja correlación con la pobreza y no es significativa, pero sí lo es con la cobertura de las rentas mínimas de inserción. También son estadísticamente significativas las correlaciones con la tasa de pensionistas, con valores muy parecidos en las correlaciones con la pobreza de ingresos (-0,54) y la carencia material severa (-0,56). La cuantía de la pensión media correlaciona negativamente con la pobreza monetaria (-0,42) y con la cobertura de las rentas mínimas de inserción (0,56). La correlación no es significativa con la carencia material severa. Finalmente, la regresión lineal del número del número de pobres con el número de pensionistas ofreció una relación directa significativa⁴.

A la vista de estos resultados, se decidió incluir en los posibles modelos la cobertura de las rentas mínimas de inserción y las pensiones per cápita.

2.2. Investigación econométrica

En función de los resultados ofrecidos por el estudio de las correlaciones, se decidió modelizar ambos tipos de pobreza empleando tres técnicas econométricas: la regresión lineal a modo de sección cruzada

Tabla 5. Matriz de correlaciones entre la pobreza y las prestaciones sociales. 2008-2021

	pobreza	CMS	RMI	RMIYpc	coberturaRMI	pensionistas	Tasapens
pobreza	1,0000						
CMS	0,5180*	1,0000					
RMI	-0,4780*	-0,2342*	1,0000				
RMIYpc	0,3211*	0,1213	0,4396*	1,0000			
coberturaRmi	0,4458*	-0,1106	0,6468*	0,1624*	1,0000		
pensionistas	-0,0825	-0,318	0,0832	-0,0585	-0,13891*	1,0000	
Tasapens	-0,5420*	-0,5635*	0,3804*	-0,0141	0,2730*	0,1951*	1,0000
Pensiónmedia	-0,4258*	-0,0233	0,5225*	-0,2157*	0,6013*	0,0434	0,3064*

* IC ≥ 95 %.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

⁴ $r = 16,3$; $EE = 1,5$; $t = 10,69$ y $R^2 = 0,7493$. La significatividad se mantuvo bajo panel estático con efectos aleatorios ($r = 4,4$, $EE = 1,3$), pero no bajo efectos fijos. En panel dinámico, $r = 2,6$ y $EE = 1,5$, significativo solo al 90 % de confianza.

(*pooled cross-section*), la regresión en datos de panel estático empleando efectos fijos y aleatorios, y la regresión en panel dinámico (incorporando la variable dependiente retardada). Las variables independientes que se consideraron fueron la tasa de paro, la de temporalidad, la cobertura de las rentas mínimas y los pensionistas por habitante. Veamos en detalle las tres técnicas de modelización señaladas:

- La regresión lineal en sección cruzada permitirá conocer estimadores eficientes al emplear mínimos cuadrados ordinarios, pero no discrimina entre comunidades autónomas.
- Las estimaciones bajo datos de panel pueden realizarse bajo dos supuestos: efectos fijos o efectos aleatorios. Ambas permiten abordar la presencia de heterogeneidad no observada en los datos, es decir, diferencias sistemáticas entre las unidades de observación a lo largo del tiempo que no pueden ser capturadas por las variables explicativas:
 - Bajo los efectos fijos, se asume que los efectos no observados son específicos de cada comunidad autónoma y se incluyen en el modelo como variables ficticias (*dummy*) para cada unidad. Estas variables ficticias capturan la heterogeneidad constante a lo largo del tiempo, por lo que permiten conocer los resultados de las diferentes comunidades autónomas debido a sus características idiosincráticas (clima, orografía) que permanecen relativamente estables en el tiempo.
 - Por su parte, los efectos aleatorios asumen que los impactos no observados son variables aleatorias que siguen una distribución específica. En este caso, la heterogeneidad no observada se modeliza como una componente aleatoria, con el objetivo de obtener estimaciones precisas de los parámetros fijos del modelo. En lugar de emplear mínimos cuadrados ordinarios, utiliza el estimador de momentos generalizados (GMM).

La elección de una técnica u otra es compleja. En general, los efectos fijos son más adecuados cuando se desea controlar por características invariables de las unidades de observación, se está interesado en el efecto medio de las variables independientes y tienden a ser más eficientes si se dispone de muchas observaciones (que no es nuestro caso). Los efectos aleatorios son más apropiados cuando se está interesado en la variabilidad de los efectos no observados entre comunidades autónomas y puede ser más eficiente si se dispone de pocas observaciones en un corto periodo de tiempo. Ante la riqueza de información que puede provenir de cada método, se decidió utilizar ambos⁵.

⁵ Para una explicación más exhaustiva de los supuestos técnicos subyacentes a cada método, puede consultarse Wooldridge (2010).

Dado el carácter autorregresivo de la pobreza, conviene estimar los efectos sobre la variable utilizando paneles dinámicos. Para ello, se ha empleado el método desarrollado por Arellano y Bond (1991) y Arellano y Bover (1995), posteriormente mejorado por Blundell y Bond (1998) y Blundell *et al.* (2000)⁶. Se ha utilizado el estimador *xtdpdsys* o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond, disponible en el paquete informático Stata/IC 15.1⁷. El modelo que se desea estimar es:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{i,t-j} + \mathbf{x}_{it}\beta_1 + \mathbf{w}_{it}\beta_2 + v_i + \epsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T_i$$

Y representa la pobreza de cada comunidad autónoma (denotada por i) a lo largo del periodo t (2008-2021), \mathbf{x} es el vector de covariables exógenas y \mathbf{w} , el de covariables endógenas, v representa los efectos de panel y ϵ es la perturbación aleatoria IID $\sim(0, \sigma^2)$ del conjunto de la muestra.

Básicamente, el método permite estimar un panel utilizando instrumentos internos, en lugar de acudir a variables instrumentales con difícil cumplimiento de sus características. El método emplea los instrumentos retardados: un periodo en una primera ecuación y las variables en diferencias en una segunda ecuación, que estima junto con la primera. La literatura ha usado ampliamente esta metodología en el campo de la ayuda al desarrollo (Roodman, 2007; Castells-Quintana y Larrú, 2015), la pobreza (Neme *et al.*, 2021; Gnangnon, 2022; Marrero y Servén, 2022) y la desigualdad (Tezanos *et al.*, 2013; Anser *et al.*, 2020; Albert y Ávila, 2021)⁸, pero, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, es la primera vez que se utiliza con datos de pobreza autonómica española. La metodología es idónea cuando se tienen muchos grupos y relativamente pocos años. En nuestro caso, dado que disponemos de 19 grupos (las 17 comunidades autónomas y las 2 ciudades autónomas) y 14 años, deberemos interpretar los resultados con cierta cautela. Los resultados de las estimaciones se ofrecen en la tabla 6.

⁶ Inicialmente desarrollados por Arellano y Bond (1991) y Arellano y Bover (1995); posteriormente mejorados por Blundell y Bond (1998) y Blundell, Bond y Windmeijer (2000).

⁷ Básicamente, *xtdpdsys* se ajusta a un modelo de datos de panel dinámico lineal donde los efectos de nivel de panel no observados se correlacionan con los retardos de la variable dependiente. Este modelo es una extensión del estimador de Arellano-Bond que acomoda a la varianza del error idiosincrático grandes parámetros autorregresivos y una gran ratio de la varianza del efecto a nivel de panel. Esto se conoce como el estimador del sistema Arellano-Bover/Blundell-Bond. Este estimador está diseñado para conjuntos de datos con muchos paneles y pocos periodos. Este método asume que no hay autocorrelación en los errores idiosincráticos y requiere que los efectos a nivel de panel no estén correlacionados con la primera diferencia de la primera observación de la variable dependiente.

⁸ Puede ampliarse las características del método en Martínez (2013), entre muchos otros.

Tabla 6. Resultados de las estimaciones con datos de panel. 2008-2021

	Pobreza relativa (monetaria)					Carencia material severa (no monetaria)				
	Reg. lineal	E. hijos	GLS (aleatorios)	Arellano y Bond	GMM-SYS	Reg. lineal	E. hijos	GLS (aleatorios)	Arellano y Bond	GMM-SYS
$Pob_{i,t}$				0,173***	0,392***				0,057	0,036
Paro	0,592***	0,142**	0,332***	0,155**	0,217***	0,281***	0,106**	0,190***	0,145**	0,191***
C temporal	0,582***	0,413***	0,606***	0,379**	0,223**	-0,005	-0,063	0,029	-0,098	0,050
Cobertura RMI	-0,146***	-0,07**	-0,120***	-0,078*	-0,090**	-0,011	-0,044	-0,024	-0,066*	-0,040
Pensionistas pc	375,02***	24,31	295,92***	-4,33	319,82***	58,66	92,81	100,7*	51,58	143,95*
constante	-7,22***	9,39**	-2,29			0,35	5,24	0,77		
R ²	0,7488	0,6077	0,7273			0,3358	0,2256	0,3184		
R ² intra		0,1264	0,1097				0,0571	0,0484		
R ² entre		0,6831	0,8257				0,3464	0,5287		
F / Wald	178,17***	5,36***	116,65***	51,9***	834,17***	17,67***	2,24*	33,39***	6,11	254,06***
Observaciones	171	171	171	152	171		171	171	152	171
Grupos		19	19	19	19		19	19	19	19
Instrumentos				72	81				72	81
AR(1)				0,0012	0,0018				0,0038	0,0025
AR(2)				0,4342	0,2011				0,2409	0,2513

Nota: todas las estimaciones con errores estándar robustos; las no significativas, en cursiva. * IC ≥ 90%. ** IC ≥ 95%. *** IC ≥ 99%.
Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE) y la Encuesta de Población Activa (INE).

Como puede observarse, la tasa de paro es siempre significativa y positiva, en todas las estimaciones, tanto en la pobreza monetaria como en la no monetaria. La tasa de temporalidad también hace aumentar la pobreza relativa, pero no es estadísticamente significativa con la carencia material severa, presentando incluso signo negativo en algunos casos. La cobertura de las rentas mínimas de inserción presenta relación inversa en casi todas las estimaciones, pero solo es explicativa en el caso de la pobreza de ingresos por hogar bajo regresión lineal y con efectos aleatorios⁹. Además, la ratio de pensionistas per cápita aumenta ambos indicadores de pobreza y es significativa cuando se utiliza la regresión lineal y los efectos aleatorios. Sin embargo, se torna negativa y no significativa en panel dinámico bajo el procedimiento de Arellano y Bond, y recupera la significatividad bajo el estimador de momentos generalizados (GMM).

Por último, conviene advertir que, utilizando el panel estático, el R² del componente entre grupos es siempre mucho mayor que el del intragrupo, lo que quiere decir que el modelo detecta mayor poder explicativo de las variables independientes entre las comunidades autónomas que dentro de ellas.

⁹ El resultado de signo negativo se mantuvo en el modelo que excluyó la tasa de pensionistas. La significatividad estadística solo se mantuvo bajo panel estático con efectos aleatorios ($r = -0,0097$, IC ≥ 99%) junto con el paro ($r = 0,309$, IC ≥ 99%) y el contrato temporal ($r = 0,438$, IC ≥ 95%), con R² = 0,6280.

3. Implicaciones para el diseño de políticas antipobreza

Los resultados obtenidos muestran que los tres ámbitos considerados tienen mucha importancia a la hora de diseñar políticas para reducir la pobreza en cada comunidad autónoma.

3.1. Políticas relacionadas con los ingresos por trabajo asalariado

Las variables relacionadas con el mercado de trabajo evidencian la importancia del nivel de ingresos percibido por los trabajadores. Con alta probabilidad, es la dimensión mejor estudiada a la hora de identificar la pobreza (por ejemplo, en Ayala *et al.*, 2017). De entre los múltiples aspectos involucrados en el mercado laboral, nos limitamos a señalar tres.

En primer lugar, es una dimensión más nacional que autonómica. Pueden existir algunos factores de limitación de la movilidad interterritorial en el ámbito laboral, como la lengua vehicular en algunas comunidades autónomas, que actúen como barrera de entrada en algunos empleos para trabajadores procedentes de otra comunidad. Pero, en general, la legislación laboral es de ámbito nacional (tipos de contrato, costes de despido, negociaciones colectivas o salario mínimo). Es posible que exista cierta diferencia en el poder de negociación en las comunidades autónomas con menor nivel de sindicación. En este sentido, en 2021 existían en

España unos 266.000 delegados sindicales, que representaban a más de 16 millones de asalariados. Esto significa que los sindicatos representan, en promedio, a apenas el 1,6 % del total de las plantillas. Por comunidades autónomas, la afiliación varía entre el 31,4 % de Asturias y el 23,2 % de Galicia y Cantabria, y el 11,8 % de la Comunidad de Madrid y el 10,3 % de la Región de Murcia, que es la comunidad autónoma con menor tasa de afiliación sindical¹⁰.

En segundo lugar, es necesario reconocer la figura del trabajador pobre. La precarización ha conducido a empleos que no implican un ingreso que supere el umbral de la pobreza monetaria. Según la Encuesta de Condiciones de Vida de 2021, que recoge los ingresos de los hogares en 2020, el 14,3 % de los hogares pobres estaban encabezados por personas ocupadas¹¹.

Las tasas de temporalidad y los salarios del decil más bajo presentan también una varianza significativa entre comunidades autónomas. En los contratos temporales, Andalucía, Extremadura y Melilla destacan por presentar valores muy altos (superiores al 30 %) todos los años del periodo considerado. Asimismo, todas las comunidades autónomas vieron disminuir la proporción de temporalidad si comparamos el primer y último año del periodo de análisis, excepto La Rioja, donde se mantuvo invariada en el 22,3 %, y Melilla, donde aumentó en 1,2 puntos básicos. Muy destacada ha sido la caída de Ceuta, que muestra un descenso de 18,4 puntos porcentuales, a una tasa acumulativa anual del 0,05 %. Cataluña, Aragón, Extremadura, la Comunidad Valenciana y Asturias presentan una desviación típica inferior a la nacional, mientras que Ceuta, Melilla y Castilla-La Mancha son, respectivamente, las ciudades autónomas y la comunidad autónoma donde mayor ha sido dicha volatilidad. La relación estrecha entre pobreza monetaria y menores ingresos debido al tipo de contrato exige una política pública que garantice que la temporalidad no sea un abuso, así como que el Estado atienda a la formación continua de calidad de estos trabajadores, ya que las empresas en las que trabajan carecen de incentivos para ello. Es posible que la gestión de esta formación se lleve a cabo de forma centralizada, mientras que la docencia, tanto teórica como práctica, puedan ejercerla empresas privadas. Lo esencial es que los trabajadores de bajos ingresos y empleabilidad reciban inyecciones regulares de *know how* y conocimientos para seguir prosperando a lo largo de sus carreras profesionales. También es deseable que las malas experiencias habidas en la gestión descentralizada de estas políticas activas (como el caso andaluz) no condicionen la posibilidad de aplicar el principio de subsidiariedad y que los diseños formativos personalizados sean gestionados desde las instancias

más cercanas a cada puesto de trabajo, dada la diversidad de sectores y ramas de actividad donde el empleo temporal es más frecuente.

Por lo que respecta al salario del decil más bajo, ya se ha mencionado que su cuantía es siempre inferior al umbral de pobreza monetaria. Son los "trabajadores pobres" (Aragón *et al.*, 2012). Puede sorprender que el País Vasco presente el promedio de menor valor de toda la muestra (459,76 € mensuales), mientras que Ceuta (511,4 €) y Melilla (525,3 €) tienen los más elevados. De nuevo Ceuta, Melilla, más la Región de Murcia y Canarias, presentan valores de desviación típica muy superiores a la media nacional, mientras que la Comunidad de Madrid, Aragón, el País Vasco, Extremadura y Castilla-La Mancha tienen una dispersión inferior a la nacional. Si comparamos la volatilidad del salario del decil más bajo con el de los contratos temporales a través de sus coeficientes de variación, solo la Comunidad de Madrid y Ceuta tuvieron mayor volatilidad en los contratos temporales que en las remuneraciones más bajas.

Dado que medidas antipobreza como el salario mínimo se establecen para todo el territorio nacional, las comunidades autónomas no tienen margen de acción sobre este instrumento. Pero este hecho no tiene obligatoriedad normativa. Al igual que existen diferentes salarios mínimos por tipo de trabajo o edad¹², y aún hoy se diferencia el salario mínimo interprofesional para las personas trabajadoras eventuales y las temporeras cuyos servicios a una misma empresa no excedan de 120 días/año, así como para las personas empleadas de hogar que trabajen por horas, podrían establecerse salarios mínimos por ramas de actividad o territorios, ya que los costes de vida varían según el territorio. Puede ser un instrumento que investigar en mayor profundidad, sobre todo para afrontar el desempleo juvenil.

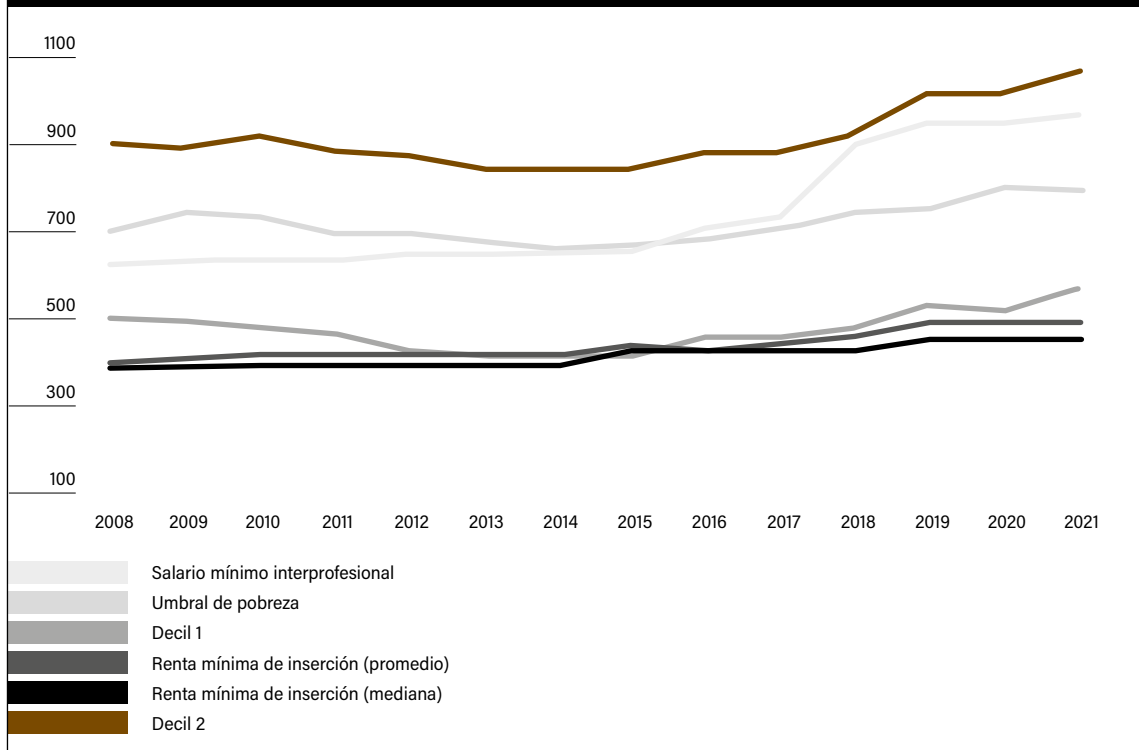
En todo caso, como muestra el gráfico 2, mientras que el salario del decil más bajo nunca ha superado el umbral de la línea nacional de pobreza monetaria, el salario mínimo interprofesional lo hace desde 2016: en 2021, el salario mínimo fue de 965 € y el umbral, de 794,6 €, lo que marca una diferencia de 170 € a favor de aquel.

¹⁰ Datos tomados de Eulixe (2021). La correlación con la pobreza monetaria es negativa, como se muestra en el anexo 1.

¹¹ El 41,5 % estaban encabezados por personas en paro; el 13,3 %, por personas jubiladas y el 29,6 %, por personas inactivas. Esta clasificación no está disponible para las comunidades autónomas, por lo que no podemos profundizar en este novedoso fenómeno social.

¹² En 1997, se unificaron los salarios mínimos para trabajadores de entre 16 y 18 años y para mayores de 18. En la década de 1980, se diferenciaban tres tramos: hasta 17 años, 17 años y más de 17 años.

Gráfico 2. Comparación entre el salario mínimo interprofesional, el decil de ingresos más bajo y las rentas mínimas de inserción, respecto al umbral nacional de riesgo de pobreza monetaria*. 2008-2021 (€)



* Adviértase que el umbral se establece por ingresos totales del hogar en consumo equivalente, mientras que el salario mínimo de inserción es por persona trabajadora y el promedio y la mediana de las rentas mínimas de inserción se calculan sobre la cuantía mínima de las 19 comunidades y ciudades autónomas.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

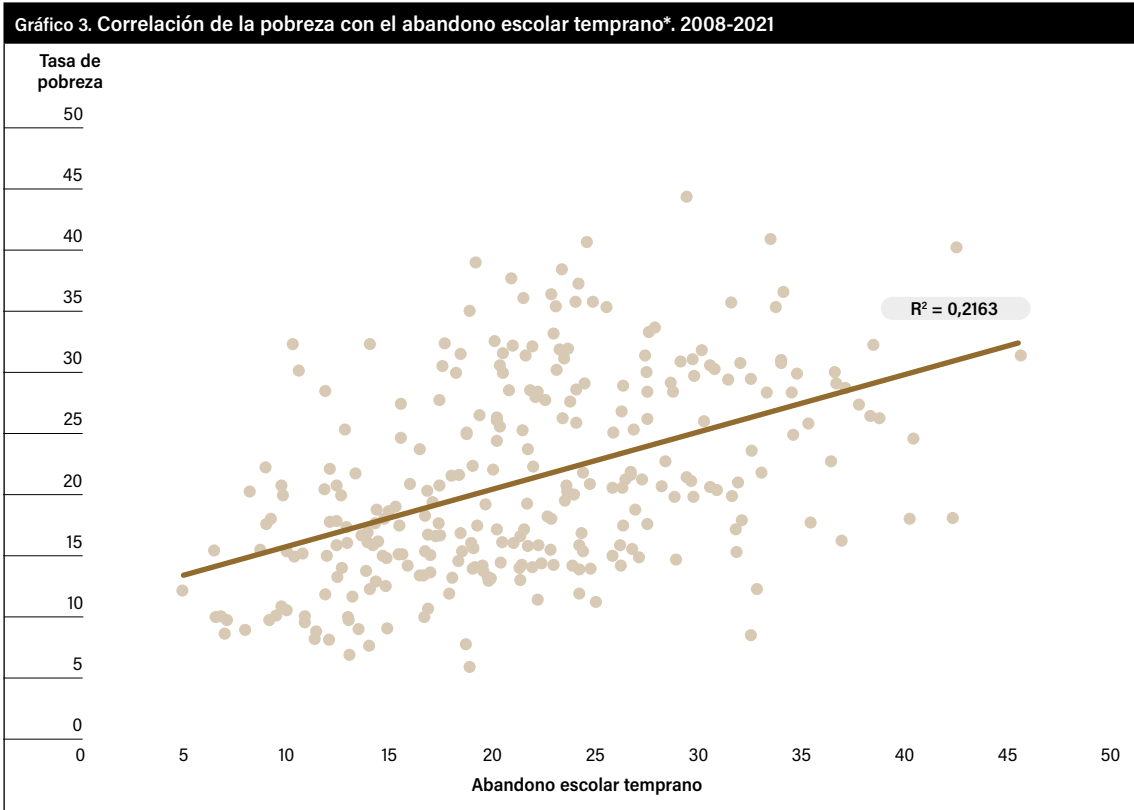
Más allá del salario mínimo, la insuficiencia de ingresos en cada comunidad autónoma dependerá de su mercado laboral¹³ y productivo. Una cuestión importante que no analizamos en este trabajo es cómo afecta la movilidad geográfica del trabajo entre comunidades autónomas. La existencia de puestos de trabajo sin cubrir en algunas comunidades autónomas, junto con el paro en esas y otras comunidades autónomas (a veces vecinas), genera fricciones que sería importante analizar. Hay evidencia de que las personas que abandonaron su comunidad autónoma para ir a trabajar a otra obtuvieron una mayor movilidad intergeneracional (Soria Espín, 2022). ¿Sucede lo mismo con la pobreza relativa, ya sea monetaria o monetaria? Es otra vía futura de investigación que aquí no hemos podido desarrollar.

3.2. Políticas educativas antipobreza

Las competencias en materia de gestión educativa están transferidas a las comunidades autónomas, si bien la legislación y el currículo tienen aún una amplia cobertura nacional a través del Ministerio de Educación y, en la legislatura actual, el de Universidades.

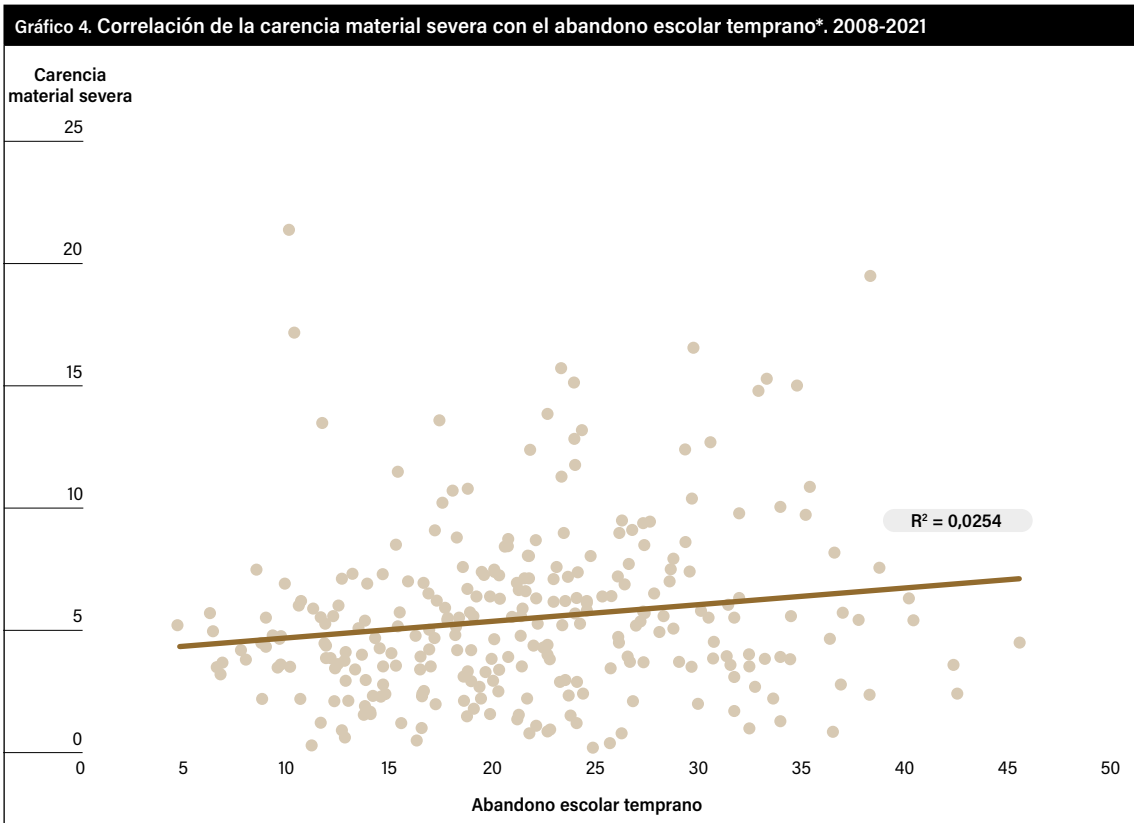
En este trabajo, hemos seleccionado el abandono escolar temprano como variable de interés para analizar su efecto sobre la pobreza (Soler *et al.*, 2021). Como muestra el gráfico 3, la correlación entre el abandono escolar temprano y la pobreza monetaria y no monetaria es positiva, lo que no deja de ser sorprendente.

¹³ Volumen de oferta y demanda de puestos de trabajo, al que habría que añadir la adaptación de la oferta de cualificación requerida.



* La nube de puntos corresponde a cada emparejamiento de pobreza y abandono escolar temprano en los diversos territorios y años entre 2008 y 2021.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE) y del Ministerio de Educación.



* La nube de puntos corresponde a cada emparejamiento de la carencia material severa y el abandono escolar temprano en los diversos territorios y años entre 2008 y 2021.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE) y del Ministerio de Educación.

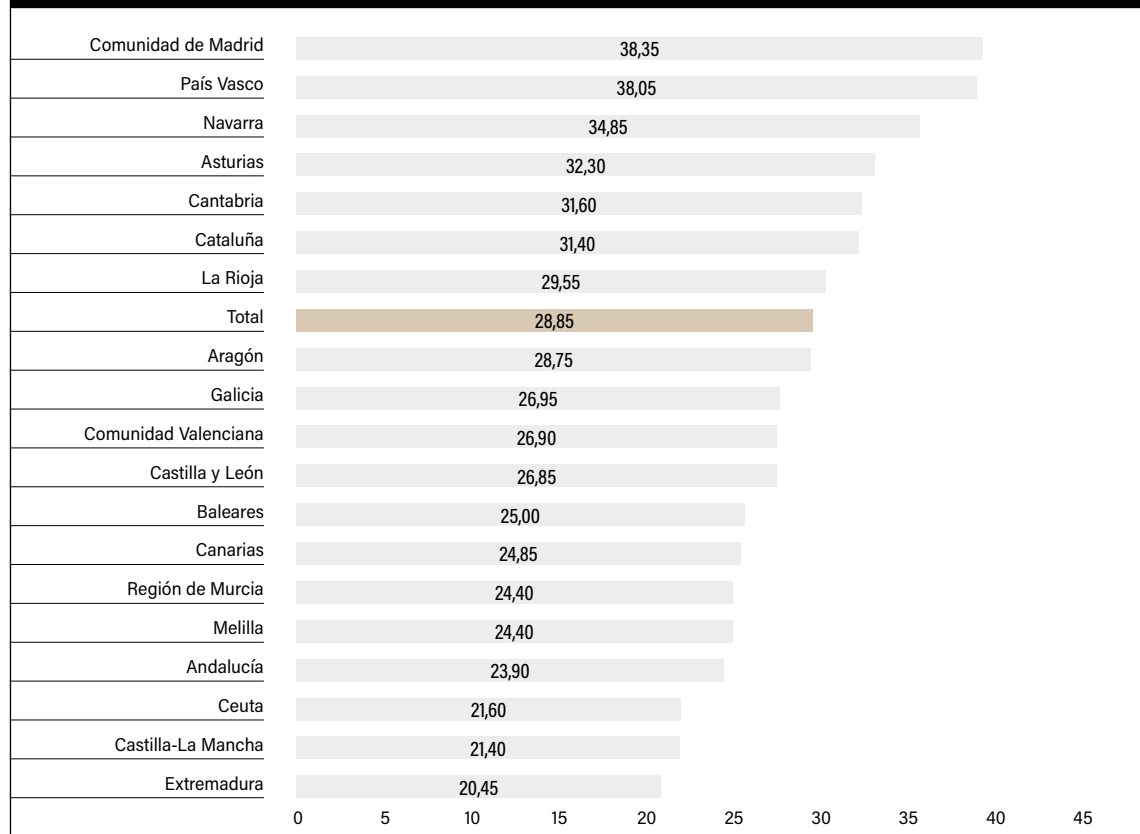
En la evidencia empírica ofrecida aquí, los resultados no son concluyentes. Hemos obtenido signos negativos significativos en las estimaciones de panel estático entre el abandono escolar temprano y la pobreza no monetaria (carencia material severa). Analizando los datos de abandono escolar temprano para cada comunidad autónoma, llama la atención que en todos los territorios se ha producido un descenso sistemático de esta variable entre 2008 y 2021. El total nacional experimentó una caída de 18,4 puntos porcentuales, con caídas muy elevadas en el caso de Ceuta (32,5 puntos), Baleares (27,1 puntos) y Melilla (25 puntos). Donde menos desciende es en Asturias (8,2 puntos), Navarra (9,7 puntos) y en el País Vasco (10 puntos), porque ya partían de valores bajos. El ritmo anualizado de reducción es muy notable, con caídas de entre el 9% de Ceuta y 3% de Asturias, y un promedio nacional del 6% de descenso acumulativo anual.

Con estos datos tan favorables, esperábamos encontrar mayor evidencia de influencia en la pobreza. Es posible que no haya una traducción directa e inmediata entre reducir el abandono escolar

temprano y lograr ingresos superiores al umbral de pobreza, pues la educación no garantiza el empleo reenumerado, ni este un salario que supere que la línea relativa de pobreza, como ya hemos mencionado en el caso del decil 1 de la distribución.

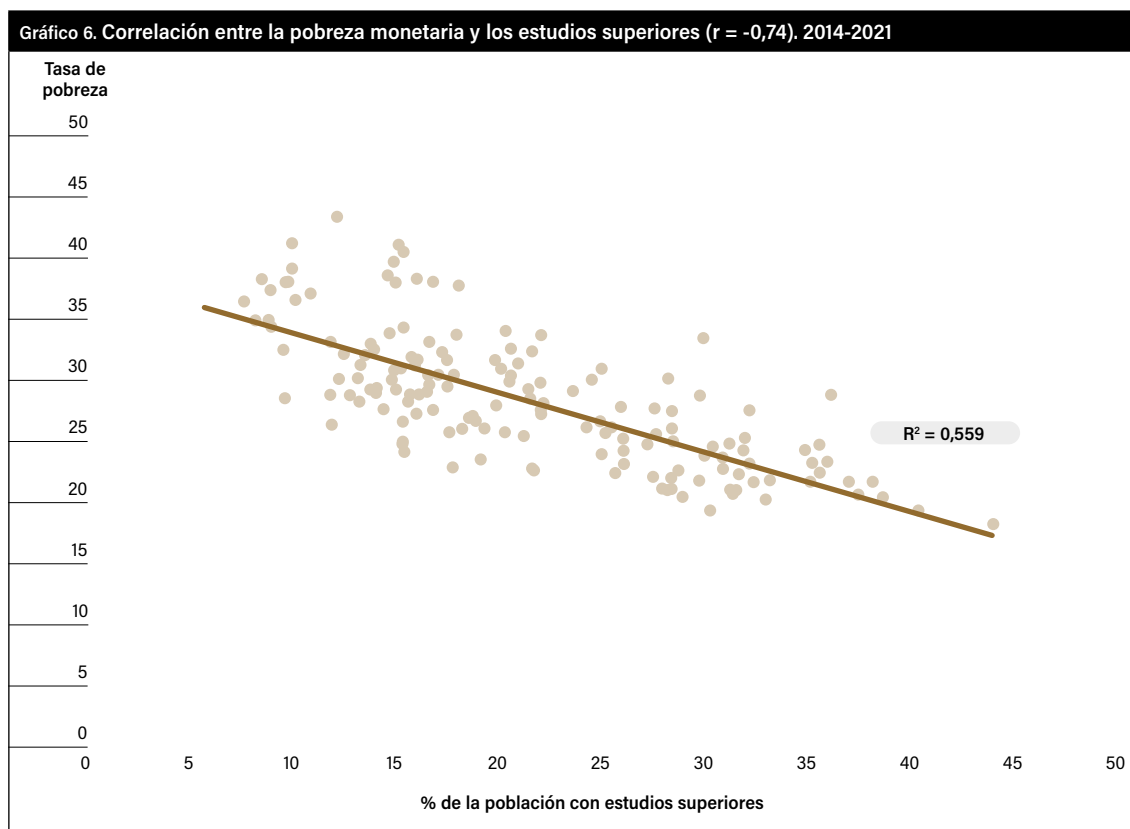
Para completar el análisis, consideramos de interés verificar si tener una educación superior (universitaria o de formación profesional) explica mejor la relación entre pobreza y educación. De entrada, la Encuesta de Condiciones de Vida muestra de forma sistemática que más de un 10% de los hogares en riesgo de pobreza o exclusión social (AROE) están encabezados por personas con título superior y que más un 20% están encabezados por personas con una formación equivalente a la segunda etapa de secundaria¹⁴. Estos datos no están disponibles desagregados por comunidades autónomas. Además, utilizando los datos del nivel de formación alcanzado en cada comunidad autónoma desde el año 2014 de la Encuesta de Población Activa, elaboramos el gráfico 5, que clasifica las comunidades autónomas según la mediana del porcentaje de población con estudios superiores en el periodo 2014-2021.

Gráfico 5. Mediana del porcentaje de población con estudios superiores. 2014-2021



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

¹⁴ En el caso de los títulos superiores, concretamente un 10,6% en 2021 y un 7,2% en 2008, que es el valor mínimo de la serie. En el caso del nivel de secundaria de segunda etapa, los valores fueron de 14,8% en 2008 y 20,4% en 2021. La escala de formación incluye siempre la inserción laboral equivalente, no solo la posesión del título alcanzado.



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

El resultado es interesante, ya que, con excepción de las ciudades autónomas, todas las comunidades autónomas tienen al menos una universidad que ofrece la posibilidad de realizar estudios superiores. Si estos se traducen en ingresos por encima del umbral de la pobreza, deberían presentar una relación estadística significativa e inversa con la pobreza monetaria. Intentamos verificar esta hipótesis y obtuvimos resultados no concluyentes (anexo 2). La matriz de correlaciones muestra una elevada correlación negativa con la pobreza monetaria (y el AROPE, con valor de -0,74) pero mucho más baja con la carencia material severa (-0,32). La correlación con la desigualdad es de 0,30 y de 0,86 con la renta per cápita. Con el paro, también es elevada (-0,73), pero con el contrato temporal es menor (-0,4). Es elevada también con el abandono escolar temprano (-0,77) y negativa pero baja (en torno a -0,4) con las rentas mínimas de inserción y la proporción de pensionistas por habitante.

Aunque la regresión lineal multivariante ofreció un coeficiente negativo y significativo, este solo se mantuvo significativo en la estimación de panel estático bajo efectos aleatorios, resultando ya no significativa con efectos fijos y en las estimaciones de panel dinámico.

En suma, en continuidad con estudios previos (Gortazar, 2019) es necesario seguir investigando el impacto que el sistema educativo tiene sobre la pobreza, ya que su efecto no es directo, sino que

supone una relación con los ingresos (pobreza monetaria) mediada por el mercado de trabajo, ámbito donde la calidad de la formación recibida y la empleabilidad puede ser muy diversa entre las comunidades autónomas.

3.3. La eficiencia de las transferencias y servicios sociales

Un dato interesante que ofrecen los diversos indicadores de pobreza en las comunidades autónomas es que, por ejemplo, mientras que en todos los territorios ha habido un aumento en el indicador "carencia material y social severa con más de cuatro ítems por hogar"¹⁵, en casi todas las comunidades autónomas hubo un descenso en el indicador "dificultades para llegar a fin de mes"¹⁶, no solo desde el año 2014, con el pico de la crisis económica, sino comparando 2008 con 2021. Sin embargo, el indicador "retrasos en los pagos relacionados con la vivienda en los últimos 12 meses" aumenta en todas las comunidades autónomas (excepto en la Comunidad Valenciana) cuando se compara el dato de 2008

¹⁵ El promedio nacional pasó del 3,6% en 2008 al 7,3% en 2021.

¹⁶ El promedio nacional era del 31,9% en 2008, alcanzó el máximo del 39,1% en 2014 y en 2021 se situó en el 21,6%, con una reducción de 10,3 puntos porcentuales entre 2008 y 2021. Solo Aragón, Asturias y Melilla presentaron tasas superiores en 2021 respecto a 2008.

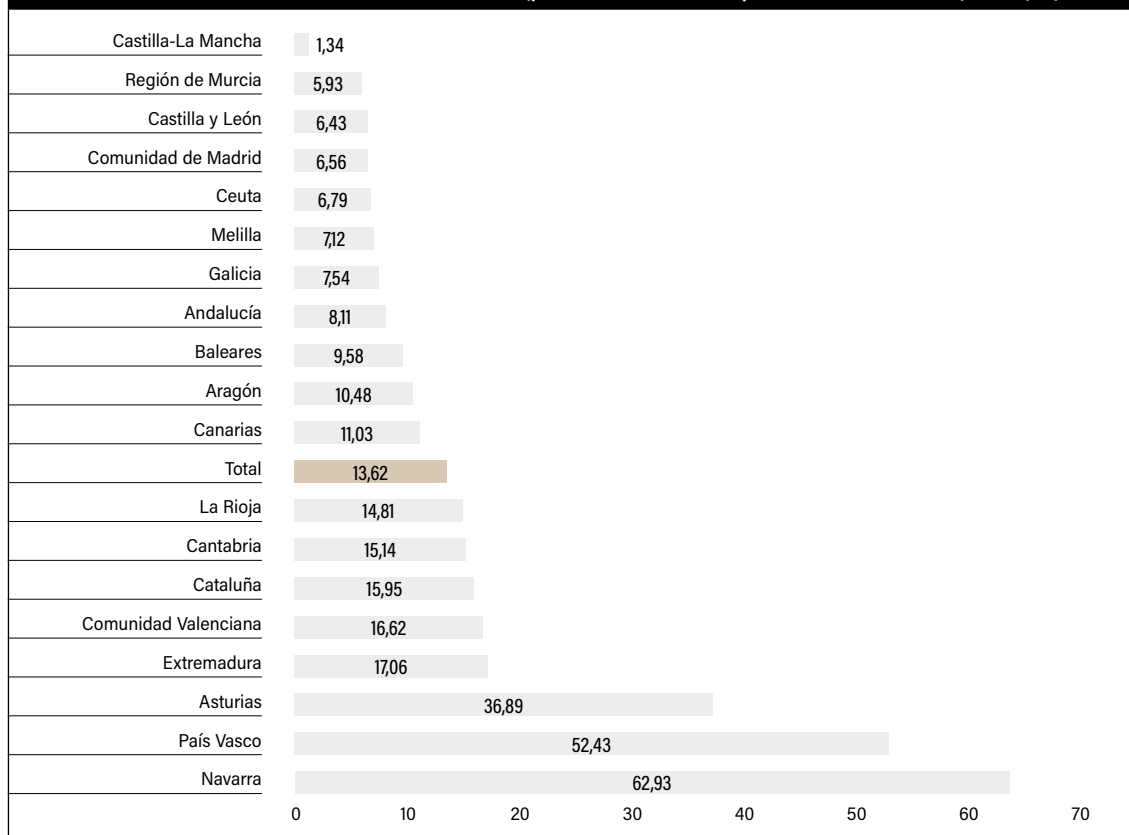
con el de 2021¹⁷. Ceuta es la ciudad autónoma que presenta mayor prevalencia de esa dificultad, con niveles casis siempre superiores al 20 %, mientras que Castilla y León se sitúa por debajo del 3 %. Canarias y la Región de Murcia son las comunidades autónomas donde más ha crecido esa dificultad y donde suele ser uno de los principales motivos para acudir a los servicios públicos sociales.

Los resultados obtenidos en los ejercicios empíricos anteriores respecto a la influencia de las rentas mínimas de inserción sobre la pobreza han sido mixtos. Es cierto que la mayoría de las veces el coeficiente es negativo (mayores cuantías se asocian con menos pobreza, tanto monetaria como no monetaria), sobre todo cuando lo consideramos en términos de cobertura por cada mil habitantes,

pero no podemos concluir con certeza que exista una relación causal¹⁸. La literatura ha señalado repetidamente las notables diferencias tanto en la cuantía como en la cobertura y duración de estas prestaciones territoriales (Moreno Márquez, 2010; Fernández, 2015; Ayala, 2012; Ayala y Cantó, 2020; Rodríguez Sumaza *et al.*, 2020; Ayala *et al.*, 2021; Laparra y Martínez Sordoni, 2021).

La realidad es que la propia cobertura de las rentas mínimas de inserción es tremendamente heterogénea, como muestra el gráfico 7, y son casi inexistentes las evaluaciones de impacto causal basadas en estudios longitudinales de beneficiarios, así como de las "estrategias de salida" o graduación que indican que ya dejan de ser necesarias como "suelo" mínimo de ingresos para vivir con dignidad.

Gráfico 7. Cobertura de las rentas mínimas de inserción (población beneficiada por cada mil habitantes). 2021 (‰)



Fuente: elaboración propia con datos de la Dirección General de Diversidad Familiar y Servicios Sociales (2022).

¹⁷ El promedio nacional evolucionó desde el 7,1% de 2008 al 11,7% de 2014 y el 12,6% en 2021.

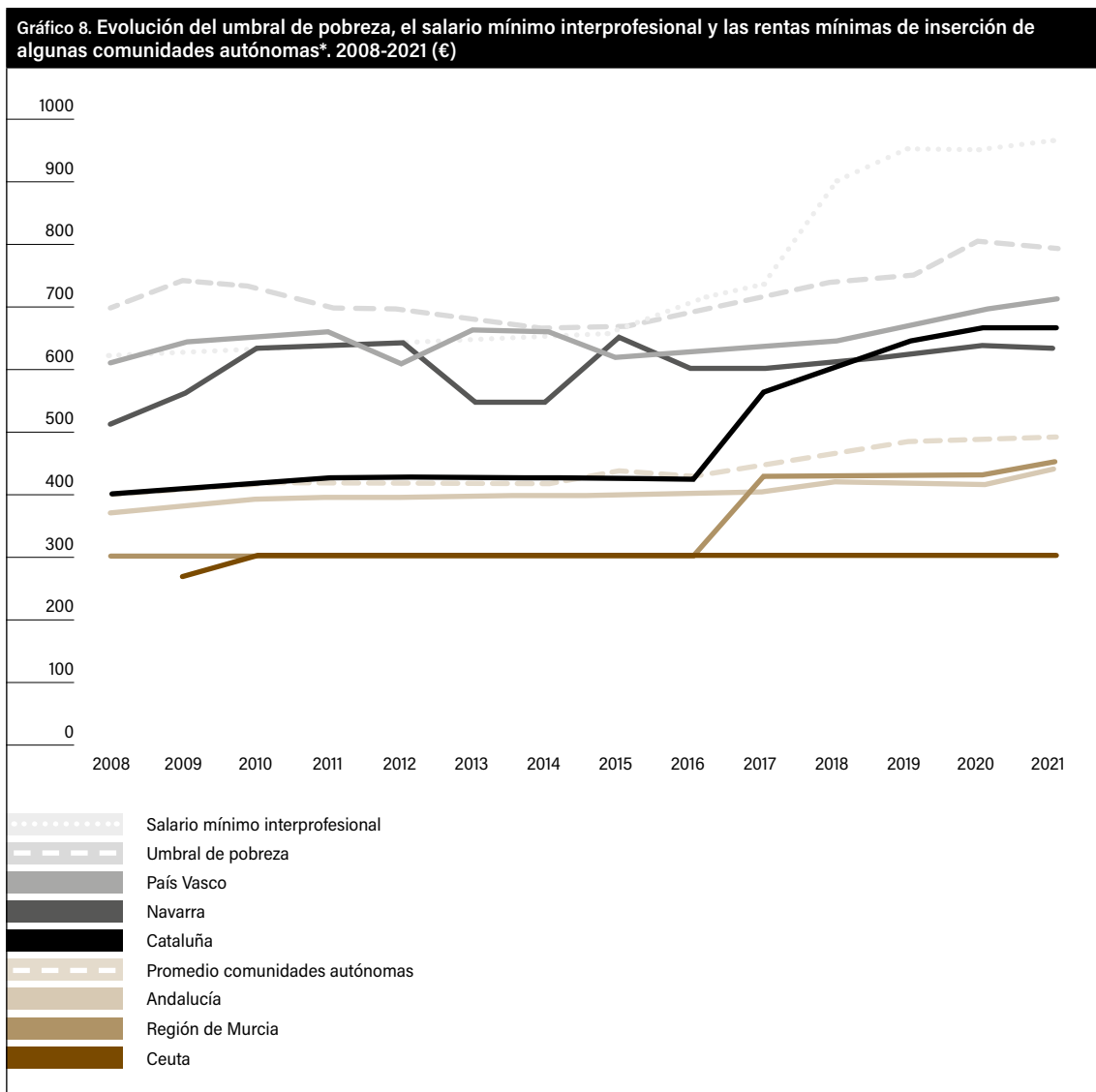
¹⁸ Es posible que una parte pueda deberse a los errores de medida en los datos que reportan los informes sobre rentas mínimas de inserción, ya que en unos casos el dato corresponde a los perceptores a 31 de diciembre; en otros, al total de perceptores a lo largo del año, y en otros, a las resoluciones positivas realizadas durante el año. Para mayor detalle sobre la calidad de los datos de las rentas mínimas de inserción, véase Aguilar Hendrickson y Arriba (2021).

En cualquier caso, como refleja el gráfico 8, claro que prestaciones como las rentas mínimas de inserción nunca han logrado, en su cuantía, superar el umbral de la pobreza monetaria. El salario mínimo interprofesional sí lo hace, pero solo a partir de 2016. A estas limitaciones, hay que añadir en la actualidad la necesidad de coordinación con la prestación nacional del ingreso mínimo vital, cuya deficiencia también ha sido señalada (Ayala *et al.*, 2022, Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal, 2022) y que venía de antes (Eransus *et al.*, 2019).

Es posible que la demografía vaya a ser una variable cada vez de mayor importancia en la pobreza entre territorios. El envejecimiento de la población, la llegada a la edad de jubilación de los *baby boomers*, el vaciamiento demográfico de muchas zonas rurales, entre otros, son factores que van a conducir a agrandar las desigualdades interterritoriales.

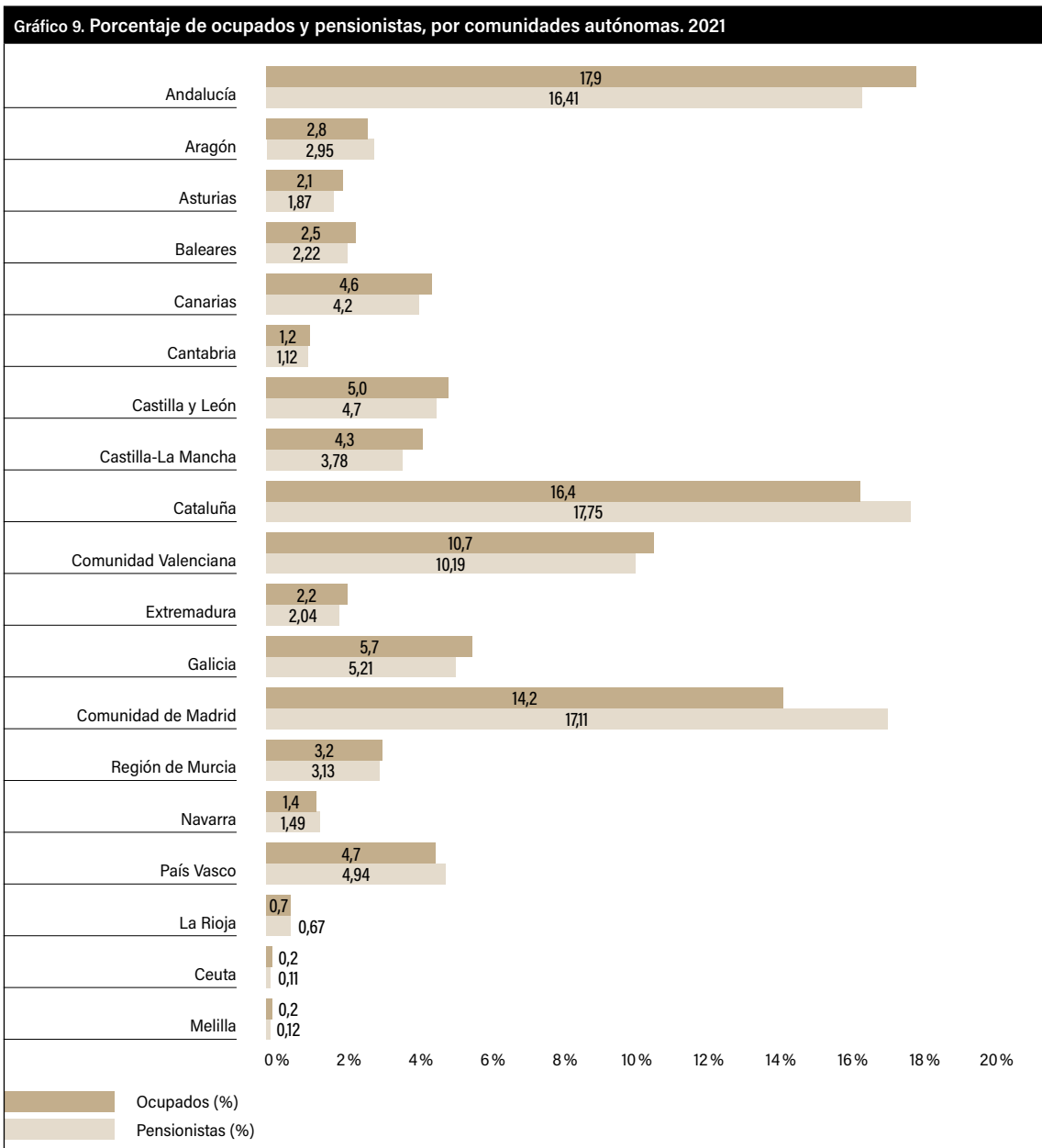
En algunos territorios, ya hay más pensionistas que ocupados y la necesidad de una reforma en profundidad del sistema de pensiones es mantenida en el tiempo por numerosos especialistas.

Lo que se ha tratado de mostrar aquí es si recibir una pensión, al ser un ingreso público muy constante y "garantizado", disminuye la pobreza (al menos, la monetaria). Este "efecto estadístico" de que la misma pensión signifique salir de la pobreza relativa, debido a un descenso general de los ingresos nacionales, ya se produjo en el periodo 2009-2014. Alguna evidencia no concluyente hemos ofrecido aquí, pero desde luego es un factor que no debe ignorarse a la hora de analizar las diferencias entre comunidades autónomas. Cataluña, la Comunidad de Madrid, el País Vasco y Aragón, por ejemplo, ya muestran, en términos relativos al total nacional, mayor porcentaje de pensionistas que de población ocupada (gráfico 9).



* Las comunidades autónomas elegidas son las tres con cuantía más elevada y las tres con cuantía más baja (medida por su mediana en 2008-2021).

Fuente: elaboración propia con datos de la Dirección General de Diversidad Familiar y Servicios Sociales (2022).



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

Esta realidad está teniendo efectos políticos directos, como la representación parlamentaria (nacional y autonómica) de partidos muy "localistas" dispuestos a defender y reclamar políticas públicas de ámbito territorial. La fuerza relativa de estas reivindicaciones, sin proporcionalidad con la aportación de ingresos públicos, puede hacer que las tensiones sociales se agraven, al interpretarlas los ciudadanos residentes en cada territorio como agravios comparativos. En términos económicos, el mantenimiento del "mercado único" en todo el territorio nacional es un factor correlacionado con la facilidad de emprendimiento, el riesgo inversor productivo y la productividad tanto del factor trabajo como del capital. Por otra parte, hay evidencia de que la pobreza crónica y permanente desincentiva la participación política a través del voto, con lo que cada vez es más difícil

que las políticas públicas reconozcan la prioridad de aquellas situaciones a las que se enfrentan cada día las personas empleadas en los servicios sociales.

La falta de recursos, tiempo o motivación (por desgaste o *burn out*) de los trabajadores sociales para realizar un proceso integral de acompañamiento a las personas que acuden a los servicios sociales, una baja coordinación y una poco eficaz división de tareas con los educadores sociales son síntomas de que estos departamentos pueden no estar funcionando como deberían en algunas comunidades autónomas. Sería interesante poder evaluar esta hipótesis en profundidad.

Otra hipótesis que surge como consecuencia de los resultados obtenidos es si una oferta municipal

de trabajos garantizados podría funcionar como mecanismo reductor de la pobreza y de la dependencia cronicada de las transferencias públicas. La literatura emergente muestra que no es una idea descabellada y que ofrece buenos resultados en otros países (Besley *et al.*, 2004; Ravallion, 2019; Bagga *et al.*, 2023). El metanálisis realizado por Bagga *et al.* (2023) muestra un impacto positivo a corto plazo en los sujetos que han participado en estos programas: aumenta su empleabilidad, sus ingresos, su ahorro y su inversión para el autoempleo, aunque estos dos últimos efectos tienden a diluirse a medio plazo. También observan aumentos en el bienestar psicológico de los participantes y en el empoderamiento de la mujer. Los programas de empleo público en la India rural (Ravallion, 2019) y en Sudáfrica (Besley *et al.*, 2004) evidencian mejores resultados en términos de coste-eficiencia que las transferencias condicionadas en efectivo y pueden ser una alternativa de interés frente a las propuestas de una renta básica universal.

Un buen programa de trabajo público garantizado debería diseñarse bajo un estricto principio de subsidiariedad, por lo que la oferta de empleos públicos municipales parece ser la mejor opción, especialmente en zonas de baja densidad demográfica ("vaciadas"). Esta cercanía es importante para "encajar" o casar las necesidades públicas concretas del municipio con las cualidades y la formación del oferente de trabajo. Las evaluaciones realizadas aconsejan que estos programas tengan, entre otras, las siguientes características: (i) que ofrezcan empleos remunerados de forma suficiente para vivir con dignidad, pero que no desincentiven la búsqueda voluntaria de alternativas en mercados privados de empleo; (ii) que conlleven formación mediante la práctica (*learning by doing*), de forma que aumente la cualificación y empleabilidad del trabajador; (iii) que los costes de administración y seguimiento no sean elevados, por lo que se aconseja una condicionalidad responsable en forma de cumplimiento de horarios, de las normas de seguridad e higiene; (iv) que puedan incluir incentivos positivos en forma de remuneración variable si se alcanzan objetivos, debido a la mayor motivación y autoestima que deja en quien los logra.

Pensamos que es una alternativa realista, ya que cada municipio puede ofrecer empleos públicos ajustados a diferentes perfiles de cualificación: desde trabajos que benefician a la comunidad (limpieza de grafitis, conservación y mantenimiento de bosques y vaguadas en prevención de incendios e inundaciones, restauración de edificios públicos o templos y ermitas deteriorados) a trabajos rutinarios más burocráticos (justificación de gastos de subvenciones, tramitación de expedientes, redacción de actas y bandos municipales) que todo ayuntamiento realiza, a menudo con recursos escasos. También puede haber oferta de empleos de cualificación más específica cuando el solicitante tenga ese perfil, o incluso podría dar lugar a la creación de empleos que hoy no existen o no se imaginan, pero que —en diálogo

con el solicitante— pueden incentivar la creatividad, el ingenio y los beneficios comunes. Pueden también considerarse los empleos asociados a cuidados personales, como guarderías comunes o dinamización de actividades para personas mayores en los centros de día, pero es importante salvaguardar el carácter de bienes comunes para no incurrir en competencia desleal con el sector privado.

En suma, en cada ayuntamiento podría haber una obligación de contratar a todo residente municipal que solicite un empleo, que le mantenga activo y empleable, incluso que aumente su empleabilidad con formación —tanto formal como práctica— que genere bienestar psicológico, porque está aportando valor concreto con su trabajo y sentido comunitario de corresponsabilidad, dado que no percibe una transferencia pública "a cambio de nada".

El trabajo público garantizado se diferencia de las transferencias públicas hoy existentes porque: (i) no exige haber trabajado (cotizado) previamente; (ii) tiene mayor capacidad de activar el empleo que los actuales subsidios de empleo (más bien, "subsidios de no empleo" en el caso de los de larga duración); (iii) están condicionados a la aportación de valor comunitario (a diferencia del ingreso básico universal), con lo que la comunidad que los financia con sus impuestos y tasas municipales percibe una mayor justicia conmutativa; (iv) permite un tratamiento y seguimiento personalizado del proceso de inclusión social y laboral; (v) genera incentivos positivos frente a la estigmatización que producen otros servicios sociales; (vi) tienen una estrategia de salida que elude la dependencia continuada hacia el subsidio, ya que el empleado siempre tiene la oportunidad de salir del programa para incorporarse a un puesto de trabajo más atractivo o mejor remunerado o para el autoempleo.

No habría que descartar que pudiera darse el caso de que, una vez comprobados los beneficios que el trabajo público comunitario ha generado y que antes no se imaginaban o percibían, la propia comunidad municipal decida hacerlo indefinido y contratar a la persona que ha demostrado una alta productividad al servicio de lo común, y no meramente por lucro personal.

En resumen, la oferta de trabajos públicos municipales garantizados puede ser una novedad dentro de los servicios sociales, complementaria o sustitutiva (dependerá del caso) de las prestaciones condicionadas de garantía de ingresos mínimos (normalmente, al ingreso derivado del trabajo previo) y alternativa a la propuesta de renta básica universal, que implica un pacto social y fiscal mucho más complejo. La propuesta puede ser una de las candidatas a las evaluaciones experimentales que el Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones se ha propuesto implementar de la mano de expertos del J-PAL Europe y el Centro de Estudios Monetarios y Financieros (Alzate *et al.*, 2022).

4. Conclusiones

El presente trabajo ha pretendido identificar variables explicativas de la pobreza, tanto monetaria como no monetaria, en las comunidades autónomas. Para ello, se han utilizado varias técnicas econométricas y las matrices de correlaciones en indicadores agrupados en torno a tres vectores: el mercado de trabajo, la formación y las prestaciones sociales.

Entre las limitaciones del estudio conviene notar que no se ha descendido a un análisis entre grupos de población (nacionales o extranjeros, por edad o sexo, migrantes), que arrojaría una descripción más afinada del carácter “estructural, multidimensional y procesual” de la pobreza y exclusión (Laparra *et al.*, 2007; Lorenzo Gilsanz, 2014; EAPN-ES, 2022). Tampoco se ha tenido en cuenta la movilidad de la población entre las comunidades autónomas, aunque se recoge el estudio de Soria Espín (2022), que muestra la existencia de mayor movilidad social vertical (medida a través de los ingresos de los hijos respecto a sus padres) en aquellas personas que salieron de su provincia de origen y se trasladaron a otra.

Otra advertencia que debe realizarse a la hora de interpretar los resultados ofrecidos es que el propio indicador de riesgo de pobreza monetaria, tal y como está definido por Eurostat, presenta una correlación muy alta con la renta por habitante de la comunidad autónoma (-0,8331 para la muestra de nuestro estudio, aunque -0,3216 con la carencia material severa) y con la desigualdad (0,54 con la pobreza y 0,51 con la carencia material severa, usando como indicador ratio la ratio 80/20). Sería conveniente investigar si el uso de indicadores de pobreza más ajustados al territorio y tipo de hogar, como el usado por la Fundación Foessa (2022)—denominado presupuesto de referencia para unas condiciones de vida dignas— ofrecen resultados semejantes o muy diferentes. El pequeño tamaño muestral para las comunidades autónomas no nos ha permitido hacer el contraste con ese indicador.

Este trabajo ha permitido comprobar que el mercado laboral es el factor más explicativo de la pobreza entre comunidades autónomas en el período comprendido entre 2008 y 2021. La tasa de desempleo es siempre estadísticamente significativa, tanto si consideramos la pobreza monetaria como la carencia material severa. Esto no es óbice para que existan trabajadores pobres, pero el trabajo no es solo fuente de ingreso, sino también de autoestima, es “escuela de responsabilidad” y esfuerzo, lugar de formación continua (por la práctica, y debería serlo si los programas de formación durante toda la vida por parte de las empresas, sindicatos y el trabajador se tomaran con responsabilidad compartida y diferenciada). También los contratos temporales han aparecido como relevantes, y no debe olvidarse que es en el propio sector público donde siguen siendo más abundantes —686.800 trabajadores antes de la pandemia (Rodríguez-Piñero, 2017: 29)—.

La vinculación con el empleo sigue siendo el requisito más importante a la hora de recibir prestaciones. Más allá de la pensión contributiva, los complementos a mínimos de las pensiones y los subsidios por desempleo siguen representando más de la mitad del gasto total del sistema de garantía de ingresos mínimos (el 51,46 % en 2021). En concreto, los complementos de mínimos representaron el 27,5 % del total del gasto (24.717 millones de euros) y los subsidios por desempleo, el 23,92 % (Dirección General de Diversidad Familiar y Servicios Sociales, 2022: 274)¹⁹.

Esta realidad invita a diferenciar y ampliar tipologías excesivamente dicotómicas (parado/ocupado, pobre / no pobre) y a trabajar en enfoques intersectoriales con: (i) personas activables, sobre las que puede predominar el “enfoque promoción”, con una atención, seguimiento e itinerarios personalizados (el fracaso de este enfoque por parte del Servicio Público de Empleo Estatal es ya muy admitido); y (ii) personas no activables por circunstancias ajenas a su responsabilidad, sobre las que aplicar un “enfoque de protección” flexible y adaptado a lo largo de su vida. En este *continuum*, hay movilidad, ya que, por ejemplo, un refugiado en proceso legal de reconocimiento de su estatus no es activable hasta que termine dicho procedimiento. O habrá personas cuyo grado de discapacidad no les impida realizar ciertos trabajos, pero que necesiten complementar ingresos y otras prestaciones, ayudas y cuidados para su plena inclusión.

En cualquier caso, tanto las rentas mínimas de inserción (que supusieron el 6,97 % del gasto del sistema de garantía de ingresos mínimos en 2021) como la renta activa de inserción (que supuso el 3,06 %) no parece que estén ofreciendo resultados de suficiente eficacia en ninguno de los dos enfoques (Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal, 2019).

Respecto al vector de la educación/formación, no hemos logrado un resultado inequívoco. Es cierto que ya ni la posesión de un título superior garantiza verse libre de pobreza y que nuestro trabajo en torno al abandono escolar temprano ha ofrecido un signo positivo, que es contraintuitivo. Hace falta más investigación para conocer por qué los estudios conviven con la pobreza, tanto por el lado de oferta (actualización curricular; más empeño en las competencias y habilidades para el mercado; desestigmatización de la FP, sobre todo, la dual, que tan buenos resultados ofrece en términos de colocación) como por el lado de la demanda (habilidades profesionales que cada vez son menos manuales y más de ejecución de nuevas tareas no sustituibles por la automatización; retos asociados a la inteligencia artificial que demandan capacidad de realizar tareas discretas, no continuas e incrementales de forma sucesiva). El modelo educativo sigue

¹⁹ Por contraste, el ingreso mínimo vital representó el 14,27 % del gasto ejecutado.

pendiente de la actualización constante que demanda la sociedad de la cuarta revolución industrial y de una legislación basada en el pacto social de estabilidad en lo esencial, frente a los vaivenes ideológicos, que no se han reflejado en los indicadores internacionales de calidad educativa (PISA, por ejemplo).

Por último, las rentas mínimas de inserción necesitan mejorar en muchos ámbitos, tal y como ya repite la literatura. En nuestro trabajo, enfatizamos la necesidad de evitar el *burn out* por la burocracia y el enfoque de acompañamiento de procesos que exigen un perfil del trabajador social algo diferente al “mero administrativo

de expedientes” y muy coordinado con el educador social. La evaluación de programas bajo metodologías capaces de ofrecer causalidad son muy necesarias y, si se implementa bien, la iniciativa del Ministerio de Inclusión de contar con expertos investigadores y evaluadores puede ofrecer resultados académicos prometedores. En este campo, conviene advertir las diferencias entre la pobreza monetaria y no monetaria que se han ilustrado en este trabajo e insistir en el análisis multidimensional, dinámico-procesual y transdisciplinario que la realidad de las personas en riesgo de pobreza y exclusión social transmiten cuando se las escucha con empatía e interés.

Bibliografía referenciada

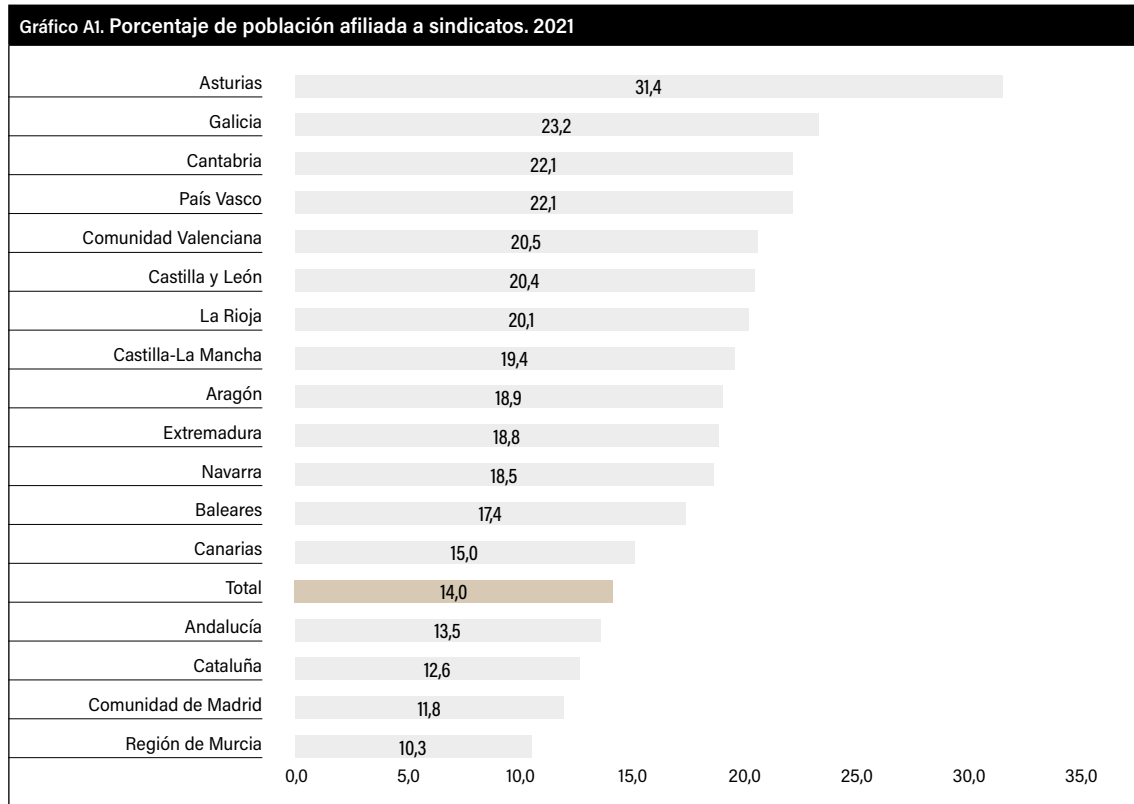
- AUTORIDAD INDEPENDIENTE DE RESPONSABILIDAD FISCAL (2019): *Los programas de rentas mínimas en España*, serie Estudios, Madrid, Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal.
- (2022): *1.ª Opinión. Ingreso mínimo vital*, serie Opiniones, n.º 1/22, Madrid, Autoridad Independiente de Reforma Fiscal.
- AGUILAR HENDRICKSON, M. y ARRIBA, A. (2021): "El IMV y las rentas mínimas, un año después", *Llei d'Engel*, 27-10-2021, <<https://leiengel.cat/imv-un-any-despres/>>.
- ALBERT, J.F. y ÁVILA, R.C. (2021): "Estructura bancaria y desigualdad de renta. La banca cooperativa marca la diferencia", *CIRIEC-España. Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, n.º 102, págs. 197-227, <<https://doi.org/10.7203/CIRIEC-E.102.19382>>.
- ALZATE, D; NOLAN, C. y PETERSEN, K. (2023): "Creating a policy lab for evaluating social inclusion policy in Spain", *The Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab blog*, <<https://www.povertyactionlab.org/blog/9-6-22/creating-policy-lab-evaluating-social-inclusion-policy-spain>>.
- ANSER, M.K.; YOUSAF, Z.; NASSANI, A.A.; ALOTAIBI, S.M.; KABBANI, A. y ZAMAN, K. (2020): "Dynamic linkages between poverty, inequality, crime, and social expenditures in a panel of 16 countries: two-step GMM estimates", *Journal of Economic Structures*, vol. 9, n.º 1, <<https://doi.org/10.1186/s40008-020-00220-6>>.
- ARAGÓN, J.; CRUCES, J.; DE LA FUENTE, L.; MARTÍNEZ, A. y OTAEGUI, A. (2012): "Trabajadores pobres y empobrecimiento en España", *Zerbitzuan*, n.º 52, págs. 119-128, <<https://doi.org/10.5569/1134-7147.52.07>>.
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, n.º 2, págs. 277-297, <<https://doi.org/10.2307/2297968>>.
- ARELLANO, M. y O. BOVER, O. (1995): "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, vol. 68, n.º 1, págs. 29-51, <[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)>.
- ARRIBA, A. (2009): "Rentas mínimas de inserción de las comunidades autónomas: una visión conjunta de su evolución y alcance", *Gestión y Análisis de Políticas Públicas*, vol. 2, págs. 81-99, <<https://doi.org/10.24965/gapp.v0i2.422>>.
- AYALA, L. (2012): "Los sistemas de garantía de ingresos ante la crisis: una perspectiva territorial", *Ekonomiaz. Revista Vasca de Economía*, vol. 81, n.º 3, págs. 108-129.
- AYALA, L.; ARRANZA, J.M.; GARCÍA-SERRANO, C. y MARTÍNEZ-VIRTO, L. (2021) "The effectiveness of minimum income benefits in poverty reduction in Spain: poverty reduction in Spain", *International Journal of Social Welfare*, vol. 30, n.º 2, págs. 152-169, <<https://doi.org/10.1111/ijsw.12447>>.
- AYALA, L. y CANTÓ, O. (2020): *Los efectos redistributivos de las prestaciones sociales y los impuestos: un estado de la cuestión*, Palma, Observatorio Social de La Caixa.
- AYALA, L.; CANTÓ, O. y RODRÍGUEZ, J.G. (2017): "Poverty and the business cycle: A regional panel data analysis for Spain using alternative measures of unemployment", *Journal of Economic Inequality*, vol. 15, págs. 47-73, <<https://doi.org/10.1007/s10888-016-9343-5>>.
- AYALA, L.; JURADO, A. y PÉREZ MAYO, J. (2022): "El ingreso mínimo vital: adecuación y cobertura", *Papeles de Economía Española*, n.º 172, págs. 155-169.

- (2022b): "El impacto de la pandemia sobre la pobreza", *Revista Diecisiete*, n.º 7, págs. 49-64, <https://doi.org/10.36852/2695-4427_2022_07.03>.
- BAGGA, A; HOLMLUND, M.; KHAN, N.; MANI, S; MVUKIYELE, E. y PREMAM, P. (2023): *Do public works programs have sustained impacts? A review of experimental studies from LMICs*, Washington D.C., The World Bank.
- BERGANTIÑOS, N.; FONT, R. y BACIGALUPE, A. (2017): "Las rentas mínimas de inserción en época de crisis: ¿existen diferencias en la respuesta de las comunidades autónomas?", *Papers. Revista de Sociología*, vol. 102, n.º 3, págs. 399-420, <<https://doi.org/10.5565/rev/papers.2315>>.
- BESLEY, T.; HADDAD, L.; HODDINOTT, J. y ADATO, M. (2004): *Community participation and the performance of public works programs in South Africa*, serie IFPRI Working Papers.
- BLUNDELL, R.W. y BOND, S. (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, n.º 1, págs. 115-143, <[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)>.
- BLUNDELL, R.W.; BOND, S. y WINDMEIJER, F. (2000): "Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator", en BALTAGI, B.H. (ed.), *Nonstationary panels, cointegrating panels and dynamic panels*, Nueva York, Elsevier, págs. 53-92, <[https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15003-0](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15003-0)>.
- CASTELLS-QUINTANA, D. y LARRÚ, J.M. (2015): "Does aid reduce inequality? Evidence for Latin America", *European Journal of Development Research*, vol. 27, págs. 826-849, <<https://doi.org/10.1057/ejdr.2014.67>>.
- DIRECCIÓN GENERAL DE DIVERSIDAD FAMILIAR Y SERVICIOS SOCIALES (2022): *El sistema público de servicios sociales. Informe de rentas mínimas de inversión*, s.l., Ministerio de Derechos Sociales y Agenda 2030, <https://www.mdsocialesa2030.gob.es/derechos-sociales/servicios-sociales/r-minimas/R_M_I_2021.pdf>.
- EAPN-ES. (2021): *El paisaje del abandono. La pobreza severa en España. 2º Informe*, Madrid, EAPN-España.
- (2022): *Recomendaciones para la consecución de las metas y objetivos contemplados en las políticas europeas de lucha contra la pobreza y exclusión social*, Madrid, EAPN-España.
- ERANSUS, B.P.; MUTILVA, N.Z. y SORDONI, L.M. (2019): "Coordinación interdepartamental y modelos de integración de servicios para la inclusión", *Investigaciones Regionales. Journal of Regional Research*, vol. 44, n.º 2, págs. 81-95.
- EULIXE (2011): "Trabajadores afiliados a sindicatos en España por comunidades", *Eulixe.com*, 4-11-2021, <<https://www.eulixe.com/articulo/infografia-del-dia/trabajadores-afiliados-sindicatos-espana-comunidades/20211104103130024540.html>>.
- FERNÁNDEZ, G. (coord.) (2015): *Hacia un sistema más inclusivo de garantía de rentas en España: diferentes alternativas de desarrollo*, Madrid, Fundación Foessa.
- FLORES MARTOS, R. (coord.) (2016): *La transmisión intergeneracional de la pobreza: factores, procesos y propuestas para la intervención*, Madrid Fundación Foessa; Caritas Española.
- FUNDACIÓN FOESSA (2022): *El coste de la vida y estrategias familiares para abordarlo*, serie Análisis y Perspectivas, Madrid, Fundación Foessa; Caritas Española.
- GNANGNON, S.K. (2022): "Does poverty matter for tax revenue performance in developing countries?", *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, vol. 11, n.º 1, págs. 7-38, <<https://doi.org/10.1177/22779787211033506>>.
- GORTAZAR, L. (2019): "¿Favorece el sistema educativo español la igualdad de oportunidades?", *Información Comercial Española ICE. Revista de Economía*, n.º 910, págs. 15-29, <<https://doi.org/10.32796/ice.2019.910.6917>>.
- INE (2023): *Encuesta de Condiciones de Vida*, Instituto Nacional de Estadística, <https://ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176807&menu=resultados&idp=1254735976608>.
- (2023): *Encuesta de Población Activa*, Instituto Nacional de Estadística, <https://ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176918&menu=ultiDatos&idp=1254735976595>.
- LAPARRA, M. et al. (2007): "Una propuesta de consenso sobre el concepto de exclusión: implicaciones metodológicas (1)", *Revista Española del Tercer Sector*, n.º 5, págs. 15-58.
- LAPARRA, M. y MARTÍNEZ SORDONI, L. (2021): "La integración de servicios sociales y de empleo en el debate entre protección y activación", *Papers. Revista de Sociología*, vol. 106, n.º 3, págs. 467-494, <<https://doi.org/10.5565/rev/papers.2839>>.
- LLANO ORTÍZ, J.C. (2022): *El estado de la pobreza. Seguimiento de los indicadores de la Agenda UE 2030. 12.º informe. Seguimiento del indicador de riesgo de pobreza y exclusión social en España 2015-2022*, Madrid, EAPN-España.
- LORENZO GILSANZ, F.J. (2014): "Pobreza y exclusión social en España: consecuencias estructurales de nuestro modelo de crecimiento", *Ehquidad. Revista Internacional de Políticas de Bienestar y Trabajo Social*, n.º 1, págs. 91-114, <<https://doi.org/10.15257/ehquidad.2014.0004>>.
- MARRERO, G.A. y SERVÉN, L. (2022): "Growth, inequality and poverty: a robust relationship?", *Empirical Economics*, vol. 63, n.º 2, págs. 725-791, <<https://doi.org/10.1007/s00181-021-02152-x>>.
- MARTÍNEZ, C. (2013): "Un análisis del aporte de estimadores GMM en sistemas y diferencias a la estimación de ecuaciones dinámicas en economía", *Cuadernos del CIMBAGE*, n.º 15, págs. 19-31.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN, FORMACIÓN PROFESIONAL Y DEPORTES (s.f.): *Estadísticas del MEFD*, Madrid, Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, <<https://www.educacionpydeportes.gob.es/servicios-al-ciudadano/estadisticas.html>>.
- MORENO MÁRQUEZ, G. (2010): "Veinte años de rentas mínimas de inserción autonómicas: el caso vasco dentro del contexto español y europeo", *Revista de Fomento Social*, n.º 65, págs. 471-490, <<https://doi.org/10.32418/rfs.2010.259.1920>>.
- NEME, O.; CHIATCHOUA, C. y BRISEÑO, J.I. (2021): "Empresas multinacionales estadounidenses: efectos

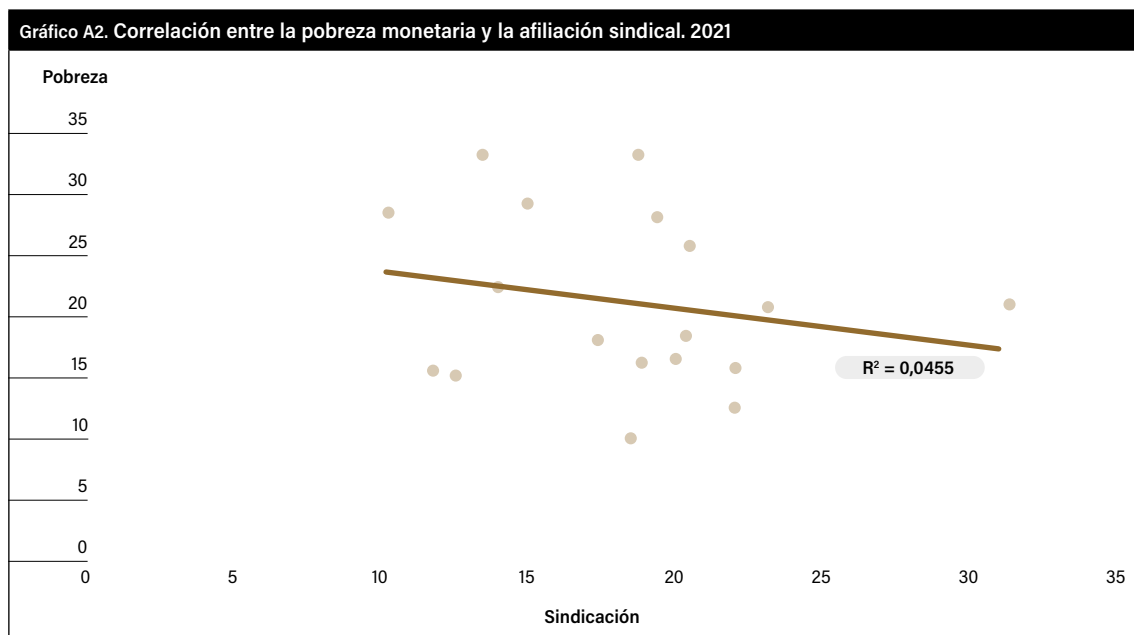
en la pobreza mundial", *Norteamérica*, vol. 16, n.º 2, págs. 57-97, <<https://doi.org/10.22201/cisan.24487228e.2021.2.475>>.

- NOGUERA, J.A. (2019): "Las rentas mínimas autonómicas en España: balance y retos de futuro", en SEVILLA, J. (dir.), *Reforzar el bienestar social: del ingreso mínimo a la renta básica*, Palma, Observatorio Social de La Caixa, págs. 40-61.
- RAVALLION, M. (2019): "Guaranteed employment or guaranteed income?", *World Development*, n.º 115, págs. 209-221, <<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.11.013>>.
- RODRÍGUEZ SUMAZA, C.; PRIETO ALAIZ, M.M. y GARCÍA-ARAQUE, J. (2020): "Heterogeneidad territorial de las políticas públicas de protección social: el caso de las rentas mínimas de inserción en España", *Revista de Ciencia Política*, vol. 40, n.º 3, págs. 675-697, <<https://doi.org/10.4067/S0718-090X2020005000121>>.
- RODRÍGUEZ-PIÑERO, M. (2017): "La contratación temporal en el sector público", *Documentación Laboral*, vol. II, n.º 110, págs. 27-55.
- ROODMAN, D. (2007): "The anarchy of numbers: aid, development, and cross-country empirics", *World Bank Economic Review*, vol. 21, n.º 2, págs. 255-277, <<https://doi.org/10.1093/wber/lhm004>>.
- SOLER, A.; MARTÍNEZ PASTOIR, J.A.; LÓPEZ-MESEGUER, R.; VALDÉS, M.T.; SANCHO GARGALLO, M.A.; MORILLO, B. y DE CENDRA, L. (2021): *Mapa del abandono educativo temprano en España*, Madrid, Fundación Europea Sociedad y Educación.
- SORIA ESPÍN, J. (2022): *El ascensor social en España. Un análisis sobre la movilidad intergeneracional de la renta*, serie Esade EcPol Brief, n.º 25, s.l., Esade.
- TEZANOS, S.; QUIÑONES, A. y GUIJARRO, M. (2013): "Inequality, aid and growth: macroeconomic impact of aid grants and loans in Latin America and the Caribbean", *Journal of Applied Economics*, vol. XVI, n.º 1, págs. 157-182, <[https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(13\)60007-0](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(13)60007-0)>.
- WOOLDRIDGE, J. (2010): *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge, MIT Press.
- ZUGASTI, N. y LAPARRA, M. (2017): "Midiendo la pobreza a nivel autonómico en España. Una propuesta reflexiva", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.º 158, págs. 117-134.

Anexo 1. Pobreza y afiliación a sindicatos



Fuente: elaboración propia con datos de Eulixe (2021).



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

Anexo 2. Resultados incluyendo los estudios superiores

Tabla A1. Regresión lineal ("pooled cross-section")

regress pobreza salarioD1 paro AET Superiores ctemporal RMIYpc penspc, noci

Source	SS	df	MS	Number of obs = 160
				F(7, 152) = 82,49
Model	8650,89254	7	1235,84179	Prob > F = 0,0000
Residual	2277,1524	152	14,9812658	R-squared = 0,7916
				Adj R-squared = 0,7820
Total	10928,0449	159	68,7298424	Root MSE = 3,8706

* IC ≥ 95 %.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Población Activa (INE).

pobreza	Coef. Std.	Err. t	P >	t
salarioD1	0,0364036	0,0055025	6,62	0,000
paro	0,7064854	0,0826695	8,55	0,000
AET	-0,0158411	0,0962417	-0,16	0,869
Superiores	-0,4475446	0,1105319	-4,05	0,000
ctemporal	0,4841511	0,0882175	5,49	0,000
RMIYpc	-21,75268	8,743684	-2,49	0,014
penspc	42,59447	76,55255	0,56	0,579
_cons	-3,952624	6,3787	-0,62	0,536

* IC ≥ 95 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2. Panel estático: efectos aleatorios

Robust pobreza	Coef.	Std.	Err.	z P > z
salarioD1	0,0277541	0,0054729	5,07	0,000
paro	0,503938	0,0896535	5,62	0,000
AET	0,1073812	0,1380533	0,78	0,437
Superiores	-0,2894296	0,1571933	-1,84	0,066
ctemporal	0,5379383	0,2055424	2,62	0,009
RMIYpc	-6,84522	9,897834	-0,69	0,489
penspc	177,1099	101,1429	1,75	0,080
_cons	-9,668552	7,201778	-1,34	0,179

* IC ≥ 95 %.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Población Activa (INE).

Tabla A3. Panel estático: efectos fijos

Robust pobreza	Coef.	Std.	Err.	t P > z
salarioD1	-0,0005913	0,0074636	-0,08	0,938
paro	0,350474	0,0973533	3,60	0,002
AET	0,0094685	0,1264897	0,07	0,941
Superiores	0,4097152	0,2957687	1,39	0,182
ctemporal	0,6000721	0,2475884	2,42	0,026
RMIYpc	-4,937218	9,68968	-0,51	0,616
penspc	36,0515	74,61563	0,48	0,635
_cons	-11,13758	14,17898	-0,79	0,442

* IC ≥ 95 %.

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Población Activa (INE).