

La divergencia en pobreza en las Comunidades Autónomas: un análisis empírico

José María Larrú*

Recibido: 14 de diciembre de 2022

Aceptado: 27 de julio de 2024

RESUMEN:

El trabajo analiza los cambios en la pobreza (tanto monetaria como no monetaria) en las Comunidades Autónomas para el periodo 2008-2021. Mediante metodologías estadísticas, se identifica la existencia de divergencia absoluta y condicionada en pobreza. Se encuentra significatividad estadística con la pobreza, la tasa de desempleo, la cobertura de las rentas mínimas autonómicas y la tasa de pensionistas. No identifica ninguna variable educativa como explicativa de dicha divergencia.

PALABRAS CLAVE: Comunidades Autónomas; convergencia; desigualdad; pobreza.

CLASIFICACIÓN JEL: I32; C33.

Divergency in poverty among Spanish Autonomous Communities: an empirical analysis

ABSTRACT:

The paper analyzes the changes in poverty (both monetary and non-monetary) in the Spanish Autonomous Communities in the period 2008-2021. Through statistical methodologies, it identifies the existence of absolute divergence in poverty and conditional divergence in per capita income and inequality. The research finds statistical significance with poverty, the unemployment rate, minimum income transfers from the Autonomous Communities and the number of pensions per inhabitant. Neither of the educational variables considered were found to be statistically significant.

KEYWORDS: Spanish Autonomous Communities; convergence; inequality; poverty.

JEL CLASSIFICATION: I32; C33.

1. INTRODUCCIÓN

Este artículo analiza la pobreza en las ciudades y Comunidades Autónomas (CCAA) durante el periodo 2008-2021. Por tanto, considera los efectos que tuvo la crisis económico-financiera y -sólo parcialmente- la pandemia del Covid-19. Su objetivo o hipótesis es verificar de forma empírica si el cambio en la pobreza autonómica muestra un proceso de convergencia, sea absoluta o condicionada por la renta por habitante y la desigualdad entre cada CCAA. Intentará, además, identificar variables que sean significativas para poder explicar la evolución en la tasa de pobreza relativa -tanto monetaria como no monetaria-, considerada ésta última bajo el indicador de la carencia material severa de acceso a algunos bienes y servicios básicos.

* Departamento de Economía Facultad de CC. Económicas y Empresariales. Universidad San Pablo-CEU, CEU Universities. España. larram@ceu.es

Autor para Correspondencia: larram@ceu.es

La correlación entre la tasa de riesgo de pobreza (monetaria) y la carencia material severa (no monetaria) muestra un valor medio (0,51) por lo que resultará de interés considerar ambas al no ser sustitutivas entre sí.

En el análisis de los factores que explican la evolución de la pobreza en las CCAA, se han considerado variables relacionadas con el mercado de trabajo (como la tasa de desempleo, el salario promedio del decil más bajo o el trabajo temporal), la formación (como el abandono escolar temprano o la población con estudios superiores), y algunas prestaciones sociales, como la tasa de pensionistas per capita y la cobertura de las rentas mínimas de inserción, enlazando con los trabajos de Martínez Virto (2019), Fuenmayor et al. (2019) o Cortés (2020), entre otros. Los resultados mostrarán la importancia del desempleo en línea con la evidencia del fenómeno de los “trabajadores pobres” analizados por Aragón et al. (2012) o en el Informe de EAPN-ES (2024:136-161), cuya remuneración por causas diversas no les permite superar el umbral de la pobreza relativa¹.

La principal novedad del trabajo es que, mediante una amplia variedad de técnicas cuantitativas, se muestra que la renta por habitante y la evolución de la desigualdad (medida a través de la ratio 80/20) son factores clave en la evolución de la pobreza. Los resultados mostrarán la existencia de divergencia absoluta en pobreza entre las CCAA y divergencia condicional a la renta y la desigualdad. Además, el trabajo muestra que la tasa de paro, la cobertura de las rentas mínimas de inserción autonómicas y los pensionistas por habitante en cada CCAA, resultan significativos cuando se analiza la divergencia en pobreza bajo una metodología de datos de panel dinámicos capaz de abordar la endogeneidad entre las variables, la heterocedasticidad y -en menor medida- los errores de muestreo y las posibles variables omitidas.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se resume con brevedad el estado de la cuestión. En la sección 3 se presenta el análisis empírico, primero describiendo los datos y la estrategia de estimación, para posteriormente mostrar los resultados del análisis de divergencia con datos de panel dinámicos. La sección 4 amplía el análisis de divergencia utilizando otros indicadores de pobreza y variables independientes. La sección 5 recopila las conclusiones.

2. ANTECEDENTES Y ESTADO DE LA CUESTIÓN

Siguiendo una lógica que describe la temática del trabajo desde lo global a lo más local, presentamos la literatura relacionada en tres campos interrelacionados: la convergencia en pobreza; los estudios de pobreza relativa en España; y, los análisis de la pobreza y desigualdad en las CCAA tanto bajo enfoques espaciales como longitudinales.

En primer lugar, el trabajo se inspira y enlaza de alguna manera con la literatura acerca de la convergencia en pobreza. Desde el estudio seminal de Ravallion (2012) en el que plantea el contraste de la aparente inexistencia de convergencia absoluta o condicional en la pobreza frente a la abundante evidencia de su existencia en el caso de la renta (Barro 2015; Johnson & Papageorgiou 2020; Patel et al. 2021), se han sucedido trabajos en los que se detalla la importancia de estudiar la interacción de la pobreza no sólo con su nivel inicial, sino también con la desigualdad inicial, los niveles del promedio de la renta y la dinámica de la desigualdad (Crespo et al. 2022). Existen también trabajos analíticos de convergencia en pobreza en el nivel subnacional (como los de Asuad & Quintana 2010 y López-Calva et al. 2022 para México o Sanabria 2017 para Colombia, entre otros) o focalizados en un aspecto concreto de la pobreza como la energética (Huang et al. 2022). En estos estudios se emplean técnicas econométricas como la regresión lineal para contrastar la hipótesis de b-convergencia (el de López-Calva y coautores 2022), regresiones cuantílicas (Huang et al. 2022), estimaciones bajo el Método Generalizado de los Momentos (GMM) con datos de panel como Ravallion (2012) o agrupaciones con panel de datos como Marrero et al. (2022) ya que estos autores pretenden identificar la convergencia de clubs de países en pobreza. En

¹ En 2023, cerca de 2,5 millones de personas eran pobres pese a tener un empleo. La tasa de población nacional con empleo fue del 11,9% en ese año. Entre las personas pobres, el 32% tenía un empleo y un 22% en desempleo (un 15% jubilados y 31% otros inactivos). La calidad, salario real, estabilidad, condiciones laborales y no discriminación condicionan la inclusividad del empleo que se tenga (EAPN-ES 2024:136).

todos ellos, el planteamiento empírico es incluir como variables explicativas de la pobreza, la renta por habitante y la desigualdad, además de otros posibles factores.

La existencia de convergencia condicionada a estos dos factores, remite también al fenómeno de la prosperidad compartida (World Bank 2020; Kraay et al. 2023) o del crecimiento pro-pobre (Ravallion & Chen 2003; Grosse et al. 2008; Deutsch & Silber 2011) que enfatiza la importancia de analizar el porcentaje del crecimiento que se acumula en los más pobres (normalmente el 40% más pobre) en lugar de considerar exclusivamente el crecimiento promedio o PIB per capita como principal indicador valorativo del desempeño económico. Hay indicadores, como el índice de Palma, que al comparar el porcentaje de renta acumulado por el 10% más rico frente al del 40% más pobre, tratan de alguna manera de verificar si se produce crecimiento pro-pobre. Si la ratio entre el 20% más rico y el 20% más pobre - como se usa en este trabajo- desciende de forma continuada, será otra señal de un crecimiento económico más concentrado en los desfavorecidos.

En segundo lugar, el trabajo también enlaza con las aportaciones de anteriores estudios sobre la pobreza relativa en España (Maestro y Martínez Peinado 2003; Cantó et al. 2021; Pedreño 2010) la dinámica territorial de la renta (de la Fuente 2019) pero actualiza en gran medida el periodo de análisis respecto a ellos o se centra en las CCAA (como Ayala et al. 2020 o Zugasti y Laparra 2017) y no en la evolución nacional como por ejemplo los trabajos de Lorenzo (2014) o Lacuesta Gabarain y Anghel (2020) ni en los efectos coyunturales producidos por la pandemia del Covid como el de Ayala et al. (2022). También se relaciona con los estudios del desarrollo territorial (Vázquez 2007) y los espaciales de la pobreza (García-Carro y Sánchez-Sellero, 2019) pero no emplea una métrica subjetiva como ellos. A diferencia de Cacabelos y Cobás (2021), Ayala et al. (2011) y Herrero et al. (2018) que utilizan métricas multidimensionales de pobreza, este trabajo se focaliza en la tasa de riesgo de pobreza monetaria, aunque también considera los indicadores multidimensionales de carencia material severa, baja intensidad laboral y de riesgo y exclusión social (ARPE proveniente de *At Risk and/or Poverty and Exclusion*).

Aunque el estudio de la pobreza en España y en sus Comunidades y Ciudades Autónomas (CCAA) recibe cierta atención anual cuando se publican los resultados de la Encuesta de Condiciones de Vida elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE 2019) que será nuestra fuente principal de datos, no son muchos los estudios académicos realizados que se detengan en identificar cuáles son los determinantes más significativos a la hora de explicar la evolución de la pobreza y la exclusión social en los distintos territorios.

En tercer lugar, la literatura que analiza la pobreza en el nivel subnacional o descentralizado identifica que la diversidad de sistemas de bienestar tiende a generar mayores variaciones en la pobreza dentro de los países (Daigneault et al. 2021), siendo España junto a Italia, Austria o Suiza uno de los modelos descentralizados menos coordinados (Natili 2020) lo que genera tensiones entre los territorios, dando lugar al “dilema federalista” (Bonoli et al. 2019:57). Por una parte, las CCAA quieren reclamar con fuerza su jurisdicción y competencia en servicios sociales, pero por otro se enfrentan a las limitaciones recaudatorias, superiores a las del Estado central. En la actualidad, con la creación en 2020 del Ingreso Mínimo Vital por la administración central, el análisis de la coordinación o posible sustituibilidad entre prestaciones nacionales y autonómicas requiere un análisis detallado (AIREF 2022, 2023; Arriba y Aguilar-Hendrickson 2021; Hernández et al. 2022; Peris-Cancio 2021) que no podemos abordar en este estudio.

Existen informes anuales que comentan los resultados nacionales como los de la European Antipoverty Network-España (EAPN-ES 2023) o hacen un seguimiento de su evolución en las CCAA (EAPN-ES 2022). Por su parte, la Fundación FOESSA elabora con cierta periodicidad informes sobre la exclusión social en España (FOESSA 2014, 2019) sobre los que se elaboran posteriormente informes territoriales de integración y necesidades sociales en cada CCAA². En alianza con Cáritas, la misma Fundación elabora estudios sobre aspectos más concretos de la pobreza y vulnerabilidad de la población como, por ejemplo, el dedicado al impacto de la Covid-19 (FOESSA 2022a). Aunque este trabajo enlaza de alguna forma con esos informes, no lo hace desde una perspectiva descriptiva general, sino que pretende abordar de forma más precisa los factores explicativos de la evolución de la pobreza autonómica desde el

² Los correspondientes al VIII Informe con datos sobre 2018 pueden consultarse en <https://www.foessa.es/viii-informe/infomes-territoriales/> (Acceso 13/07/2023).

comienzo de la crisis económica (2008) hasta la última información cuantitativa homogénea disponible (2021), extendiendo así trabajos previos como el de Ayala et al. (2006) que analizaron el periodo 1973-2000 o el de Lafuente & Faura (2012) para los años 2005-2009.

Dentro de estos factores explicativos de la pobreza en los territorios autonómicos españoles, se han considerado factores demográficos como el envejecimiento o la juventud (Albert & Davia 2013); los niveles retardados de desempleo (Ayala et al. 2017); la diferencia de precios e ingresos entre las CCAA que darían lugar a umbrales autonómicos de pobreza relativa en lugar del nacional (Mogstad et al. 2007; Ayala et al. 2014; EAPN-ES 2022)³ o la sensibilidad que puede producir utilizar un umbral anclado a un año base en lugar de usar una medida relativa a la renta de consumo equivalente nacional anual (Zugasti y Laparra 2017). En casi todos estos estudios se evidencia que los niveles de pobreza son más elevados cuanto más se tienen en cuenta los precios reales de la cesta “representativa” de los pobres en los territorios, como ha evidenciado el estudio de FOESSA (2022b) al elaborar de forma novedosa un Presupuesto de Referencia para unas Condiciones de Vida Dignas. El estudio mostró una incidencia de pobreza del 31,5% de los hogares encuestados frente al 20,7% de la tasa de pobreza relativa o el 25,3% del AROPE ofrecido por el INE para 2019⁴. Adicionalmente, la composición de los hogares es otra dimensión relevante que, si se ignora, tiende a desproteger a los que tienen mayor número de miembros, especialmente si hay menores y dependientes (Frazer & Marlier 2016; Ayala et al. 2016; EAPN-ES 2022).

Por otra parte, analizar la dependencia de la pobreza relativa respecto a los niveles de renta por habitante y de desigualdad (inicial y de cada año), presenta la problemática de la mutua influencia entre las tres variables (Cerra et al. 2021; Marrero & Servén 2022; Ferreira et al. 2023)⁵. Es lo que se conoce como la causalidad reversible o endogeneidad entre las variables. Desde el punto de vista teórico, si la pobreza depende en buena medida del nivel inicial de la propia pobreza (convergencia absoluta) se genera una injusticia territorial en forma de inequidad atribuible a circunstancias ajenas a la responsabilidad o esfuerzo de los agentes. Nacer en una CCAA más atrasada y que eso ya suponga una mayor probabilidad de vivir bajo el umbral de pobreza es un ejemplo claro de desigualdad de oportunidades. Lo mismo ocurre si se evidencia una correlación con el nivel de renta per capita o la desigualdad inicial.

Si las CCAA con menor nivel de renta por habitante y mayor nivel de desigualdad logran alcanzar a las más prósperas, habrá convergencia. Es el “efecto alcance” (catching up) del que pueden beneficiarse los territorios ahora menos productivos pero que van asimilando mejoras productivas, organizacionales y de política social que los territorios más prósperos han ido descubriendo, diseñando y evaluando. Cuando ese aprendizaje es compartido y adoptado, los territorios que lo adoptan se ahorran los costes de descubrimiento, adaptación y evaluación que los “líderes” han tenido que financiar bajo riesgo.

La convergencia o divergencia condicional puede producirse por la evolución de muchos factores: la renta y desigualdad iniciales; los factores ligados al mercado de trabajo que generan ingresos suficientes o insuficientes; los niveles educativos medios en cada territorio que a su vez están relacionados con sus remuneraciones en el mercado de trabajo; las transferencias provenientes del sector público a través de los servicios sociales o factores demográficos como el envejecimiento de la población y la recepción de pensiones (tanto contributivas como asistenciales).

Consideremos dos ejemplos. Si la renta por habitante en una CCAA decrece por una recesión o un shock asimétrico (por ejemplo, una reconversión industrial que afecta notablemente a trabajadores de ese

³ Con umbrales autonómicos, en general, las CCAA más pobres presentan menores niveles de pobreza (como fue el caso de Extremadura, Andalucía, Canarias, Murcia o Castilla-La Mancha en 2021) y se incrementa en las ricas (como en Navarra, País Vasco, Baleares, La Rioja y Castilla y León): cfr. EAPN-ES (2022:39).

⁴ La investigación de Au (2023) para Hong-Kong usando un marco similar de considerar el coste real de la vida muestra una tasa de pobreza del 44,4% frente al 23,6% cuando se usa la línea de pobreza relativa del 50% de la mediana de ingreso nacional equivalente en el hogar: una diferencia de 551.400 pobres “ignorados”.

⁵ Es destacable el trabajo de Marrero & Servén en el que evidencian que: (i) dada la desigualdad, la correlación entre el crecimiento y la pobreza es consistentemente negativa; (ii) dada la pobreza, la correlación entre el crecimiento y la desigualdad puede ser positiva o negativa, dependiendo de la especificación empírica y el enfoque econométrico utilizado. No obstante, el efecto indirecto de la desigualdad en el crecimiento a través de su correlación con la pobreza es consistentemente negativo. Estos hallazgos empíricos son consistentes con las predicciones de un marco analítico con aprendizaje mediante la práctica y transferencia de conocimiento, en el cual los consumidores no pueden ahorrar e invertir si su dotación inicial está por debajo de un nivel mínimo de consumo (trampa de pobreza).

territorio y no al resto) y la mediana de ingresos es menor, el umbral de la pobreza dentro de esa CCAA descenderá y, paradójicamente, los hogares donde no haya afectado ese shock, pueden salir de la pobreza sin que sus ingresos hayan aumentado.

Un segundo ejemplo. Si en una CCAA se produce una fuerte inversión sesgada hacia empleados de alta cualificación y productividad, los ingresos del 20% más rico pueden elevarse más que los del 20% más pobre. Esto hace elevarse la ratio 80/20 de desigualdad, y -si todo lo demás permanece constante- se eleva el umbral de pobreza relativa en ese territorio, incluso si los hogares más vulnerables no ven minorados sus ingresos reales.

Si estos dos factores explican una mayor pobreza, tendríamos un ejemplo de divergencia en pobreza además de una inequidad social y una potencial demanda de corregir estas circunstancias mediante políticas públicas de promoción y protección social a no ser que se considere la protección social como un bien de lujo (Lokshin et al. 2022)⁶.

En nuestro caso, la propia definición del “riesgo de pobreza” monetaria lo evidencia ya que su indicador queda ligado de forma expresa a la renta de consumo equivalente en el hogar encuestado. Si la suma de los ingresos (aplicando la escala de equivalencia modificada de la OCDE) es inferior al 60% de la mediana del ingreso nacional, todos los miembros de ese hogar son cualificados como “en riesgo de pobreza”. Esta opción tiene varias consecuencias⁷.

En primer lugar, siempre habrá pobreza pues siempre habrá dispersión de rentas (a no ser que la distribución de ingresos presente una varianza igual a cero). En segundo lugar, la cuantía de pobres, se hace función de la distribución de los ingresos de toda la población, procediendo la mayoría de ellos de las remuneraciones en el mercado laboral del conjunto del país (cuando se usa el umbral nacional, no si se emplean umbrales autonómicos propios). Es decir, tal como reconoce el propio INE: “*El riesgo de pobreza es un indicador relativo que mide desigualdad. No mide pobreza absoluta, sino cuántas personas tienen ingresos bajos en relación al conjunto de la población*” (INE 2023:3). En tercer lugar, si no se utilizan indicadores de intensidad de la pobreza y sólo se contempla la incidencia, puede ocurrir que cambios en la distribución de los ingresos dejen inalterados los resultados en la pobreza. Es el problema del incumplimiento del axioma Pigou-Dalton de la incidencia⁸.

Es así como el objetivo de la siguiente sección tratará de ofrecer alguna luz a esta cuestión mediante un análisis empírico de la pobreza en las CCAA desde el comienzo de la crisis económica de 2008.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección, primero se presentarán los datos y algunos hechos estilizados derivados de sus estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones. Posteriormente, se describe la estrategia de estimación utilizada para, a continuación, presentar los principales resultados. En la sección 4 se abordarán los análisis de sensibilidad y robustez de los hallazgos ampliando los resultados.

3.1. DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS

⁶ Definido el bien de lujo como el que presenta una elasticidad renta respecto a la protección social superior a uno, los autores muestran cómo a medida que crece la renta media se destinan más recursos a protección social controlando el efecto por los precios relativos, la calidad institucional y acceso a tecnologías de la información. Bajo esos controles, la protección social no es un bien de lujo para una muestra de 142 países y el periodo 1995-2020.

⁷ Existen alternativas como la combinación de un umbral absoluto de pobreza con el relativo como el que propone Decerf & Ferrando (2022) o Decerf (2023) que permiten, además, asignar grados diferentes de prioridad a la absoluta sobre la relativa. Aunque en los países en desarrollo tiende a analizarse más la pobreza absoluta o extrema, también la pobreza relativa tiene su importancia (Garroway & de la Iglesia 2012).

⁸ Una medida es sensible Pigou-Dalton si cumple tres condiciones: (i) mejora cuando se realiza una transferencia progresiva entre dos individuos; (ii) es sensible a las transferencias si da más peso a las transferencias de igual tamaño que tienen lugar más abajo en la distribución; (iii) es sensible al crecimiento si un punto porcentual de crecimiento en los ingresos de una persona más pobre mejora la medida del bienestar en un porcentaje mayor que el mismo punto porcentual de crecimiento para una persona más rica. El simple recuento de los hogares con ingresos por debajo del 60% de la mediana de la renta equivalente no lo es. Indicadores como el índice de Watts o el de Foster-Greer-Thorbecke (1984) si lo son: cfr. la discusión reciente en Kraay et al. (2023).

La definición de las variables y las fuentes de los datos empleados, pueden consultarse en el Anexo (Tabla A1). Los principales estadísticos descriptivos de los indicadores de pobreza y exclusión social, así como de la renta por habitante y la desigualdad en cada CCAA se ofrecen en el Anexo (Tabla A2). Los estadísticos de los componentes del panel de datos y su matriz de correlaciones puede consultarse en la Tabla A3.

La variable de principal interés es la pobreza monetaria⁹. A través de la Encuesta de Condiciones de Vida¹⁰, el indicador del riesgo de pobreza relativa es medido a través del umbral del 60% de la mediana del ingreso nacional, en unidades de consumo equivalente, usando la escala de equivalencia de la OCDE modificada¹¹. Por tanto, el umbral depende del tamaño del hogar y las edades de sus miembros. En el trabajo se considera siempre el umbral nacional, no el específico de cada CCAA. Se calcula cada año, a partir de la distribución de ingresos *del año anterior* al de la encuesta. Es decir, el dato más reciente (2021 para nuestro caso) incorpora los ingresos afectados por la crisis del Covid-19 desde marzo de 2020, así como las medidas públicas para su afrontamiento (como los ERTes o el ingreso mínimo vital). El número de personas bajo riesgo de pobreza en España pasó de los 9,14 millones en 2008 a los 10,28 millones en 2021, un aumento de 1,14 millones de personas.

El rango de este indicador recorre desde el 5,9% de Navarra en 2008 hasta el 44,3% (Ceuta en 2014).

Durante el periodo considerado (2008-2021), se produjo un *descenso* del porcentaje de hogares en riesgo de pobreza en seis CCAA: Ceuta (-7,8 puntos porcentuales o p.p.), Extremadura (-3 p.p.), Canarias (-2,3p.p.), Galicia (-0,7p.p.), Baleares (-0,5p.p.) y La Rioja (-0,1p.p.). Estas dos últimas CCAA, presentaban ya niveles inferiores al total nacional al inicio del periodo, lo que es una pequeña muestra de que las condiciones iniciales podrían no ser determinantes a la hora de analizar una posible convergencia absoluta entre las CCAA.

Los aumentos más pronunciados en la pobreza se produjeron en Melilla, Asturias y Andalucía. No en todas las CCAA en las que la pobreza era muy alta en 2008 se han producido incrementos significativos, como es el caso de Castilla-La Mancha o la Comunidad Valenciana.

La Tabla A1 del anexo también ofrece los datos sobre los cambios absolutos (diferencia de valor entre 2021 y 2008) y los anualizados (promedio acumulativo anual)¹². Puede observarse que fueron positivos en todas las CCAA en la renta por habitante y la Carencia Material Severa (CMS)¹³.

El indicador sintético de “riesgo de pobreza y/o exclusión social” (AROPE por sus siglas inglesas)¹⁴ se redujo en Galicia y en Ceuta, pero en esta ciudad autónoma creció de forma sobresaliente la CMS. Por el contrario, el AROPE creció de forma significativa en Melilla (+13,5%) explicado por la elevación del riesgo de pobreza.

Finalmente, en cuanto a la desigualdad, medida mediante el indicador S80/S20 o número de veces que el 20% de la población más rica posee la del 20% más pobre, muestra un *descenso* en seis CCAA¹⁵:

⁹ Para una extensión clarificadora de los indicadores de pobreza utilizados véase la Metodología de la Encuesta de Condiciones de Vida, 2005 (revisada en 2019) del Instituto Nacional de Estadística (INE 2019).

¹⁰ Una encuesta continua desde 2004, con metodología armonizada con la UE desde 2008, con periodo base 2013, y con una pequeña variante en el indicador de Carencia Material Severa en 2021. Es una encuesta telefónica a 16.000 hogares y 35.000 personas, con muestreo bietápico y estratificación en las unidades de primera etapa (en el caso de CCAA con 2000 secciones censales) y las viviendas familiares principales como segunda etapa. Ceuta y Melilla que representan el 0,4% de la población española, participan con una muestra de 36 unidades censales equivalente a 288 viviendas (el 1,8% del total de las encuestadas).

¹¹ Este hecho es importante pues puede afectar a los umbrales de pobreza y los hogares finalmente elegidos como perceptores de ayudas públicas: cfr. Izquierdo & Salcedo (2023).

¹² Es decir, la raíz enésima de la diferencia entre el valor final e inicial, siendo *n* el número de años comprendidos en el periodo.

¹³ En el Anexo 1 se ofrece la definición detallada de este indicador.

¹⁴ Este indicador se utiliza para considerar no solo los términos monetarios (nivel de renta), sino para emplear un concepto multidimensional ya que incorpora los tres subindicadores siguientes: 1) la tasa de riesgo de pobreza después de transferencias sociales; 2) la carencia material severa de bienes; y 3) los hogares que presentan muy baja intensidad laboral.

¹⁵ En este trabajo utilizamos el indicador 80/20 por estar disponible para las CCAA. El índice de Gini, es calculado con los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida para el total nacional, pero no se ofrece desagregado por CCAA. El índice de Gini durante el periodo de nuestro análisis pasó del 32,4 en 2008 (sin alquiler imputado) al máximo de 34,7 en 2014 para descender hasta el 32,1 en 2020 y elevarse al 33,0 en 2021 y descender hasta el 32,0 (mínimo desde 2008). La tendencia es idéntica utilizando los datos con alquiler imputado, al igual que el de 80/20 sin alquiler imputado utilizado aquí. Su evolución fue creciente desde el 5,6 en 2008

Baleares (-1,3), Andalucía (-0,7), Extremadura (-0,5), Murcia (-0,4), Castilla-La Mancha (-0,3) y Ceuta (-0,2).

Detectamos así varios casos de interés al comparar los indicadores entre CCAA.

Por ejemplo, en Ceuta disminuyó la pobreza, la exclusión, la baja intensidad laboral y la desigualdad, pero aumentó mucho la carencia material severa. Una evolución totalmente opuesta a la de Melilla, pues en esa ciudad autónoma subió la pobreza, la exclusión, la desigualdad y la baja intensidad laboral, así como la carencia material severa (+6,3 p.p. casi duplicando el total nacional de 3,7).

En Andalucía, creció la pobreza (+5,0 p.p) pero bajó la desigualdad (-0,7), mientras que, en Baleares, Ceuta y Extremadura, bajó la pobreza y también la desigualdad, mostrando que es posible este doble efecto beneficioso para la sociedad.

3.2. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

La metodología empleada ha seguido cuatro pasos. El primer paso consiste en el análisis preliminar de la convergencia o divergencia no condicionada de la pobreza entre las CCAA. Esto se hace mediante la regresión de variables de pobreza al comienzo del periodo y sus cambios absolutos y anualizados. El segundo paso consiste en el análisis de la convergencia-sigma o de la dispersión de la pobreza entre las CCAA. Un tercer paso consiste en calcular la distancia de la pobreza de cada CCAA a aquella que presentó menor nivel de pobreza, una “distancia al líder” parecido a lo que hacen los análisis de convergencia real respecto a EE.UU. El cuarto paso consistió en la modelización econométrica de la divergencia condicionada en pobreza, empleando como controles la renta y la desigualdad.

En la sección 4 se mostrará el análisis de la divergencia condicionada empleando variables relacionadas con el mercado de trabajo, con el nivel educativo y con los servicios sociales.

Siguiendo la literatura relacionada con el tema, se emplean técnicas de estimación de panel dinámico (Hayakawa 2009, Ayala et al. 2017). En primer lugar, se emplea el estimador diseñado por Arellano y Bond (1991) que ajusta un modelo lineal en el que los efectos no observados a nivel de panel están correlacionados con los rezagos de la variable dependiente¹⁶. Arellano y Bond también desarrollan una prueba adecuada para la autocorrelación, que, si está presente, puede invalidar algunos rezagos como instrumentos (por ello se reportan los estadísticos AR(1) y AR(2)). Este estimador está diseñado para conjuntos de datos con muchos grupos y pocos periodos, y requiere que no haya autocorrelación en los errores idiosincráticos. En nuestro caso, disponemos únicamente de 19 grupos por lo que empleamos también el estimador de Blundell y Bond (1998) que mejora, en parte, el original de Arellano y Bond. Este modelo es una extensión del anterior estimador que acomoda parámetros autorregresivos grandes y una alta proporción de la varianza del efecto a nivel de panel respecto a la varianza del error idiosincrático, 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.

Una limitación de este método es que puede emplear un número excesivo de instrumentos, sesgando los resultados o haciéndolos no eficientes. Es por ello que, en el estudio de la divergencia condicionada que se ofrece en la sección 4, se mejora la metodología mediante dos ampliaciones: (i) empleando el estimador diseñado por Roodman (2009) y (ii) realizando estimaciones empleando el método de máxima verosimilitud. La primera mejora consiste en diferenciar la ecuación en primeras diferencias eliminando los efectos individuales no observados, eliminando así una fuente potencial de sesgo por variables omitidas en la estimación. Sin embargo, diferenciar variables que son predeterminadas, pero no estrictamente exógenas las hace endógenas, ya que el vector de covarianzas en diferencias puede estar correlacionado con los errores específicos observados. Siguiendo a Holt-Eakin, Newey y Rosen (1988), Arellano y Bond (1991) y Roodman (2009) desarrollan un estimador de Método Generalizado de Momentos que instrumenta las

hasta el 6,9 en 2015, para bajar al 5,8 en 2020, subir al 6,2 en 2021 y descender al 5,6 en 2022, mismo nivel de 2008. Los datos, por tanto, no avalan un aumento continuado de la desigualdad de renta en nuestro país ni en todas las CCAA.

¹⁶ Los cálculos se realizaron mediante el software Stata empleando los comandos, xtabond, xtdpdsys y xtabond2.

variables diferenciadas que no son estrictamente exógenas con todos sus rezagos disponibles en niveles. (Las variables estrictamente exógenas no están correlacionadas con los errores actuales ni pasados).

Un problema con el estimador original de Arellano-Bond es que los niveles rezagados son instrumentos pobres para las primeras diferencias si las variables están cerca de un paseo aleatorio. Arellano y Bover (1995) describen cómo, si se agrega la ecuación original en niveles al sistema, se pueden incorporar instrumentos adicionales para aumentar la eficiencia. En esta ecuación, las variables en niveles se instrumentan con rezagos adecuados de sus propias primeras diferencias. La suposición necesaria es que estas diferencias no están correlacionadas con los efectos no observados a nivel de Comunidad Autónoma. Dada la estructura de nuestro panel, al estimador de Roodman (2009) se le añadieron siempre la ausencia de constante, la corrección de Windmeijer (2005) para muestras pequeñas, errores estándar robustos y efectos fijos entre los grupos (las CCAA). Fue opcional el empleo de efectos fijos temporales y la estimación en uno o dos pasos, aunque empleando un solo paso se obtienen errores estándar que son asintóticamente robustos a la heterocedasticidad y se ha encontrado que son más confiables para la inferencia en muestras finitas (Blundell & Bond 1998; Blundell et al. 2000).

Como señalan Baum et al. (2003) o Ayala et al. (2017) para el conjunto de ecuaciones en niveles, la mayoría de las condiciones de momento asociadas son matemáticamente redundantes con los instrumentos de las ecuaciones en primeras diferencias. Es por ello que sólo se utiliza un retardo para cada periodo y variable instrumental y seguimos este tratamiento estándar para las variables endógenas. Por otro lado, es bien conocido que los estimadores GMM en primeras diferencias y en sistema pueden generar condiciones de momento de manera prolífica. Esto puede causar varios problemas en muestras finitas como la nuestra, por ejemplo, debilitando la prueba de Hansen sobre la validez de los instrumentos. Para abordar este aspecto, colapsamos la matriz de instrumentos para aprovechar la ventaja de crear sólo un instrumento para cada variable y distancia de rezago, en lugar de uno para cada periodo de tiempo, variable y distancia de rezago¹⁷.

Los datos disponibles siguen forzando una muestra de 19 grupos y 14 periodos con lo que la eficiencia del estimador de Roodman sigue pudiendo generar estimaciones sesgadas y varianzas subestimadas, comprometiendo la validez de los resultados. De ahí la necesidad de que los resultados se amplíen y verifiquen, en lo posible, mediante estimaciones realizadas por máxima verosimilitud, que asumen la normalidad del término de perturbación, y por lo tanto la inferencia no está condicionada por el tamaño muestral.

3.3. ESTUDIO DE LA CONVERGENCIA EN POBREZA

PASO 1. BETA-CONVERGENCIA (O NO CONDICIONADA)

La convergencia beta en pobreza se refiere al fenómeno por el cual las CCAA con niveles iniciales más altos de pobreza tienden a experimentar tasas de reducción de la pobreza más rápidas que aquellas CCAA con niveles iniciales más bajos de pobreza. En otras palabras, la convergencia beta sugiere que, con el tiempo y si todo lo demás permanece inalterado, las CCAA tienden a acercarse entre sí en términos de sus niveles de pobreza.

En un primer momento, podemos aproximarnos a esta hipótesis observando la correlación que presenten los niveles de pobreza inicial de las CCAA con respecto al mostrado al final del periodo. En los siguientes gráficos se ofrecen dichas correlaciones considerando las tasas de cambio anualizadas o en términos absolutos; excluyendo o no las dos ciudades autónomas que presentan menor fiabilidad en la obtención de sus datos por el pequeño tamaño muestral; y considerando la pobreza estimada en términos monetarios como no monetarios.

¹⁷ 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; Gnanon, 2022; Marrero & Servén 2022), y la desigualdad (Tezanos et al. 2013; Anser et al. 2020; Moreno y Ávila 2021), y no es la primera vez que se utiliza con datos de pobreza autonómica española (Ayala et al. 2017).

FIGURA 1.
Cambio absoluto en pobreza monetaria y pobreza inicial: todas las CCAA

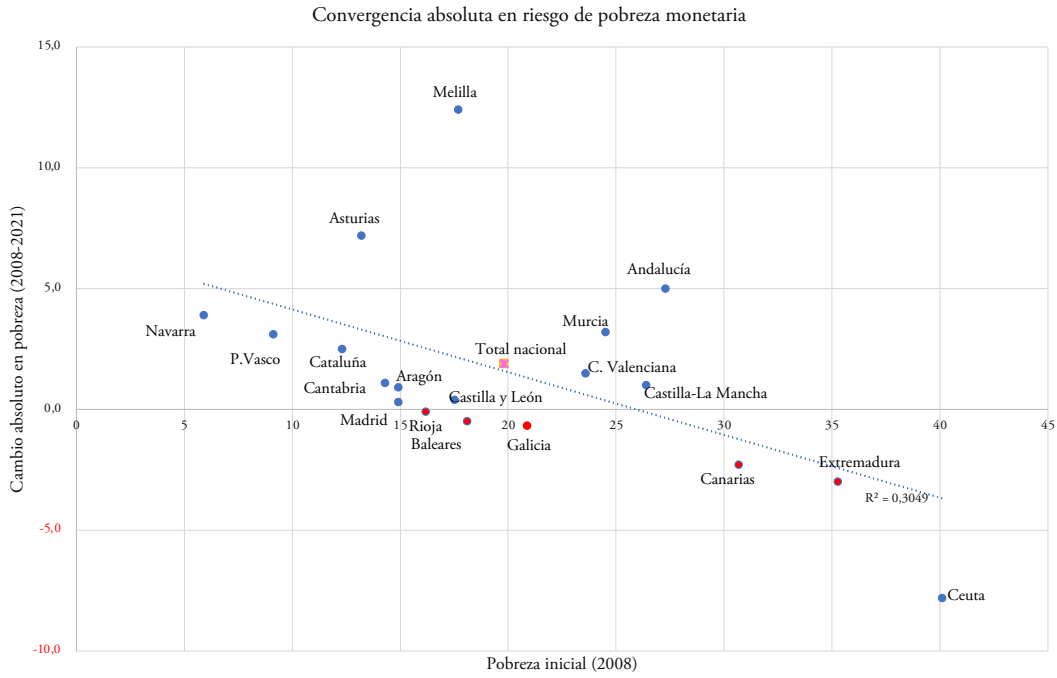


FIGURA 2.
Cambio anualizado en pobreza monetaria y pobreza inicial

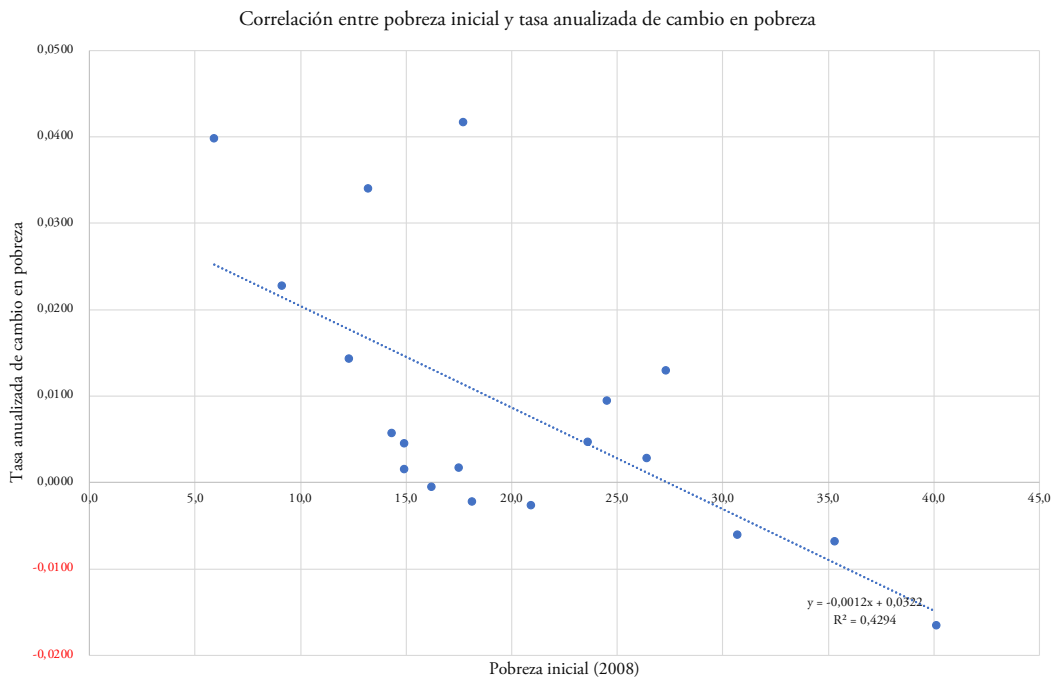


FIGURA 3.
Cambio absoluto en Carencia Material Severa y su nivel inicial

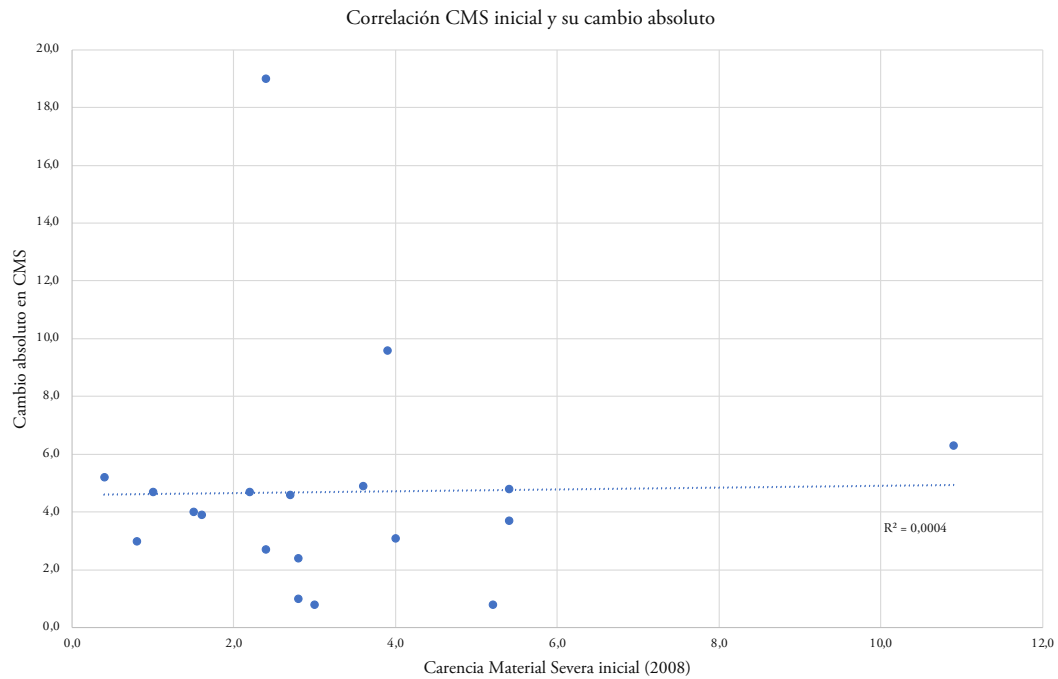


FIGURA 4.
Cambio anualizado en Carencia Material Severa y su nivel inicial

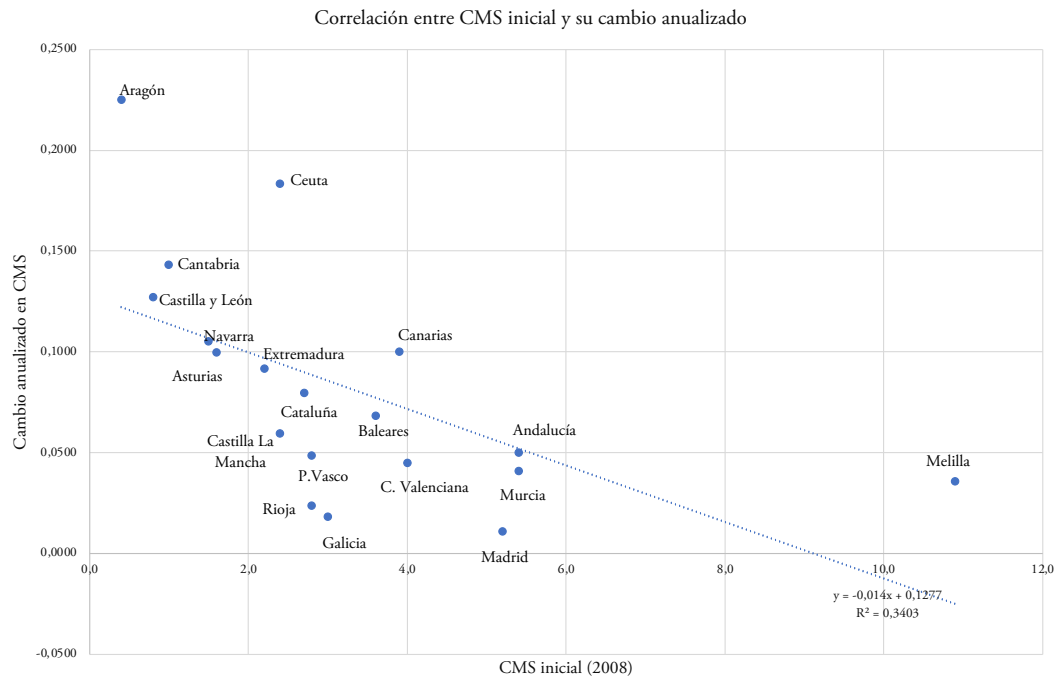
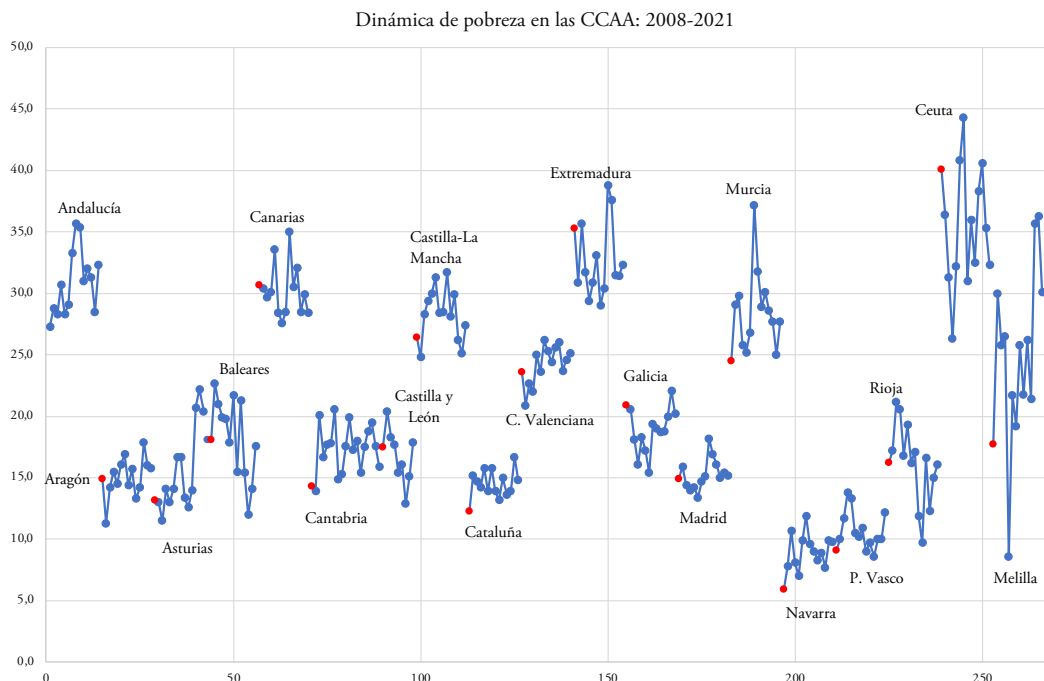


FIGURA 5.
Evolución de las tasas de pobreza: 2008-2021



Del análisis gráfico presentado se infiere que: (i) la pobreza monetaria aparece asociada de forma inversa a su nivel inicial (sea en cambio absoluto o anualizado)¹⁸; (ii) la pobreza no monetaria (carencia material severa) no está asociada a su nivel inicial si se considera el cambio absoluto, pero sí bajo el indicador del cambio anualizado.

Es claro que esta asociación está condicionada por el pequeño tamaño muestral (son 19 observaciones) y por los valores de 2008 que es el primer año de crisis económico-financiera, así como por la posible recuperación del año final (2021). Pero ya plantea la conveniencia de considerar ambos indicadores de pobreza, así como otros relacionados con el riesgo de pobreza y la exclusión social. La regresión de la pobreza inicial sobre el cambio anualizado, considerada bajo varios indicadores confirma la asociación estadística inversa en todos los casos, tal como refleja la Tabla 1.

TABLA 1.
Resultados de la regresión lineal de la pobreza inicial sobre su cambio anualizado

| Variable | Coefficiente | Error estándar | T-Estat | R2 |
|--------------------------|--------------|----------------|---------|--------|
| Pobreza | -0,0011 | 0,0003 | -3,58 | 0,4294 |
| Carencia Material Severa | -0,0140 | 0,0047 | -2,56 | 0,3403 |
| Baja Intensidad Laboral | -0,0035 | 0,0013 | -2,57 | 0,2795 |
| AROPE | -0,0008 | 0,0003 | -2,57 | 0,2801 |
| Pobreza anclada | -0,0011 | 0,0003 | -3,48 | 0,4159 |

Nota: Todas las regresiones por MCO con constante. N=19 observaciones.

La limitación de considerar únicamente la relación entre el año inicial y final del periodo puede salvarse de forma sencilla, al considerar el panel de datos. La Figura 5 muestra la variedad de casos en la evolución de la pobreza monetaria. Es claro que, en ninguno de los casos, la tendencia ha sido uniforme;

¹⁸ La correlación inversa se mantiene si se excluyen de la muestra Ceuta y Melilla pasando el coeficiente de determinación R² del 0,3049 a 0,2327.

que Ceuta y Melilla presentan niveles de dispersión más elevados que el resto; y que las CCAA que parten de niveles altos (por encima del 25%) como Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y Murcia siguen teniendo esos elevados porcentajes de pobreza durante todo el periodo. No se observa una tendencia clara de convergencia hacia las comunidades que parten de un menor nivel de pobreza (Navarra o País Vasco).

PASO 2. CONVERGENCIA SIGMA

La convergencia sigma en pobreza se refiere al fenómeno en el cual la dispersión o la variabilidad de los niveles de pobreza entre CCAA disminuye con el tiempo. De esta forma, la convergencia sigma implica que, a lo largo del tiempo, los países tienden a experimentar niveles de pobreza más similares entre sí, lo que sugiere una reducción en las disparidades de pobreza a nivel territorial.

Una forma de calcular la convergencia-s puede ser (Ayala et al. 2006) mediante el cociente de la varianza de cada CCAA el año final entre la varianza media de ese último año, dividido entre la varianza de cada CCAA en el año inicial entre la varianza media inicial.

$$\sigma = \left(\frac{\text{var}(D_{ti})/\text{media}(D_{ti})}{\text{ar}(D_{t0})/\text{media}(D_{t0})} \right)$$

siendo D_t la varianza de la pobreza en las CCAA. En nuestro caso el resultado es:

$$\sigma = \left(\frac{55,29/21,63}{78,76/20,15} \right) = 0,654$$

Como complemento, mediante la convergencia sigma se analiza la dispersión de la variable de referencia a lo largo del tiempo, siendo habitual el uso de indicadores estadísticos de dispersión, como el coeficiente de variación (CV).

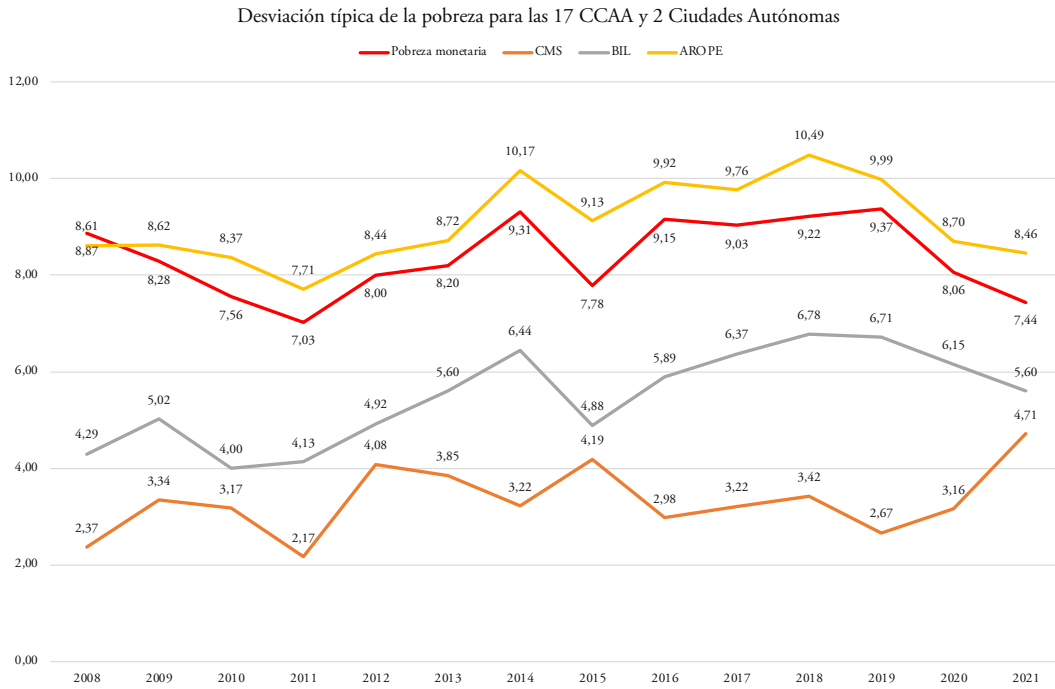
El coeficiente de variación del periodo inicial (2008) es 0,440 mientras que el del final (2021) es 0,344 confirmando la convergencia sigma. La Tabla 2 muestra el indicador de convergencia para otros indicadores, así como el CV inicial y final que en todos los casos fue inferior que el inicial, excepto en el de desigualdad.

TABLA 2.
Indicadores de convergencia-sigma

| | Convergencia-sigma | Coef.var.inicial | Coef-var. final |
|-------------------|---------------------------|-------------------------|------------------------|
| Pobreza monetaria | 0,654 | 0,440 | 0,344 |
| Carencia Material | 1,624 | 0,726 | 0,592 |
| Baja int. laboral | 1,001 | 0,599 | 0,460 |
| AROPE | 0,839 | 0,356 | 0,304 |
| Desigualdad | 2,903 | 0,267 | 0,429 |
| Renta | 1,079 | 0,162 | 0,157 |

También puede mostrarse la evolución de la desviación típica de los 4 indicadores de pobreza a lo largo del periodo:

FIGURA 6.
Desviación típica entre los territorios para varios indicadores de pobreza y exclusión



Centrándonos en la de la pobreza monetaria, se observa un periodo de convergencia (menor dispersión) entre 2008-2011, seguido de otro de divergencia hasta 2014. Desde entonces, se estabiliza hasta 2019, volviendo finalmente a un par de años de convergencia-sigma. La serie de dispersión en el indicador AROPE y BIL presenta un patrón similar.

Un comportamiento muy diferente se observa en la CMS, que presenta un notable ascenso en la dispersión desde 2019 hasta 2021.

PASO 3. DISTANCIA AL LÍDER: NAVARRA=100

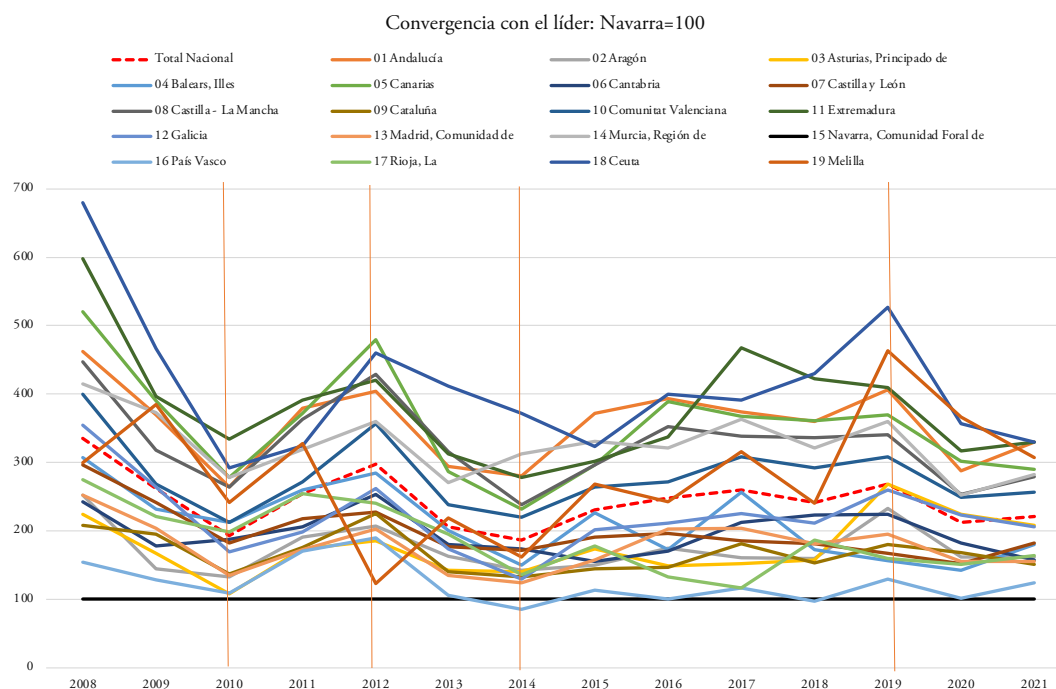
Otra forma intuitiva de analizar la convergencia es estudiar la evolución respecto a la CCAA que menos pobreza tiene (Navarra) calculando sus números índice.

Sin que haya una tendencia clara y uniforme, las series muestran un periodo de cierta convergencia entre 2008-2010 (el inicio de la crisis económico-financiera), seguido de uno de divergencia (2011-2012) con la excepción de Melilla que sigue recortando pobreza hasta 2012. Desde 2013 a 2019 muchas CCAA se van distanciando de Navarra, aunque no todas, como el País Vasco que llega a tener menos pobreza que Navarra en 2014 y 2018. De 2019 a 2020 predomina la convergencia, pero se revierte en muchas CCAA en 2021 (a excepción de Ceuta, Melilla, Galicia o Canarias).

En suma, aunque la diferencia de la pobreza entre el inicio y final del periodo indica que hasta seis CCAA tenían menos pobreza que al comienzo, y la regresión lineal muestre una tendencia negativa, no puede confirmarse una tendencia clara de disminución de la pobreza a lo largo del tiempo, ni que las CCAA que partían con mayor pobreza inicial hayan disminuido su pobreza de forma rápida que el resto, como exige la convergencia-beta o absoluta.

La convergencia sigma, también ha mostrado un periodo de menor dispersión entre 2008-2011, un aumento hasta 2009 y un nuevo descenso hasta 2021.

FIGURA 7.
Distancia a la pobreza de la C.F. de Navarra



PASO 4. ESTIMACIÓN PRELIMINAR DE LA DIVERGENCIA EN POBREZA: IMPORTANCIA DE LA RENTA POR HABITANTE Y LA DESIGUALDAD

En este epígrafe, comenzamos el estudio empírico de la convergencia o divergencia en pobreza. De momento, consideraremos como factores explicativos de la divergencia condicionada, únicamente la renta por habitante o la desigualdad. La renta por habitante que se tiene en cuenta aquí difiere de la utilizada en el cálculo de la pobreza monetaria, ya que ésta considera a todos los ingresos del hogar en términos de renta equivalente por unidad de consumo (empleando la escala de equivalencia de la OCDE modificada). Por su parte, el indicador de desigualdad es la ratio 80/20. La matriz de correlaciones entre ellas es elevada y se muestra en la Tabla 3.

TABLA 3.
Matriz de correlaciones por pares

| | Pobreza | Renta | Desigualdad |
|-------------|----------|----------|-------------|
| Pobreza | 1 | | |
| Renta | -0,8331* | 1 | |
| Desigualdad | 0,5451* | -0,2360* | 1 |

Nota: el * denota significatividad al 95%

Los resultados de las estimaciones econométricas se presentan en la Tabla 4 y el test de cointegración de Pedroni (2004) entre ellas en la Tabla A4 del Anexo.

TABLA 4.
Resultados de divergencia en pobreza condicionada a la renta y desigualdad

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|--------------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
| Pobreza t-1 | 0,5069*** | 0,1569*** | 0,1634** | 0,4686*** | 0,4698*** | 0,5428*** | 0,3224 |
| | (0,057) | (0,053) | (0,0689) | (0,0905) | (0,110) | (0,078) | (0,228) |
| Renta | -0,0015*** | -0,0006*** | -0,0005** | 0,0001 | 0,0001 | 0,00004 | 0,0002 |
| | (0,0002) | (0,0002) | (0,0002) | (0,0001) | (0,0007) | (0,0001) | (0,0008) |
| Desigualdad | 0,9927*** | 1,399*** | 1,4288*** | 1,446*** | 1,476 | 1,383*** | 1,767 |
| | (0,194) | (0,276) | (0,306) | (0,159) | -1,097 | (0,241) | (1,568) |
| Constante | 21,67 | | | | | | |
| | (3,02) | | | | | | |
| R2 | 0,8836 | | | | | | |
| F-pvalor | 0,000 | | | | | | |
| Obs | 247 | 228 | 228 | 247 | 247 | 221 | 221 |
| Grupos | | 19 | 19 | 19 | 19 | 17 | 17 |
| Instrumentos | | 80 | 80 | 92 | 92 | 92 | 92 |
| AR(1) | | 0,012 | 0,019 | 0,011 | 0,025 | 0,002 | 0,047 |
| AR(2) | | 0,314 | 0,305 | 0,180 | 0,219 | 0,835 | 0,934 |
| Wald p-valor | | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Una etapa | | SÍ | No | Sí | No | Sí | No |
| Dos etapas | | No | Sí | No | Sí | No | Sí |

El primer modelo corresponde a la regresión lineal. Siendo la estimación metodológicamente más débil ya muestra coeficientes de todas las variables independientes con significatividad económica (signos) y estadística (las tres al 99%).

Los modelos 2 y 3 se han empleado el estimador de Arellano y Bond para datos de panel¹⁹. La divergencia sigue siendo clara y la significatividad de la renta y la desigualdad también tanto si se emplea el estimador en un paso (modelo 2) como en dos pasos (modelo 3).

Los modelos 4 al 7 corresponden al estimador mejorado de Arellano/Bond y Blundell/Bond²⁰. El 4 y 5 utilizaron todos los datos de la muestra, el primero en un paso (que presenta resultados significativos excepto para la renta) y el segundo en dos pasos, donde se aprecia la pérdida de significatividad estadística de renta y desigualdad, aunque se mantiene la divergencia en pobreza.

Los dos modelos finales replican la metodología anterior, pero excluyendo a Ceuta y Melilla por su menor fiabilidad en los datos. Si en la estimación en un paso (modelo 6) pierde significatividad la renta, empleando los dos pasos ya no se logra un modelo significativo en ninguno de los coeficientes.

Una de las debilidades que presentan estas metodologías es que empleen un excesivo número de instrumentos, como es el caso, lo que aconseja emplear una metodología más acorde con las dimensiones del panel que se dispone, de 19 grupos y 14 años. El estimador *xtabond2* permite la solución (parcial) de algunas de las limitaciones, especialmente poder limitar el número de instrumentos que se emplea. Los resultados del estudio de la divergencia en pobreza con esta metodología se presentan en la siguiente sección.

¹⁹ Comando *xtabond* de Stata con errores estándar robustos frente a heterocedasticidad.

²⁰ Comando *xtdpdys* en Stata con errores estándar robustos frente a heterocedasticidad y estimación en un paso.

4. ESTUDIO DE LA DIVERGENCIA CONDICIONADA

Una vez mostrados los indicios preliminares sobre la divergencia en pobreza entre las CCAA en esta sección profundizamos sobre las variables que pueden acompañar a dicha divergencia, analizando así la divergencia condicionada.

La metodología seguida ha sido utilizar cuatro grupos de vectores potencialmente explicativos. El primer vector agrupa a la renta y la desigualdad. Son variables que presentan alto grado de correlación con la pobreza monetaria con lo que pueden presentar problemas de colinealidad y los resultados deben tomarse con cautela. Se esperaría un signo negativo en la renta, de forma que a medida que crece la renta por habitante, menor será la pobreza. Con la desigualdad, sin embargo, la hipótesis es que muestre una relación positiva.

El segundo vector considerado estuvo formado por variables relacionadas con el mercado de trabajo. Se seleccionaron indicadores como la tasa de paro, la cuantía del salario del decil más bajo en cada CCAA, la tasa de temporalidad y el número de horas trabajadas por los asalariados y en total. Mayores tasas de paro y de temporalidad generarían mayores niveles de pobreza, luego el signo esperado es positivo. En cambio, si el nivel salarial más bajo es mayor en una CCAA que en otra, se espera que el coeficiente muestre un signo negativo, al igual que deberían hacerlo las horas trabajadas: cuantas más horas, más ingreso y menor pobreza.

El tercer vector lo forman variables relacionadas con la educación. Como indicadores se utilizaron el abandono escolar temprano y las tasas de población con un nivel de estudios equivalentes a primaria, secundaria y terciaria. El signo esperado de abandono escolar y de primaria sería positivo, mientras que secundaria y, quizá más claramente terciaria, un signo negativo. Tras su inclusión en numerosas estimaciones y combinaciones, nunca se obtuvieron resultados estadísticamente significativos con ninguna de las cuatro variables, con lo que no se reportaron resultados de esos modelos.

El último vector contempló una variable relacionada con los servicios sociales, tomando como indicador la cobertura de las Rentas Mínimas de Inserción, precisamente por ser de naturaleza autonómica. El signo esperado es negativo mostrando así que, a mayor cobertura de estas prestaciones, la pobreza se reduce. También se utilizó una variable demográfica ligada al sistema de protección como la tasa de pensionistas por cada mil habitantes. Se espera que muestre una relación directa de forma que, si las pensiones logran superar el umbral de la pobreza, a mayor tasa en el territorio, menor pobreza. De lo contrario, se estaría evidenciando que las pensiones no logran eliminar del todo la pobreza y las CCAA con demografía más envejecida ayudarían a explicar la divergencia en pobreza.

4.1. RESULTADOS PARA LA POBREZA MONETARIA

Los resultados obtenidos considerando, en primer lugar, la tasa de riesgo de pobreza (monetaria) se ofrecen en la Tabla 5, mientras que más adelante se ofrecerán tomando como variables dependientes otros indicadores de pobreza o exclusión (carencia material severa, el AROPE o la pobreza con umbral anclado en 2008).

Los modelos 1 y 2 consideran la renta y la desigualdad como regresores, junto al parámetro de divergencia (pobreza retardada). En el primer modelo la especificación incluyó tanto los efectos fijos temporales como los de grupo (los 19 territorios). Mientras que el segundo modelo sólo lo hizo con efectos de grupo. Si en el primer caso no se confirma la significatividad de la divergencia, sí lo hace en el segundo, pero sólo al 90%. En todos los demás modelos, la divergencia en pobreza condicionada queda claramente establecida. Puede observarse que la estimación es sensible a la selección de introducir efectos temporales (modelo 1) donde la desigualdad es significativa al 99%, pero deja de serlo contemplando sólo los efectos de grupo, y además la renta presenta signo positivo. Dados estos resultados, no podemos concluir con certeza que la divergencia en pobreza esté condicionada con la renta o con la desigualdad. Es muy posible que lo esté con la desigualdad, dado el elevado coeficiente de correlación con la pobreza monetaria. Téngase en cuenta que el propio indicador de pobreza queda definido en términos de distribución relativa (menor al 60% de la renta equivalente por hogar).

TABLA 5.
Resultados de las estimaciones para la pobreza monetaria

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|-------------------------|-----------------------|-------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Pobreza t-1 | 0,246 (0,320) | 0,5031* -0,267 (0,0003) | 0,5409*** (0,133) | 0,5774*** (0,1305) | 0,4424*** (0,114) | 0,6039*** (0,171) |
| Renta | -0,0014 (0,0019) | 0,0006* (0,0003) | | | | |
| Desigualdad | 1,6403*** (0,4253) | 1,192 (0,816) | 0,9570** (0,4042) | | | |
| Paro | | | 0,6322* (0,351) | 0,1462** (0,072) | 0,3879** (0,173) | 0,0898 (0,059) |
| CoberturaRMI | | | | -0,1906*** (0,039) | -0,3765*** (0,108) | -0,1758*** (0,055) |
| Tasa pensionistas | | | 315,33* (168,63) | 0,9594*** (0,292) | 193,51** (80,53) | 84,72*** (27,33) |
| Obs | 247 | 247 | 247 | 247 | 247 | 221 |
| Grupos | 19 | 19 | 19 | 19 | 19 | 17 |
| Instrumentos | 37 | 24 | 40 | 27 | 27 | 25 |
| AR(1) | 0,107 | 0,027 | 0,020 | 0,019 | 0,007 | 0,007 |
| AR(2) | 0,272 | 0,168 | 0,226 | 0,335 | 0,983 | 0,983 |
| Sargan p-value | 0,014 | 0,077 | 0,545 | 0,442 | 0,496 | 0,496 |
| Hansen p-value | 0,000 | 1,000 | 0,842 | 0,945 | 0,554 | 0,554 |
| Ef. fijos temporales | SÍ | NO | SÍ | NO | NO | NO |
| Ef. fijos grupos | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Excluidas Ceuta+Melilla | NO | NO | NO | NO | NO | SÍ |

Nota: Todas las estimaciones siguieron la metodología descrita más arriba

Resultados más claros muestran los siguientes modelos. En todos los casos, el coeficiente positivo y significativo muestra la divergencia.

Tras la consideración de los indicadores descritos más arriba, se identificó el modelo 3 donde la desigualdad, el paro y la tasa de pensionistas aparecen como variables explicativas de la divergencia. Tanto el signo como los demás estadísticos (AR1, AR2, Sargan o Hansen) superan los estándares de validez.

Los modelos 4, 5 y 6 muestran que el paro, la cobertura de rentas mínimas de inserción y la tasa de pensionistas son robustas en su significatividad. El modelo 5 replica el 4 bajo una estimación en dos etapas, mientras que el 6 robustece el resultado excluyendo los datos de Ceuta y Melilla al mostrar menor calidad debido a su pequeña representatividad en la Encuesta de Condiciones de Vida.

4.2. RESULTADOS PARA OTRAS VARIABLES DEPENDIENTES DE POBREZA Y EXCLUSIÓN SOCIAL

A continuación, se ofrecen los resultados de las estimaciones realizadas para otras variables dependientes (Tabla 6).

TABLA 6.
Divergencia con otros indicadores de pobreza y exclusión social

| | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|-------------------------|----------|---------|-----------|-----------|----------|-------------------------|-----------|------------|
| | CMS | CMS | AROPE | AROPE | Anclada | Anclada (dos etapas) | Anclada | Anclada |
| Var de pobreza t-1 | 1,113** | 1,334 | 0,4021** | 0,2475 | 0,609*** | 0,6273*** | 0,4938*** | 0,4980* |
| | (0,476) | (0,887) | 0,194 | (0,345) | (0,081) | (0,152) | (0,076) | (0,254) |
| Renta | 0,0007 | | | | | | | |
| | (0,0007) | | | | | | | |
| Desigualdad | -1,016 | | | | | | | |
| | (1,652) | | | | | | | |
| Paro | | -0,092 | 0,2615*** | 0,3119* | 0,408*** | 0,7882*** | 0,4205*** | 0,9403* |
| | | (0,109) | (0,088) | (0,162) | (0,053) | (0,168) | (0,052) | (0,511) |
| CoberturaRMI | | -0,055 | -0,233*** | -0,1621** | 0,0901 | -0,270** | 0,0449 | -0,2187** |
| | | (0,076) | (0,051) | (0,068) | (0,068) | (0,119) | (0,084) | (0,094) |
| Tasa pensionistas | | -24,04 | 142,64*** | 139,71*** | 59,78** | 234,61*** | 54,83** | 401,57,83* |
| | | (104,2) | (38,21) | (42,51) | (28,27) | (69,76) | (23,72) | (205,14) |
| Obs | 247 | 247 | 247 | 221 | 247 | 247 | 221 | 247 |
| Grupos | 19 | 19 | 19 | 17 | 19 | 19 | 17 | 19 |
| Instrumentos | 24 | 27 | 27 | 25 | 29 | 27 | 25 | 40 |
| AR(1) | 0,086 | 0,222 | 0,048 | 0,074 | 0,065 | 0,026 | 0,005 | 0,082 |
| AR(2) | 0,682 | 0,801 | 0,407 | 0,857 | 0,281 | 0,298 | 0,579 | 0,295 |
| Sargan p-value | 0,551 | 0,633 | 0,464 | 0,112 | 0,124 | 0,264 | 0,012 | 0,617 |
| Hansen p-value | 0,96 | 0,993 | 0,908 | 0,598 | 0,520 | 0,969 | 0,628 | 1.000 |
| Ef. fijos temporales | NO | NO | NO | NO | NO | NO | NO | SÍ |
| Ef. fijos grupos | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Excluidas Ceuta+Melilla | NO | NO | NO | SÍ | NO | NO | SÍ | NO |

En primer lugar, se considera la Carencia Material Severa (o pobreza no monetaria) en los modelos 7 y 8. Es interesante advertir que la consideración de este indicador no confirma del todo la divergencia en

pobreza. Aunque en el modelo 7, la CMS mostró un coeficiente positivo y significativo al 95% de confianza, los otros regresores de renta y desigualdad no lo son. Tampoco se mostraron significativos los coeficientes del modelo seleccionado con la pobreza monetaria (modelo 8), donde el paro y la tasa de pensionistas incluso aparecen con signo negativo. En muchas otras especificaciones probadas no se obtuvieron resultados estadísticamente significativos, en ninguna de las variables independientes consideradas y tampoco excluyendo de la muestra los casos de Ceuta y Melilla por su menor calidad como fuente secundaria.

Por el contrario, el modelo 9 que considera al AROPE como variable dependiente, sí mantuvo la significatividad de divergencia y del paro, la cobertura de las RMI y la tasa de pensionistas, pero se mostró sensible a la muestra, pues cuando se excluyeron Ceuta y Melilla (modelo 10) el coeficiente del AROPE retardado dejó de ser significativo.

Por último, al considerar la pobreza monetaria con umbral anclado en 2008 (modelos 11 al 13), la divergencia en pobreza volvió a confirmarse. Pero en el modelo 11, que replica el modelo 4 anterior realizado con la pobreza sin anclar, la cobertura de las RMI se vuelve positiva y pierde la significatividad estadística. Sin embargo, cuando se estima el modelo en dos etapas en lugar de en una (modelo 12) los signos y coeficientes vuelven a tener sentido económico y estadístico. Estos resultados también se mantuvieron al incluir los efectos temporales (además de los de grupo)²¹. Sin embargo, se mostraron sensibles a la muestra (modelo 13) pues al excluir Ceuta y Melilla, la cobertura de las RMI volvió a ser positiva y sin significatividad estadística. En estimaciones adicionales (no mostradas por espacio), la introducción de efectos temporales en el modelo para la pobreza anclada, volvió a mostrar resultados significativos en todas las variables independientes, aunque al 90% en el caso del paro y la tasa de pensiones y del 95% en el de la cobertura de las RMI. El resultado no se mantuvo al excluir de la muestra a Ceuta y Melilla.

4.3. RESULTADOS MEDIANTE ESTIMACIÓN BAJO MÁXIMA VEROSIMILITUD

Como prueba adicional de la divergencia en pobreza, se estimaron los modelos bajo la máxima verosimilitud²² obteniéndose una confirmación bastante amplia de los anteriores, como puede verse en la Tabla 7.

Los cuatro primeros modelos tienen a la pobreza monetaria como variable dependiente. Los resultados confirman en todos los casos la divergencia de la pobreza y el único resultado que no se mantiene es el signo del paro en el modelo 3 estimado junto a la renta y desigualdad que cambia su signo. En los modelos 5 a 7 se varió la variable dependiente, obteniendo resultados bastante confirmatorios a los anteriores.

En resumen, puede concluirse que los resultados obtenidos ofrecen una cierta constancia en que la divergencia en pobreza entre las CCAA cuando se utiliza un indicador monetario, pero que no se confirma cuando se emplea la carencia material severa o el de exclusión social (AROPE).

Las variables independientes más explicativas de la divergencia condicional son el desempleo, la cobertura de las RMI y la tasa de pensionistas, no siéndolo el resto de indicadores seleccionados tanto del mercado de trabajo (salario del decil más bajo o tasa de temporalidad) y ninguno del ámbito educativo. Además, la evidencia empírica se muestra bastante sensible al método de estimación obteniéndose mejores resultados si se emplea el proceso en un paso en vez de en dos y no se incluyen los efectos fijos temporales. La exclusión de Ceuta y Melilla también hizo que variaran los resultados, haciendo perder la significatividad estadística del paro en el caso de la pobreza monetaria o de la cobertura de las RMI cuando se empleó la pobreza anclada.

²¹ No se detallan en la tabla por razón de espacio.

²² Se utilizó el comando *xtdpqml* de Stata con efectos fijos, sin constante y estacionariedad de las independientes, estimando bajo primeras diferencias.

TABLA 7.
Análisis de robustez con estimaciones en máxima verosimilitud

| V. dependiente | Pobreza monetaria | | | | CMS | AROPE | Anclada |
|-------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| Pobreza t-1 | 0,1930*** (0,0558) | 0,2182*** (0,0575) | 0,1452** (0,0577) | 0,3838*** (0,0694) | 0,0924 (0,0709) | 0,3755*** (0,0718) | 0,5174*** (0,0543) |
| Renta | -0,0006*** (0,0002) | | -0,0013*** (0,0003) | | | | |
| Desigualdad | 1,2321*** (0,1562) | 1,3349*** (0,1554) | 1,115*** (0,1753) | | | | |
| Paro | | 0,0107 (0,0399) | -0,1583*** (0,0550) | 0,1239** (0,0571) | 0,2495*** (0,0493) | 0,2602*** (0,0606) | 0,5805*** (0,0657) |
| Cobertura RMI | | | | -0,041 (0,0275) | -0,0143 (0,0236) | -0,0756*** (0,0297) | -0,0544* (0,0304) |
| Tasa pensionistas | | | | 61,36** (30,07) | 107,95*** (26,60) | 117,36*** (33,51) | 146,24*** (35,57) |
| Nº iteraciones | 12 | 9 | 31 | 111 | 383 | 943 | 11 |
| Obs | 247 | 247 | 247 | 246 | 246 | 246 | 246 |
| Grupos | 19 | 19 | 19 | 19 | 19 | 19 | 19 |

5. CONCLUSIONES

A lo largo del trabajo se ha ofrecido abundante evidencia de la divergencia en pobreza que experimentan las CCAA. Entre 2008 y 2021, sólo seis territorios habían logrado menor pobreza que la inicial. Entre 2008 y 2014 eran cinco, y catorce entre 2014-2021 y ocho entre 2008-2023 si empleamos los últimos datos disponibles²³. A Baleares y Canarias, Extremadura y Galicia que incrementan su reducción de pobreza, Ceuta que la aminora, se añaden Castilla-La Mancha Madrid y Murcia como comunidades que superan el nivel de pobreza que se inició con la gran crisis económico-financiera. Se ha mostrado que la dinámica de la pobreza monetaria no es homogénea en el espacio ni en el tiempo, que existe divergencia-sigma y que, por tanto, no puede esperarse que el paso del tiempo haga converger la pobreza a un único estado estacionario, limitando así las ventajas económicas que puede ofrecer una “unidad de mercado” interterritorial.

Bajo las metodologías más robustas de (i) paneles dinámicos con efectos fijos de grupos, corrección de heterocedasticidad y errores para muestras pequeñas y colapso en el número de instrumentos empleados, y (ii) estimaciones bajo máxima verosimilitud, obtuvimos como factores significativos de la divergencia condicional las tasas de paro, de cobertura de rentas mínimas de inserción y de pensionistas por habitante. Esta última introduce la importancia de la demografía (presente y futura) en cada territorio, pues las pensiones se han evidenciado como instrumentos clave de reducción del riesgo de pobreza y/o exclusión

²³ Durante el periodo principal de investigación los datos disponibles llegaron hasta 2021, disponiéndose se estos últimos años durante el periodo de revisiones del artículo, por eso no se lleva a cabo el análisis hasta 2023.

social a nivel nacional (EAPN-ES 2024:192-198), pero nuestro estudio lo hace como factor de divergencia condicionada entre territorios²⁴.

Han quedado fuera de la significatividad estadística, variables económicas de alto potencial explicativo como el salario medio del decil más bajo (que en el nivel nacional es siempre inferior al umbral de pobreza relativa), el porcentaje de población con contrato temporal (cuyas tasas de pobreza son sistemáticamente superiores a las del tiempo completo) o las horas trabajadas²⁵. También ha resultado sorprendente no identificar ninguna variable de las seleccionadas relacionadas con el nivel de formación²⁶. A pesar de mostrar correlaciones medias y con el signo esperado, no aparecieron nunca como estadísticamente significativos en los numerosos modelos ensayados. Esta es una de las cuestiones que deberá seguir investigándose. Es posible que su efecto no se logre capturar del todo por errores de medida o que -debido a la colinealidad con las del mercado de trabajo- sea el nivel de desempleo quien absorba su efecto.

Finalmente, aunque se ha evidenciado la significatividad de la cobertura de las rentas mínimas de inserción, queda pendiente un análisis de mayor profundidad considerando otros indicadores como la cuantía, el periodo de recepción de esa u otras transferencias públicas.

REFERENCIAS

- AIReF. (2019). *Los programas de rentas mínimas en España. Estudio*. Madrid: Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF).
- AIReF (2022). *1.ª Opinión. Ingreso Mínimo Vital*. Opinión 1/22. Autoridad Independiente de Reforma Fiscal. Madrid.
- AIReF (2023). *2.ª Opinión. Ingreso Mínimo Vital*. Opinión 2/23. Autoridad Independiente de Reforma Fiscal. Madrid.
- Albert, C., & Davia, M.Á. (2013). El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas? *Investigaciones Regionales= Journal of Regional Research*, (25), 67-88.
- Anser, M. K., Yousaf, Z., Nassani, A. A., Alotaibi, S. M., Kabbani, A., & 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*, 9(1), 1-25.
- Aragón, J., Cruces, J., De la Fuente, L., Martínez, A., & Otaegui, A. (2012). Trabajadores pobres y empobrecimiento en España. *Zerbitzuan*, 52, 119-128.
- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M., and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- 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*, (2), 81-99.
- Arriba, A. y Aguilar-Hendrickson, M. (2021). Entre recalibración y continuidad: el contexto del nacimiento del IMV. *Revista Española de Sociología*, 30(2), a46, 1-12.

²⁴ En algunas de las estimaciones, no en todas, los resultados fueron robustos a utilizar la cuantía de la pensión media en cada comunidad y ciudad autónoma.

²⁵ Un estudio en mayor profundidad para el total nacional de los efectos del mercado de trabajo sobre la pobreza puede verse en el informe de EAPN-ES (2024:136-155).

²⁶ A pesar de que, a nivel nacional, la pobreza entre aquellos que poseían estudios superiores, por ejemplo, se situó en el 7,3% en 2008 y el 10,6% en 2021 (y 9,1% en 2023, último disponible). Este indicador no se ofrece desagregado para las CCAA.

- Asuad Sanén, N., & Quintana Romero, L. (2010). Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, (18), 83-106.
- Au, A. (2023). Reassessing the econometric measurement of inequality and poverty: toward a cost-of-living approach. *Humanities & Social Sciences Communications*, 10(1), 1-10.
- Ayala, L. (2012). Los sistemas de garantía de ingresos ante la crisis: una perspectiva territorial. *Ekonomiaz: Revista Vasca de Economía*, 81(3), 108-129.
- Ayala, L., Arranza, J.M., García-Serrano, C., & Martínez-Virto, L. (2016). *El sistema de garantía de ingresos en España: tendencias, resultados y necesidades de reforma*. Proyecto PROGRESS. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Madrid.
- Ayala, L., Arranza, J.M., García-Serrano, C., & Martínez-Virto, L. (2021). The effectiveness of minimum income benefits in poverty reduction in Spain: Poverty reduction in Spain, *International Journal of Social Welfare*, 30, 152-169.
- Ayala, L., Cantó, O. and 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*, 15, 47-73.
- Ayala, L., Jurad, A., & Pedraja, F. (2006). Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000. *Investigaciones Regionales= Journal of Regional Research*, (8), 5-30.
- Ayala, L., Jurado, A. and Perez-Mayo, J. (2011). Income Poverty and Multidimensional Deprivation: Lessons from Cross-Regional Analysis. *Review of Income and Wealth*, 57, 40-60.
- Ayala, L., Jurado, A. and Perez-Mayo, J. (2014). Drawing the Poverty Line: Do Regional Thresholds and Prices Make a Difference? *Applied Economic Perspectives and Policy*, 36(2), 309-332.
- Ayala, L., Jurado, A., & Pérez Mayo, J. (2020). Diferencias de desigualdad y bienestar en las regiones españolas. En *4º Informe sobre la Desigualdad en España. Una perspectiva territorial*, 121-150. Fundación Alternativas.
- Ayala, L., Jurado, A., & Pérez Mayo, J. (2022). El impacto de la pandemia sobre la pobreza. *Revista Diecisiete*, 7, 49-64.
- Barro, R. (2015). Convergence and Modernization, *Journal of Economic Literature*, 125(585), 911-942.
- Baum, C.F., Schaffer, M.E. and Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal*, 3, 1-31.
- Bergantiños Franco, N., Font Quiles, R., & Bacigalupe de la Hera, A. (2017). Las rentas mínimas de inserción en época de crisis: ¿Existen diferencias en la respuesta de las comunidades autónomas? *Papers: Revista de Sociología*, 102(3), 0399-420.
- Bergstrom, K.A. (2020). The Role of Inequality for Poverty Reduction. *World Bank Policy Research Working Paper 9409*.
- Blundell, R. W., and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Blundell, R. W., Bond, S. and Windmeijer, F. (2000). Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator. In B. H. Baltagi (ed.) *Nonstationary Panels, Cointegrating Panels and Dynamic Panels* (pp. 53-92). Elsevier.
- Bonoli, G., Natili, M. and Trein, P. (2019). A federalist's dilemma: trade-offs between social legitimacy and budget responsibility in multi-tiered welfare states. *Journal of European Social Policy*, 29(1), 56-69.
- Bourguignon, F. (2003). The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. Inequality and Growth: Theory and Policy Implications. *The World Bank Working Paper 28104*.

- Cacabelos, F. C., & Cobas, Á. T. (2021). Pobreza multidimensional en España. Una aplicación de la metodología de Alkire y Foster. 2008-2015. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 31, 55-103.
- Cantó, O., del Río, C., & Gradín, C. (2001). *La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el período 1985-1995*. Instituto de Estudios Fiscales.
- Castells-Quintana, D. and Larrú, J.M. (2015). Does Aid Reduce Inequality? Evidence for Latin America, *European Journal of Development Research*, 27, 826-849.
- Cerra, V., Lama, R., & Loayza, N. V. (2021). Links between growth, inequality, and poverty. *International Monetary Fund Working Paper* 68.
- Cortés, J. C. Á. (2020). La protección de las personas a través de las rentas mínimas y rentas básicas en la distribución de competencias entre el Estado y las Comunidades Autónomas. *Trabajo*, 38.
- Crespo Cuaresma, J., Klasen, S., & Wacker, K. M. (2022). When do we see poverty convergence? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 84(6), 1283-1301.
- Daigneault, P.M., Birch, L., Béland, D. et al. (2021). Taking subnational and regional welfare states seriously: insights from the Quebec case. *Journal of European Social Policy*, 31(2), 239-249.
- de La Fuente, A. (2019). *La dinámica territorial de la renta en España, 1955-2016: una primera aproximación* (No. eee2019-14). FEDEA.
- Decerf, B. (2023). A preference-based theory unifying monetary and non-monetary poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 222, 104898.
- Decerf, B. & Ferrando, M. (2022). Unambiguous Trends Combining Absolute and Relative Income Poverty: New Results and Global Application, *The World Bank Economic Review*, 36(3), 605–628
- Deutsch, J., & Silber, J. (2011). On various ways of measuring pro-poor growth. *Economics*, 5(1), 20110013.
- EAPN-ES (2022). *El Estado de la Pobreza. Seguimiento de los indicadores de la Agenda UE 2030. 2015-2022. 12º Informe. Las Comunidades Autónomas*. European Anti-Poverty Network España.
- EAPN-ES (2023). *El Estado de la Pobreza 2023. Primer avance de resultados: abril 2023*. European Anti-Poverty Network España.
- EAPN-ES (2024). *El Estado de la Pobreza. Seguimiento de los indicadores de la Agenda UE 2030. 2015-2023. 14º Informe*. European Anti-Poverty Network España.
- Fernández, G. (coord.) (2015) *Hacia un sistema más inclusivo de garantía de rentas en España: diferentes alternativas de desarrollo*. Fundación FOESSA.
- Ferreira, I. A., Salvucci, V., & Tarp, F. (2023). Poverty, inequality, and growth: trends, policies, and controversies. In *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics* (pp. 1-45). Cham: Springer International Publishing.
- FOESSA (2014). *VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España*. Fundación FOESSA (Fomento de Estudios Sociales y Sociología Aplicada).
- FOESSA (2019). *VIII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España*. Fundación FOESSA (Fomento de Estudios Sociales y Sociología Aplicada).
- FOESSA (2022a). *Evolución de la cohesión social y consecuencias de la Covid-19 en España*. Colección de Estudios 50. Fundación FOESSA (Fomento de Estudios Sociales y Sociología Aplicada).
- FOESSA (2022b). *El coste de la vida y estrategias familiares para abordarlo*. Colección Análisis y Perspectivas 2022. Fundación FOESSA (Fomento de Estudios Sociales y Sociología Aplicada).
- Foster, J., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-765.

- Fosu, A. K. (2017). Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence. *Research in Economics*, 71(2), 306–36.
- Frazer, H. and Marlier, E. (2016). *Minimum Income Schemes in Europe: A Study of National Policies, 2015*. European Social Policy Network and European Commission. Brussels and Spain.
- Fuenmayor, A., Granell, R., & Morera, T. S. (2019). Impacto económico de las rentas mínimas: la Renta Valenciana de Inclusión. *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, (44), 97-110.
- García-Carro, B. y Sánchez-Sellero, M. C. (2019). Medición de la pobreza subjetiva en España y su localización espacial. *Reis: Revista española de investigaciones sociológicas*, (165), 83-99.
- Garroway, Ch. and De La Iglesia, J.R. (2012). On the Relevance of Relative Poverty for Developing Countries. *OECD Development Centre Working Paper 314*. OECD.
- Gnangnon, S. K. (2022). Does Poverty Matter for Tax Revenue Performance in Developing Countries? *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 11(1), 7-38.
- Gorjón, L. y Villar, a. (2019). The Minimum Income Scheme as a poverty reduction mechanism: The case of the Basque Country. *Iseak Working Paper 2019/1*.
- Grosse, M., Harttgen, K., & Klasen, S. (2008). Measuring pro-poor growth in non-income dimensions. *World development*, 36(6), 1021-1047.
- Hayakawa, K. (2009). A simple efficient instrumental variable estimator for panel AR(p) models when both N and T are large. *Econometric Theory*, 25, 873-890.
- Hernández, A., Picos, F. and Riscado, S. (2022). Moving towards fairer regional minimum income schemes in Spain. *Journal of European Social Policy*, 32(4), 452-466.
- Herrero, C., Villar, A., y Guillén, Á. S. (2018). *Las facetas del bienestar: una aproximación multidimensional a la calidad de vida en España y sus comunidades autónomas (2006-2015)*. Fundación BBVA.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H.S. Rosen (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56, 1371-95.
- Huang, Z., Ming, X. and Duan, H. (2022). Heterogeneous effects of energy poverty convergence in Europe. *Energy Strategy Reviews*, 41, 100822.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- INE (2019). *Encuesta de Condiciones de Vida. Metodología 2005 (revisada 2019)*. Instituto Nacional de Estadística.
- INE (2023). Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Año 2022. Resultados definitivos. Nota de prensa 24 de abril de 2023 modificado el 16/06/23. Instituto Nacional de Estadística.
- Izquierdo, G., and Salcedo, A. (2023). Why does equalization matter? An application to the monetary poverty in the sustainable development goals framework. *Quality & Quantity*, 57(3), 2575-2589.
- Johnson, P., and Papageorgiou, C. (2020). What remains of cross-country convergence? *Journal of Economic Literature*, 58(1), 129-75.
- Kraay, A., Lakner, C., Özler, B., Decerf, B., Jolliffe, D., Sterck, O., & Yonzan, N. (2023). A New Distribution Sensitive Index for Measuring Welfare, Poverty, and Inequality. *World Bank Policy Research Working Paper 10470*.
- Lacuesta Gabarain, A., & Anghel, B. (2020). La población en riesgo de pobreza o exclusión social en España, según la definición del Consejo Europeo. *Boletín económico/Banco de España [Artículos]*, n. 1, 2020.
- Lakner, C., Mahler, D. G., Negre, M., & Prydz, E. B. (2022). How much does reducing inequality matter for global poverty? *The Journal of Economic Inequality*, 20(3), 559-585.

- Lafuente, M., & Faura, Ú. (2012). Estudio de la vulnerabilidad a la exclusión social por Comunidades Autónomas en España (2005-2009). *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, (23), 105-124.
- Levin, A., Lin, C-F. and Chu, C-S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lokshin, M., Ravallion, M., and Torre, I. (2022). Is Social Protection a Luxury Good? National Bureau of Economic Research Working Paper w30484.
- López-Calva, L.F., Ortiz-Juarez, E. and Rodríguez-Castelán, C. (2022). Within-country poverty convergence: evidence from Mexico. *Empirical Economics*, 62, 2547-2586.
- 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*, (1), 91-114.
- Maestro Yarza, I. y Martínez Peinado, J. (2003). La pobreza humana y su feminización en España y las Comunidades Autónomas. *Reis. Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 104, 57-90.
- Marrero, G. A., & Servén, L. (2022). Growth, inequality and poverty: a robust relationship? *Empirical Economics*, 63(2), 725-791.
- Marrero, G. A., Marrero-Llinares, A. S. & Servén, L. (2022). Poverty Convergence Clubs. *ECINEQ Working Paper Series 619*.
- 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*, (15), 19-31.
- Martinez Virto, L. (2019). Nueva pobreza, precariedad y rentas mínimas: respuestas para incentivar el empleo en el actual contexto sociolaboral. *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 37(1), 155-175.
- Mogstad, M., Langørgen, A. and Aaberge, R. (2007). Region-specific versus country-specific poverty lines in analysis of poverty. *Journal of Economic Inequality*, 5(1), 115-122.
- Moreno, G. (2010). Veinte años de rentas mínimas de inserción autonómicas: el caso vasco dentro del contexto español y europeo. *Revista de Fomento Social*, 65, 471-490.
- Moreno, J. F. A., & 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*, (102), 97-227.
- Natili, M. (2020). Worlds of last-resort safety nets? A proposed typology of minimum income schemes in Europe. *Journal of International and Comparative Social Policy*, 36(1), 57-75.
- Neme Castillo, O., Chiatchoua, C., & Briseño Perezyera, J. I. (2021). Empresas multinacionales estadounidenses: efectos en la pobreza mundial. *Norteamérica*, 16(2), 57-97.
- Ouyang, Y., Shimeles, A. and E. Thorbecke (2019). Revisiting cross-country poverty convergence in the developing world with a special focus on Sub-Saharan Africa. *World Development*, 117(375), 13-28.
- Patel, D., Sandefur, J., & Subramanian, A. (2021). The new era of unconditional convergence. *Journal of Development Economics*, 152, 102687.
- Pedreño, M. H. (2010). El estudio de la pobreza y la exclusión social. Aproximación cuantitativa y cualitativa. *Revista interuniversitaria de formación del profesorado*, 24(3), 25-46.
- Pedroni, P. (2004). "Panel Cointegration: asymptotic and Finite sample properties of pooled time series with an application to the PPP Hypothesis: New results". *Econometric Theory*, 20, 597-627.
- Peris-Cancio, L.F. (2021). Los esquemas de rentas mínimas en Europa y el Ingreso Mínimo Vital. *Revista Española de Sociología*, 30(2), a45. 1-10.
- Ravallion, M. (2012). Why Don't we See Poverty Convergence? *The American Economic Review*, 102(1), 504-523.

- Ravallion, M., and Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. *Economics letters*, 78(1), 93-99.
- Roodman, D. (2007). The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-country Empirics, *World Bank Economic Review*, 21(2), 255-277.
- Roodman, D. (2009). How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Salman, M., Zha, D., and Wang, G. (2022). Assessment of energy poverty convergence: A global analysis. *Energy*, 255, 124579.
- Sanabria, S. (2017). Progreso tecnológico y divergencias regionales: evidencia para Colombia (1980-2010). *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, (38), 7-25.
- Tezanos, S., Quiñones, A. & Guijarro, M. (2013). Inequality, aid and growth: macroeconomic impact of aid grants and loans in Latin America and the Caribbean. *Journal of Applied Economics*, XVI(1), 157-182.
- Vázquez, A. (2007). Desarrollo endógeno. Teorías y políticas de desarrollo territorial. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, (11), 183-210.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- World Bank. (2020). *Poverty and shared prosperity 2020: Reversals of fortune*. The World Bank.
- Zugasti, N. y Laparra, M. (2017). Midiendo la pobreza a nivel autonómico en España. Una propuesta reflexiva. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 158(abril-junio), 117-134.

ORCID

José María Larrú <https://orcid.org/0000-0001-6271-3821>

ANEXOS

TABLA A1.
Listado de variables y fuentes

| Variable | Definición | Fuente | Periodo |
|---------------------|--|--------------------------------------|-----------|
| Pobreza | Tasa de riesgo de pobreza (% población de ingreso inferior al 60% de la mediana de consumo equivalente). Ingresos del año anterior | INE. Encuesta de Condiciones de Vida | 2008-2021 |
| AROPE | Porcentaje de población en riesgo de pobreza y/o exclusión social | INE. Encuesta de Condiciones de Vida | 2008-2021 |
| CMS | Carencia Material Severa | INE. Encuesta de Condiciones de Vida | 2008-2021 |
| BIL | Baja intensidad laboral | INE. Encuesta de Condiciones de Vida | 2008-2021 |
| Desigualdad | Ratio 80/20 | INE. Indicadores de Calidad de Vida | 2008-2021 |
| Renta por habitante | Renta por habitante | INE. Encuesta de Condiciones de Vida | 2008-2021 |

TABLA A1. CONT.
Listado de variables y fuentes

| Variable | Definición | Fuente | Periodo |
|-------------------|--|--|---|
| SalarioD1 | Salario del primer decil; | INE-indicadores de calidad de vida. Salarios medios brutos mensuales del empleo principal; jornada a tiempo completo. Tabla 13930 | 2008-2021 |
| Paro | Tasa de desempleo | INE. Encuesta de Población Activa | 2008-2021 |
| c-temporal | % de la población ocupada asalariada con contrato temporal | INE. Encuesta de Población Activa. Tabla 4961. Asalariados por tipo de contrato o relación laboral, sexo y comunidad autónoma. Valores absolutos y porcentajes respecto del total de cada comunidad | 2008-2021 |
| AET | Tasa de abandono escolar temprano. Población 18-24 años | INE-indicadores de calidad de vida | 2008-2021 |
| PRIMARIA | % población con ese logro educativo | Eurostat- Population by educational attainment level, sex and NUTS 2 regions; Less than primary, primary and lower secondary education (levels 0-2); 25-64 years; Hubo salto estructural de la serie en 2014 y 2021 | 2008-2021 |
| SECUNDARIA | % población con ese logro educativo | Population by educational attainment level, sex and NUTS 2 regions; Upper secondary and post-secondary non-tertiary education (levels 3 and 4); 25-64 years | 2008-2021 |
| TERCIARIA | % población con ese logro educativo | Population by educational attainment level, sex and NUTS 2 regions; Tertiary education (levels 5-8); 25-64 years | 2008-2021 |
| Cobertura-RMI | Tasa de cobertura: total de perceptores por cada mil habitantes | Memorias anuales. Ministerio de Asuntos Sociales y Agenda 2030 | 2011-2021 |
| Tasa Pensionistas | Nº de pensionistas entre nº de habitantes | Número de pensiones y pensionistas en cada Comunidad Autónoma y Ciudad con Estatuto de Autonomía. Ministerio de Inclusión, Seguridad y Migraciones. Secretaría de Estado de SS y pensiones. https://www.seg-social.es/wps/portal/wss/internet/EstadisticasPresupuestosEstudios/Estadisticas/EST23/2575 Series cronológicas de pensiones - Años (dato anual) por Clase de pensión eSTADISS: Estadísticas de pensiones https://w6.seg-social.es/ProsaInternetAnonimo/OnlineAccess?ARQ.SPM.ACTION=LOGIN&ARQ.SPM.APPTYPE=SERVICE&ARQ.IDAPP=ES TA0001 | 2013-2021 [2013-2018 en pdf 2019-2021 en Excel] |
| Horas totales | Horas de trabajo anuales del total de la población (asalariados y cuenta propia) | INE. Encuesta de Población Activa | 2008-2021 |

TABLA A2.
Estadísticos descriptivos de cada CCAA

| | Riesgo de pobreza (%) | | | | | | | Carencia material severa (%) | | | | | | |
|--------------------------------|-----------------------|------|-------|---------|-------------|--------|----------|------------------------------|------|-------|---------|-------------|--------|----------|
| | 2008 | 2021 | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual | 2008 | 2021 | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual |
| Total Nacional | 19,8 | 21,7 | 21,13 | 20,9 | 0,77 | 1,9 | 0,0071 | 3,6 | 7,3 | 5,59 | 5,60 | 1,12 | 3,7 | 0,0559 |
| 01 Andalucía | 27,3 | 32,3 | 30,86 | 30,85 | 2,66 | 5,0 | 0,0130 | 5,4 | 10,2 | 7,10 | 7,05 | 1,54 | 4,8 | 0,0501 |
| 02 Aragón | 14,9 | 15,8 | 15,05 | 15,20 | 1,62 | 0,9 | 0,0045 | 0,4 | 5,6 | 2,16 | 2,25 | 1,53 | 5,2 | 0,2251 |
| 03 Asturias, Principado de | 13,2 | 20,4 | 15,40 | 14,05 | 3,41 | 7,2 | 0,0341 | 1,6 | 5,5 | 3,66 | 3,70 | 1,90 | 3,9 | 0,0996 |
| 04 Balears, Illes | 18,1 | 17,6 | 18,22 | 18,10 | 3,12 | -0,5 | -0,0022 | 3,6 | 8,5 | 6,57 | 6,90 | 2,30 | 4,9 | 0,0683 |
| 05 Canarias | 30,7 | 28,4 | 30,24 | 30,00 | 2,11 | -2,3 | -0,0060 | 3,9 | 13,5 | 8,56 | 8,65 | 3,80 | 9,6 | 0,1002 |
| 06 Cantabria | 14,3 | 15,4 | 17,11 | 17,45 | 2,15 | 1,1 | 0,0057 | 1,0 | 5,7 | 3,05 | 2,90 | 1,93 | 4,7 | 0,1433 |
| 07 Castilla y León | 17,5 | 17,9 | 17,19 | 17,55 | 1,95 | 0,4 | 0,0017 | 0,8 | 3,8 | 2,36 | 2,25 | 0,91 | 3,0 | 0,1273 |
| 08 Castilla - La Mancha | 26,4 | 27,4 | 28,25 | 28,35 | 2,12 | 1,0 | 0,0029 | 2,4 | 5,1 | 5,53 | 5,40 | 2,06 | 2,7 | 0,0597 |
| 09 Cataluña | 12,3 | 14,8 | 14,50 | 14,45 | 1,16 | 2,5 | 0,0143 | 2,7 | 7,3 | 5,77 | 6,15 | 1,43 | 4,6 | 0,0795 |
| 10 Comunitat Valenciana | 23,6 | 25,1 | 24,19 | 24,50 | 1,54 | 1,5 | 0,0048 | 4,0 | 7,1 | 6,55 | 6,55 | 2,50 | 3,1 | 0,0451 |
| 11 Extremadura | 35,3 | 32,3 | 32,71 | 31,60 | 3,01 | -3,0 | -0,0068 | 2,2 | 6,9 | 4,61 | 3,75 | 2,43 | 4,7 | 0,0919 |
| 12 Galicia | 20,9 | 20,2 | 18,91 | 18,90 | 1,85 | -0,7 | -0,0026 | 3,0 | 3,8 | 3,74 | 3,95 | 1,09 | 0,8 | 0,0184 |
| 13 Madrid, Comunidad de | 14,9 | 15,2 | 15,24 | 15,05 | 1,24 | 0,3 | 0,0015 | 5,2 | 6,0 | 5,22 | 5,25 | 1,13 | 0,8 | 0,0111 |
| 14 Murcia, Región de | 24,5 | 27,7 | 28,44 | 28,15 | 3,30 | 3,2 | 0,0095 | 5,4 | 9,1 | 8,26 | 8,60 | 2,82 | 3,7 | 0,0410 |
| 15 Navarra, Comunidad Foral de | 5,9 | 9,8 | 8,89 | 8,95 | 1,56 | 3,9 | 0,0398 | 1,5 | 5,5 | 3,06 | 2,75 | 1,93 | 4,0 | 0,1051 |
| 16 País Vasco | 9,1 | 12,2 | 10,64 | 10,10 | 1,57 | 3,1 | 0,0228 | 2,8 | 5,2 | 3,81 | 3,85 | 1,02 | 2,4 | 0,0488 |
| 17 Rioja, La | 16,2 | 16,1 | 16,16 | 16,40 | 3,21 | -0,1 | -0,0005 | 2,8 | 3,8 | 4,19 | 4,30 | 1,74 | 1,0 | 0,0238 |
| 18 Ceuta | 40,1 | 32,3 | 35,53 | 35,65 | 4,92 | -7,8 | -0,0165 | 2,4 | 21,4 | 10,39 | 8,85 | 6,38 | 19,0 | 0,1833 |
| 19 Melilla | 17,7 | 30,1 | 24,77 | 25,80 | 7,27 | 12,4 | 0,0417 | 10,9 | 17,2 | 10,10 | 10,30 | 4,97 | 6,3 | 0,0357 |

TABLA A2. CONT.
Estadísticos descriptivos de cada CCAA

| | Baja intensidad laboral (%) | | | | | | | Exclusión social (AROPE) (%) | | | | | | |
|--------------------------------|-----------------------------|------|-------|---------|-------------|--------|----------|------------------------------|------|-------|---------|-------------|--------|----------|
| | 2008 | 2021 | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual | 2008 | 2021 | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual |
| Total Nacional | 6,6 | 11,7 | 12,26 | 12,25 | 3,090583 | 5,1 | 0,0450 | 23,8 | 27,6 | 26,68 | 26,65 | 1,4650695 | 3,8 | 0,0115 |
| 01 Andalucía | 10,1 | 18,0 | 19,11 | 19,10 | 5,3049272 | 7,9 | 0,0455 | 31,6 | 38,4 | 37,67 | 37,95 | 3,2864357 | 6,8 | 0,0151 |
| 02 Aragón | 4,7 | 7,6 | 7,01 | 6,50 | 2,47 | 2,9 | 0,0377 | 17,1 | 20,3 | 18,18 | 18,45 | 2,17 | 3,2 | 0,0133 |
| 03 Asturias, Principado de | 9,1 | 14,1 | 14,19 | 14,10 | 3,96 | 5,0 | 0,0343 | 19,5 | 26,6 | 21,76 | 21,35 | 3,49 | 7,1 | 0,0242 |
| 04 Balears, Illes | 5,0 | 9,1 | 7,12 | 6,90 | 3,01 | 4,1 | 0,0471 | 23,6 | 24,5 | 23,36 | 24,40 | 3,61 | 0,9 | 0,0029 |
| 05 Canarias | 9,3 | 21,3 | 18,97 | 19,55 | 5,70 | 12,0 | 0,0658 | 34,8 | 38,3 | 37,71 | 37,40 | 2,63 | 3,5 | 0,0074 |
| 06 Cantabria | 9,2 | 11,0 | 11,34 | 11,05 | 3,45 | 1,8 | 0,0138 | 19,9 | 21,6 | 22,48 | 22,75 | 2,76 | 1,7 | 0,0063 |
| 07 Castilla y León | 5,5 | 8,2 | 10,34 | 9,00 | 3,60 | 2,7 | 0,0312 | 21,4 | 22,4 | 21,44 | 21,75 | 2,41 | 1,0 | 0,0035 |
| 08 Castilla - La Mancha | 5,0 | 8,2 | 12,48 | 12,55 | 4,49 | 3,2 | 0,0388 | 28,8 | 31,4 | 33,40 | 33,70 | 3,17 | 2,6 | 0,0067 |
| 09 Cataluña | 5,2 | 9,5 | 8,85 | 8,90 | 2,25 | 4,3 | 0,0474 | 15,6 | 22,1 | 20,01 | 19,80 | 2,01 | 6,5 | 0,0272 |
| 10 Comunitat Valenciana | 6,4 | 11,2 | 13,00 | 13,55 | 3,59 | 4,8 | 0,0440 | 27,5 | 30,3 | 30,00 | 30,25 | 2,29 | 2,8 | 0,0075 |
| 11 Extremadura | 8,8 | 13,7 | 15,36 | 15,15 | 3,80 | 4,9 | 0,0346 | 37,9 | 39,1 | 38,29 | 37,80 | 3,13 | 1,2 | 0,0024 |
| 12 Galicia | 7,6 | 9,9 | 11,72 | 11,95 | 2,46 | 2,3 | 0,0205 | 25,1 | 24,5 | 24,04 | 24,30 | 1,34 | -0,6 | -0,0019 |
| 13 Madrid, Comunidad de | 3,5 | 8,0 | 7,61 | 7,95 | 2,11 | 4,5 | 0,0657 | 19,3 | 21,1 | 19,91 | 19,70 | 0,93 | 1,8 | 0,0069 |
| 14 Murcia, Región de | 5,5 | 12,8 | 12,69 | 12,70 | 4,38 | 7,3 | 0,0671 | 27,5 | 34,7 | 34,29 | 33,80 | 4,17 | 7,2 | 0,0180 |
| 15 Navarra, Comunidad Foral de | 3,1 | 8,9 | 6,73 | 7,50 | 1,86 | 5,8 | 0,0845 | 8,6 | 16,6 | 12,81 | 13,00 | 1,92 | 8,0 | 0,0519 |
| 16 País Vasco | 6,5 | 7,0 | 9,60 | 9,30 | 2,89 | 0,5 | 0,0057 | 13,9 | 15,9 | 15,57 | 15,60 | 1,81 | 2,0 | 0,0104 |
| 17 Rioja, La | 3,2 | 6,1 | 8,50 | 9,00 | 3,19 | 2,9 | 0,0509 | 19,6 | 20,1 | 20,43 | 20,10 | 3,58 | 0,5 | 0,0019 |
| 18 Ceuta | 22,5 | 20,4 | 22,94 | 22,85 | 6,72 | -2,1 | -0,0075 | 43,4 | 42,4 | 41,38 | 41,80 | 4,94 | -1,0 | -0,0018 |
| 19 Melilla | 6,0 | 26,5 | 16,98 | 16,80 | 6,44 | 20,5 | 0,1210 | 24,6 | 38,1 | 30,99 | 31,60 | 7,19 | 13,5 | 0,0342 |

TABLA A2. CONT.
Estadísticos descriptivos de cada CCAA

| | Renta por habitante (€) | | | | | | | Desigualdad (80/20) (veces) | | | | | | |
|--------------------------------|-------------------------|--------|--------|---------|-------------|--------|----------|-----------------------------|-------|-------|---------|-------------|--------|----------|
| | 2008 | 2021 | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual | 2008 | 2020* | Media | Mediana | Des. típica | Cambio | C. anual |
| Total Nacional | 10.737 | 12.269 | 11.126 | 10.966 | 621,46086 | 1.532 | 0,0103 | 5,6 | 5,8 | 6,26 | 6,30 | 0,405254 | 0,2 | 0,0029 |
| 01 Andalucía | 9.007 | 9.915 | 8.970 | 9.062 | 615,27561 | 908 | 0,0074 | 6 | 5,3 | 6,49 | 6,50 | 0,590849 | -0,7 | -0,0103 |
| 02 Aragón | 11.485 | 13.345 | 12.172 | 12.030 | 524,17976 | 1.860 | 0,0116 | 4,7 | 4,7 | 4,95 | 4,70 | 0,55 | 0,0 | 0,0000 |
| 03 Asturias, Principado de | 11.880 | 12.861 | 12.078 | 12.073 | 554,06726 | 981 | 0,0061 | 4,9 | 7,3 | 5,53 | 5,10 | 0,99 | 2,4 | 0,0338 |
| 04 Balears, Illes | 11.229 | 11.235 | 11.641 | 11.360 | 869,48167 | 6 | 0,0000 | 5,9 | 4,6 | 6,88 | 6,90 | 1,57 | -1,3 | -0,0205 |
| 05 Canarias | 8.902 | 10.161 | 8.974 | 8.883 | 551,41454 | 1.259 | 0,0102 | 5,6 | 6,9 | 7,10 | 7,00 | 1,25 | 1,3 | 0,0175 |
| 06 Cantabria | 11.232 | 12.848 | 11.182 | 11.158 | 991,55254 | 1.616 | 0,0104 | 4,8 | 5,3 | 5,24 | 5,20 | 0,69 | 0,5 | 0,0083 |
| 07 Castilla y León | 10.488 | 12.656 | 11.241 | 10.901 | 771,42434 | 2.168 | 0,0146 | 4,5 | 4,5 | 5,02 | 5,00 | 0,48 | 0,0 | 0,0000 |
| 08 Castilla - La Mancha | 9.064 | 10.257 | 9.272 | 9.085 | 658,3696 | 1.193 | 0,0096 | 5,1 | 4,8 | 5,95 | 6,20 | 0,70 | -0,3 | -0,0050 |
| 09 Cataluña | 12.436 | 14.159 | 12.831 | 12.686 | 707,50753 | 1.723 | 0,0100 | 5,2 | 6,2 | 5,81 | 5,70 | 0,39 | 1,0 | 0,0148 |
| 10 Comunitat Valenciana | 9.864 | 11.237 | 10.087 | 10.099 | 722,06877 | 1.373 | 0,0101 | 5,7 | 6,6 | 6,08 | 6,00 | 0,46 | 0,9 | 0,0123 |
| 11 Extremadura | 8.107 | 9.500 | 8.592 | 8.589 | 469,23726 | 1.393 | 0,0123 | 5,0 | 4,5 | 5,43 | 5,60 | 0,51 | -0,5 | -0,0087 |
| 12 Galicia | 9.482 | 11.453 | 10.555 | 10.405 | 593,2344 | 1.971 | 0,0146 | 4,6 | 5,3 | 5,16 | 5,20 | 0,37 | 0,7 | 0,0119 |
| 13 Madrid, Comunidad de | 12.496 | 14.836 | 13.317 | 13.174 | 751,66108 | 2.340 | 0,0133 | 5,6 | 5,8 | 6,42 | 6,30 | 0,58 | 0,2 | 0,0029 |
| 14 Murcia, Región de | 9.119 | 9.931 | 8.769 | 8.760 | 642,88047 | 812 | 0,0066 | 5,1 | 4,7 | 5,57 | 5,70 | 0,66 | -0,4 | -0,0068 |
| 15 Navarra, Comunidad Foral de | 13.123 | 15.269 | 13.923 | 13.773 | 658,86271 | 2.146 | 0,0117 | 4,2 | 4,5 | 4,57 | 4,60 | 0,37 | 0,3 | 0,0058 |
| 16 País Vasco | 14.038 | 15.544 | 14.557 | 14.371 | 617,99483 | 1.506 | 0,0079 | 4,8 | 4,8 | 5,38 | 5,20 | 0,56 | 0,0 | 0,0000 |
| 17 Rioja, La | 10.916 | 12.913 | 11.632 | 11.329 | 894,9683 | 1.997 | 0,0130 | 4,3 | 4,7 | 5,40 | 5,50 | 0,78 | 0,4 | 0,0074 |
| 18 Ceuta | 8.047 | 10.397 | 9.447 | 9.646 | 699,04731 | 2.350 | 0,0199 | 10,9 | 10,7 | 10,05 | 10,70 | 2,26 | -0,2 | -0,0015 |
| 19 Melilla | 11.065 | 12.012 | 11.357 | 11.443 | 687,02893 | 947 | 0,0063 | 6,4 | 15,0 | 9,30 | 9,10 | 2,79 | 8,6 | 0,0736 |

Notas: La primera columna muestra el valor en el primer año del periodo; la segunda el último; la tercera el promedio; la cuarta la mediana; la quinta la desviación estándar; la sexta el cambio absoluto; la séptima el cambio anualizado.

Definición de los indicadores: La Carencia Material Severa: según la Encuesta de Condiciones de Vida se considera que un hogar está en situación de carencia material si tiene carencia en al menos tres de los nueve conceptos que se detallan a continuación: 1) No puede permitirse ir de vacaciones al menos una semana al año; 2) No puede permitirse una comida de carne, pollo o pescado al menos cada dos días; 3) No puede permitirse mantener la vivienda con una temperatura adecuada; 4) No tiene capacidad para afrontar gastos imprevistos (de 700 euros en el año 2021); 5) Ha tenido retrasos en el pago de gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, comunidad...) o en compras a plazos en los últimos 12 meses; 6) No puede permitirse disponer de un automóvil; 7) No puede permitirse disponer de un teléfono; 8) No puede permitirse disponer de un televisor; 9) No puede permitirse disponer de una lavadora. Un hogar está en situación de carencia material severa si carece al menos de cuatro conceptos de los nueve mencionados anteriormente. La proporción de población en situación de "carencia material severa" es uno de los componentes de la Estrategia Europa 2020 para determinar la población en riesgo de pobreza o exclusión social. A partir de la encuesta de 2021 se dejan de recoger los conceptos "No puede permitirse disponer de un teléfono", "No puede permitirse disponer de un televisor en color" y "No puede permitirse disponer de una lavadora", asumiéndose que el hogar no tiene carencia en esos conceptos. En la Encuesta de Condiciones de Vida 2021 se ha introducido un nuevo concepto "carencia material y social severa". Se considera que una persona está en situación de carencia material y social severa si declara tener carencia en al menos siete elementos de una lista de trece que se preguntan en la encuesta (siete definidos a nivel de hogar y seis a nivel de persona).

La Baja Intensidad Laboral son los hogares en los que sus miembros en edad de trabajar lo hicieron menos del 20% del total de su potencial de trabajo durante el año anterior al de la entrevista (periodo de referencia de los ingresos). Se calcula por una parte el número de meses en los que los miembros del hogar han estado trabajando durante el año de referencia y, por otra parte, el total de meses en los que teóricamente esos mismos miembros podrían haber trabajado. Se calcula el ratio y se determina si es inferior a 20%.

TABLA A3.
Estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones del panel de datos

| | pobreza | CMS | BIL | AROPE | anclada | Renta desigu-d | | | |
|--------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------------|----------|--|--|
| pobreza | 1.0000 | | | | | | | | |
| CMS | 0.5180* | 1.0000 | | | | | | | |
| BIL | 0.6962* | 0.5077* | 1.0000 | | | | | | |
| AROPE | 0.9797* | 0.5956* | 0.7532* | 1.0000 | | | | | |
| anclada | 0.9357* | 0.5018* | 0.7623* | 0.9437* | 1.0000 | | | | |
| Renta | -0.8331* | -0.3216* | -0.5702* | -0.8360* | -0.8655* | 1.0000 | | | |
| desigualdad | 0.5451* | 0.5861* | 0.6505* | 0.5421* | 0.4860* | -0.2360* | 1.0000 | | |
| paro | 0.6883* | 0.5509* | 0.7569* | 0.7496* | 0.7703* | -0.6829* | 0.4905* | | |
| salarioDl | 0.1230* | 0.1835* | -0.0347 | 0.0992 | -0.0544 | 0.1408* | 0.1180 | | |
| ctemporal | 0.5418* | 0.1223* | 0.2773* | 0.5239* | 0.5087* | -0.5862* | 0.0849 | | |
| AET | 0.4729* | 0.1687* | 0.1482* | 0.4405* | 0.3676* | -0.5540* | 0.2850* | | |
| PRIMARIA | 0.7186* | 0.2454* | 0.4236* | 0.7056* | 0.6624* | -0.8084* | 0.2962* | | |
| SECUNDARIA | -0.3777* | 0.0105 | -0.2741* | -0.3731* | -0.3557* | 0.3981* | -0.0115 | | |
| TERCIARIA | -0.7072* | -0.2924* | -0.3990* | -0.6937* | -0.6494* | 0.8050* | -0.3436* | | |
| coberturaMI | -0.4458* | -0.1106 | -0.0782 | -0.4157* | -0.3860* | 0.5563* | -0.1273* | | |
| Tasapens | -0.5420* | -0.5635* | -0.3474* | -0.5377* | -0.4437* | 0.3592* | -0.6508* | | |
| Horastotal~s | -0.0988 | -0.0091 | -0.1207* | -0.0820 | -0.0933 | 0.1362* | -0.0996 | | |
| | paro | salari~l | ctempo~l | AET | PRIMARIA | SECUND~A | TERCIA~A | | |
| paro | 1.0000 | | | | | | | | |
| salarioDl | -0.2172* | 1.0000 | | | | | | | |
| ctemporal | 0.2914* | 0.0203 | 1.0000 | | | | | | |
| AET | 0.4491* | -0.1618* | 0.3590* | 1.0000 | | | | | |
| PRIMARIA | 0.6378* | -0.0846 | 0.5721* | 0.8031* | 1.0000 | | | | |
| SECUNDARIA | -0.3261* | 0.0989 | -0.4459* | -0.3234* | -0.5972* | 1.0000 | | | |
| TERCIARIA | -0.6311* | 0.0640 | -0.5102* | -0.8251* | -0.9577* | 0.3413* | 1.0000 | | |
| coberturaMI | -0.2215* | -0.0896 | -0.1601* | -0.5260* | -0.5157* | 0.0793 | 0.5759* | | |
| Tasapens | -0.5369* | -0.1220* | -0.2052* | -0.5878* | -0.4850* | 0.0129 | 0.5643* | | |
| Horastotal~s | -0.0489 | -0.0430 | -0.1088 | 0.0001 | -0.1799* | -0.0260 | 0.2196* | | |
| | cobert~I | Tasapens | Horast~s | | | | | | |
| coberturaMI | 1.0000 | | | | | | | | |
| Tasapens | 0.2730* | 1.0000 | | | | | | | |
| Horastotal~s | -0.1728* | 0.0540 | 1.0000 | | | | | | |

TABLA A4.
Test de cointegración de Pedroni (2004)

| | Pobreza-desigualdad | | Pobreza-renta | |
|----------------------------|---------------------|---------|---------------|---------|
| | Estadístico | p-valor | Estadístico | p-valor |
| Modified Phillips-Perron t | -0.9085 | 0.1818 | 0.8487 | 0.1980 |
| Phillips-Perron t | -5.9761 | 0,0000 | -6.9460 | 0,0000 |
| Augmented Dickey-Fuller t | -6.6971 | 0,0000 | -7.1120 | 0,0000 |

Nota: la hipótesis nula es que no existe cointegración frente a la alternativa de que todos los paneles están cointegrados. Comando utilizado: *xtcointtest trend* para 20 paneles y 13 periodos.

