

DESIGUALDAD Y MOVILIDAD DE RENTA: LA 'CURVA DEL GRAN GATSBY' EN 46 PROVINCIAS ESPAÑOLAS

JULIO CARABAÑA

Universidad Complutense de Madrid. España.

carabanya@ccedu.ucm.es

ORCID iD: <https://orcid.org/0000-0002-5261-4050>

INCOME INEQUALITY AND INCOME MOBILITY: THE 'GREAT GATSBY CURVE' IN 46 SPANISH PROVINCES

Cómo citar este artículo / Citation: Carabaña, J. 2023. Desigualdad y movilidad de renta: la 'curva del Gran Gatsby' en 46 provincias españolas, *Revista Internacional de Sociología* 81 (3): e234. <https://doi.org/10.3989/ris.2023.81.3.22.00560>

Copyright: © 2023 CSIC. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia de uso y distribución Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional (CC BY 4.0)

Recibido: 15.06.2022. **Aceptado:** 28.03.2023

Publicado: 31.08.2023

RESUMEN

Con datos del Atlas de Oportunidades, el artículo examina las diferencias de movilidad de ingresos entre 46 provincias españolas, la relación entre desigualdad y movilidad relativa (la llamada "curva del Gran Gatsby") y absoluta y la asociación de la movilidad con otras variables, como el nivel medio de renta, el paro o el nivel educativo, todo siguiendo un trabajo de Chetty *et al.* (2014). Encuentra una correlación de en torno a 0,5 entre movilidad absoluta y movilidad relativa; no encuentra relación de la movilidad relativa con la desigualdad, pero sí de la movilidad absoluta, que además se asocia negativamente con la tasa de paro. Como secuencia causal más verosímil se propone que la prosperidad de las provincias determina su movilidad absoluta, y esta la relativa. Esta propuesta lleva a la cuestión, que queda abierta, de qué unidades territoriales influyen en la movilidad y por qué.

PALABRAS CLAVE

Atlas de Oportunidades; Curva del Gran Gatsby; Movilidad absoluta de renta; Movilidad relativa de ingresos; Persistencia intergeneracional de la renta.

ABSTRACT

With data published in the Opportunities Atlas, this paper looks for differences in income mobility among 46 Spanish Provinces, the association between inequality and absolute and relative income mobility (the so called 'Great Gatsby Curve') and the relationship between income mobility and variables like mean income, unemployment and grade repetition at school, following a paper by Chetty *et al.* (2014). It finds a correlation of about 0, 5 between absolute and relative income mobility. It does not find association of relative income mobility with inequality; but it finds such an association for absolute income mobility, plus a still stronger one with unemployment. The more likely causal chain seems to be that the prosperity of provinces determines their absolute mobility and that absolute mobility determines relative mobility. These results raise the question of which ecological units influence income mobility and why, a question that remains open.

KEYWORDS

Absolute Income Mobility; Great Gatsby Curve; Intergenerational Persistence of Income; Opportunity Atlas; Relative Income Mobility.

INTRODUCCIÓN

Entre las escasas novedades que proporciona, de cuando en cuando, el estudio de la movilidad social, destaca en los últimos años el descubrimiento de una relación negativa entre desigualdad económica y movilidad de renta (a mayor desigualdad, menos movilidad), publicitada desde la Oficina Económica del Presidente del Gobierno de Estados Unidos en 2012 como ‘la curva del Gran Gatsby’ o CGG (Corak 2013; Krueger 2012) y sujeta después a una investigación cada vez más intensa (OECD 2018).

Los sociólogos han estudiado mucho más la relación de la movilidad social con la democracia y la modernización que con la desigualdad, pero también han prestado atención a esta última. Por ejemplo, Tyree, Semyonov y Hodge concluyeron que “donde los ingresos están más igualmente distribuidos, la movilidad circulatoria es también mayor” (1979: 418), y hasta apuntaron que esta asociación absorbía la relación con la modernización. Al final de su *magnum opus*, Erikson y Goldthorpe también encontraron una relación positiva de la fluidez de clase con la igualdad económica, una relación, además, única: “Solo con la desigualdad económica obtenemos resultados que apuntan, en general, a una influencia sistemática. Podemos decir que nuestros hallazgos son del todo consistentes con la hipótesis de que las naciones tienen estructuras de clase tanto más abiertas cuanto menor el nivel de desigualdad económica entre sus poblaciones” (Erikson y Goldthorpe 1992: 388). En cambio, un estudio con datos del ISSP (International Social Survey Programm) en 20 países avanzados encontró apenas asociación entre la desigualdad económica y las tasas de movilidad (Yaish y Andersen 2011). La imagen dominante entre los sociólogos es que la cuestión tiene carácter marginal (Beller y Hout 2006; Hout 2003); desde luego, la relación entre desigualdad y movilidad no aparece entre los 20 logros de la investigación sociológica sobre movilidad recopilados por Hout y DiPrete (2006).

En este contexto, la difusión a bombo y platillo de la “curva del Gran Gatsby” (una de sus más conocidas versiones aparece en la figura 1) y el despliegue de sus deletéreas consecuencias para la movilidad en un contexto de desigualdad creciente como el de Estados Unidos produjo un pequeño terremoto con epicentro en los economistas y fuertes ondas entre los sociólogos. No hay espacio aquí ni para describir el trabajo empírico sobre el que se basa la CGG ni para discutir las explicaciones aventuradas por los teóricos, aplicaciones casi todas de la teoría del capital humano según los modelos de Becker y Solon (remito a Carabaña 2023). Baste con señalar que los favores de que gozó la difusión de la CGG dieron lugar a un severo escrutinio de sus debilidades. Entre ellas, se destacaron las carencias metodológicas de los estudios base, las diferencias

en el tamaño y calidad de las muestras, los distintos momentos de extracción de los datos o lo arbitrario de la muestra de países (Winship 2012). También se resaltaron las variables omitidas, la más obvia de las cuales podría ser el tamaño del país, con el que se genera casi exactamente la misma curva ($R^2=0,64$) que con la desigualdad (Manzi, en 2012, propuso llamarla ‘curva Moby Dick’). En parte como reacción a estas críticas, se multiplicaron los estudios académicos en varias direcciones. En una de ellas, inaugurada por Chetty, Hendren, Kline y Saez (2014) (puede verse un resumen de su trabajo en Reeves y Krause 2018), se intenta comprobar la relación entre desigualdad y movilidad no comparando países, sino regiones dentro de un país, procedimiento que supera muchos de los defectos de los estudios sobre países.

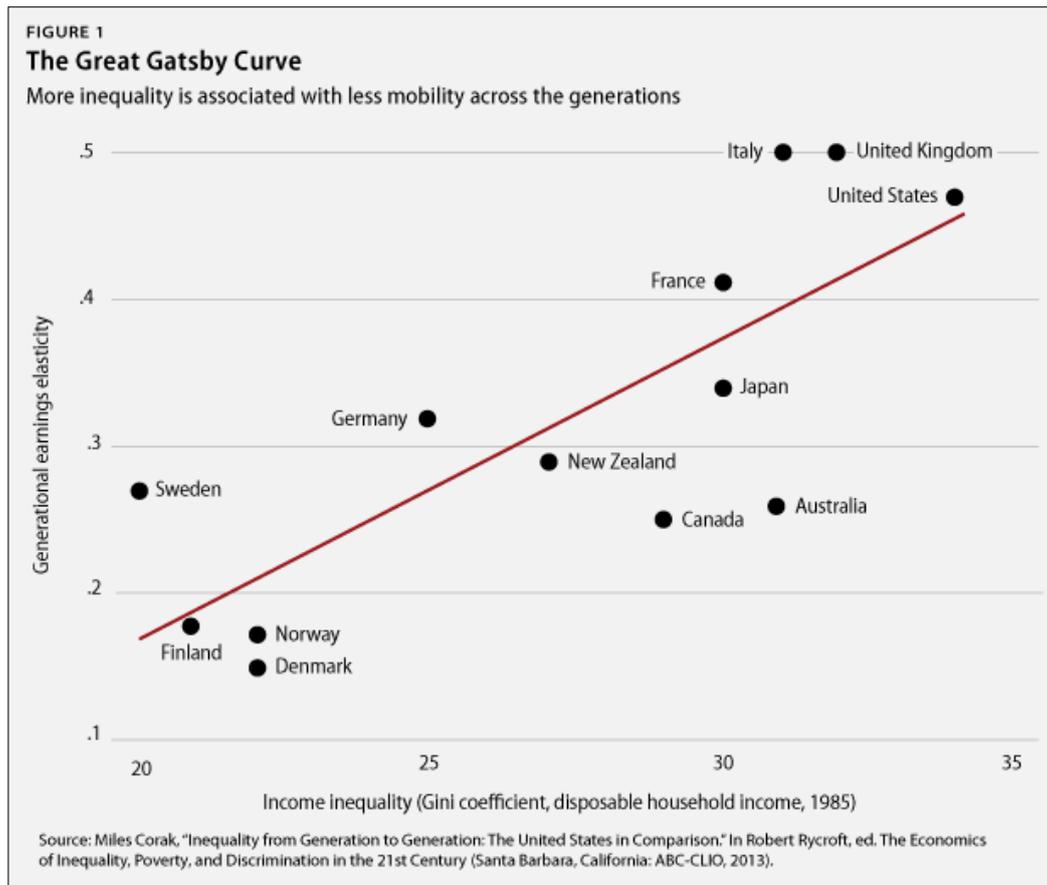
El estudio que sigue trata, en esta línea, de encontrar la CGG en las 46 provincias españolas de régimen fiscal común. Usa los datos del Atlas de Oportunidades (AO, en adelante) publicados por las Fundaciones Felipe González y COTEC (Llaneras, Medina y Costa 2020), extraídos de los registros fiscales bajo la inspiración de Chetty *et al.* El estudio no trata de la movilidad de ingresos en España, asunto del que se han ocupado ya Llaneras, Medina y Costa (2020), Polavieja (2020) y, más recientemente, Carabaña (2022) y Soria-Espín (2022), sino en 46 de sus provincias, a fin de relacionarla con la desigualdad y otras variables en ese mismo nivel territorial. Tampoco trata de contrastar ninguna teoría, sino, más modestamente, de buscar regularidades fenoménicas. No es ni pretende ser más que una réplica del estudio de Chetty y sus colegas (y no de la primera parte, que trata de todo Estados Unidos, sino solo de la segunda, la que trata de áreas en su interior) con datos análogos y unidades de análisis semejantes.

Se presenta, en primer lugar, el estudio de Chetty *et al.* (2014) que sirve de modelo y, en segundo lugar, el Atlas de Oportunidades del que se obtienen los datos para España; a continuación, se replica el original en la medida de lo posible, y, finalmente, se hilvanan algunas reflexiones.

EL MODELO Y OTROS ANTECEDENTES

El proyecto dirigido por Chetty supera por muchos lados las limitaciones metodológicas de los estudios basados en países. En primer lugar, no utiliza datos de encuesta, sino los datos fiscales de toda la población de Estados Unidos, lo que parece que deja fuera a solo un 6 % de la población. Los ingresos (que son los del hogar o domésticos) se promedian durante cinco años para los padres y dos para los hijos, lo que disminuye la variación aleatoria de los ingresos anuales. Concretamente, se toman en el mismo momento (2011-12), a la misma edad (30-

Figura 1.
La curva del Gran Gatsby según Corak 2013.



32 años) y exactamente con las mismas fuentes y criterios los ingresos de los sujetos y se los compara con los de sus padres en 1996-2002, en 709 unidades territoriales (*commuting zones*—CZ—, agregaciones de condados similares a áreas metropolitanas, pero que cubren todo Estados Unidos) dejando muy atrás la limitación a pocas unidades en tiempos distintos y con datos y métodos heterogéneos de los estudios entre países. Los análisis básicos se hacen con los nacidos entre 1980 y 1982, los de más edad (aun así, unos 10 millones). Aparte de esto, el hecho de que todas las unidades territoriales compartan moneda permite comparar la movilidad absoluta además de la relativa, algo difícil, si no imposible, con los estudios de países.

No todo son ventajas, sin embargo, en este enfoque. El aspecto que suscita más dudas es la elección misma de pequeños territorios como unidades de análisis. Solemos usar como tales los países porque suponemos que sus habitantes comparten características resultantes de tener una historia e instituciones comunes. Lo mismo solemos suponer de regiones históricas o unidades políticas más pequeñas. Pero, ¿cabe mantener este punto de vista cuando se trata de entidades meramente administrativas o geográficas? ¿Pueden realmente

estas unidades territoriales generar condiciones que afecten a la movilidad de ingresos de sus residentes? ¿No estaremos cayendo en la 'falacia ecológica' al interpretar así las eventuales correlaciones entre parámetros territoriales y relaciones individuales? La relevancia de la cuestión queda subrayada por el hecho de que Chetty y sus colegas prefieren para sus hallazgos las explicaciones sociales a las económicas habituales en la literatura sobre países.

También las opciones técnicas tienen ventajas e inconvenientes. La juventud de los sujetos sitúa el fenómeno en una época precisa y reciente, pero podría parecer que los menores de 33 años no han consolidado todavía sus ingresos y muestran más movilidad que la población adulta, por más que los autores arguyan que la movilidad deja de menguar justo a partir de los 30 años. La transformación de los ingresos en centilas¹ elimina la influencia de las diferencias de distribución de los ingresos de padres e hijos y la inestabilidad que produce operar con los ingresos en unidades monetarias; la transformación de los dólares en rangos produce relaciones lineales y muy robustas ante especificaciones alternativas; la transformación a centilas permite, además, estudiar fácilmente la movilidad absoluta. Pero la uniformidad de las centilas oculta enormes diferencias entre sus

rentas: los cientos de dólares que separan la centilas centrales se equiparan a los millares que separan las centilas más ricas².

La transformación de dólares a centilas condiciona la definición operacional de la movilidad absoluta y de la relativa, que viene dada por la ecuación:

$$(1) \text{PcYfc} = a + b\text{PcYpc} + e,$$

donde PcYfc es la centila c de ingresos filiales; PcYpc la centila c de ingresos parentales; a una constante; b el coeficiente de regresión rango-rango, y e un término aleatorio (que se minimiza por la transformación centílica).

El coeficiente de regresión rango-rango b refleja en cuántas centilas aumenta la renta del hijo por cada centila del padre, es decir, la persistencia intergeneracional de la renta (PIR), siendo $1-b$ la movilidad relativa propiamente dicha. La constante a estima una movilidad absoluta común a los hijos de padres en todas las centilas de renta. No debe confundirse con una definición más estricta de la movilidad absoluta, la distancia en centilas entre los padres y sus hijos. Si la renta media de los hijos de familias en la centila nacional 1 en una determinada CZ está en la centila nacional 40, su movilidad absoluta (forzosamente ascendente) es de 39 centilas nacionales; si la renta media de los hijos de familias en la centila nacional 100 en un determinada CZ está en la centila nacional 70, su movilidad absoluta (forzosamente descendente) es de 29 centilas nacionales; estas cifras pueden compararse entre sí y con las de otras CZ. La constante a en la ecuación (1), en cambio, es común a todas las centilas y está empíricamente cerca de la renta observada de los hijos de padres de la centila más pobre, de la que la separa una b y un error aleatorio, y lejos de la renta observada de los hijos de padres de la centila más rica, de la que la separan $100b$; por eso, se la puede tomar como indicador de la movilidad de los más pobres, aunque Chetty y sus colegas prefieran para este papel lo que llaman 'movilidad ascendente absoluta', que es la centila que alcanzan los hijos de la centila 25 de padres (o sea, $a+25b$).

¿A qué resultados llegan Chetty y sus colegas? En primer lugar, encuentran mucha diversidad entre territorios. Por ejemplo, considerando solo las 50 mayores CZ, los hijos de padres en el percentil 25 (movilidad absoluta) llegan al 35,8 en Charlotte y al 46,2 en Salt Lake City; atendiendo a la movilidad relativa, la pendiente rango-rango es de 0,397 en Charlotte y de 0,264 en Salt Lake City. En segundo lugar, a y b , la movilidad absoluta y la movilidad relativa, están relacionadas de modo positivo: las áreas con mayor movilidad relativa (menor PIR) tienden a ofrecer mejores suertes a los hijos de

familias de ingresos bajos (la correlación entre PIR y movilidad ascendente absoluta ponderada por la población de las CZ es de -0.61). Tercero, los destinos de los sujetos de origen bajo varían más por zonas que los destinos de los sujetos de origen alto, un hecho que está en la base de la correlación entre los dos tipos de movilidad.

¿De qué dependen las diferencias de movilidad entre zonas? Chetty *et al.* (2014) no mencionan siquiera la posibilidad de anticipar mediante teorías los resultados de su estudio. Aduciendo que suelen aparecer en la literatura, correlacionan la movilidad absoluta y relativa en las 709 CZ con entre tres y cinco indicadores de diez factores: composición racial, segregación residencial, ingresos, enseñanza media, capital social, estructura familiar, impuestos, enseñanza superior, mercado de trabajo y migración.

Consideremos primero la relación de la movilidad con los ingresos. Apenas hay correlación entre el nivel medio de renta de las CZ y la movilidad absoluta (p.1612); son altas, en cambio, las correlaciones entre desigualdad de renta y movilidad: la correlación del índice de Gini para el 99 % menos rico con la movilidad ascendente absoluta (la del percentil 25) es de -0,578, y con la movilidad relativa es de -0,476. Sobre esta relación entre desigualdad de renta y movilidad relativa, los autores comentan su consistencia con la curva del Gran Gatsby entre países, consistencia que documentan remitiéndose a Corak (2013) y que ven como una confirmación del carácter general de la relación negativa entre desigualdad y movilidad relativa de renta (p. 1614). La relación de la desigualdad de renta con la movilidad absoluta es un hallazgo nuevo, pues la cuestión no se plantea en las comparaciones entre países. Tendríamos, pues, que en las CZ de Estados Unidos la CGG se da doblemente, con la movilidad relativa y con la movilidad absoluta.

Ahora bien, ¿se mantiene esta doble CGG cuando se tienen en cuenta el resto de variables? Chetty y sus colegas toman el indicador de cada uno de los seis primeros factores antes enumerados que más correlaciona con la movilidad (aunque avisan de que los resultados son los mismos si se los agrega) y los combinan en una regresión múltiple. Las cifras de sus tablas V y VI, reproducidas aquí como tabla 1, muestran que la asociación de la desigualdad con la movilidad, tanto absoluta como relativa, se debilita cuando se controlan la distancia al trabajo, el abandono escolar y el capital social (modelos 2), y desaparece totalmente cuando, además, se tiene en cuenta la fracción de madres solteras (modelo 3) que, además, casi anula la relación entre movilidad absoluta y proporción de población negra (modelo 4). Hay un notable paralelismo entre los dos tipos de movilidad en sus relaciones con las características de las CZ, pero son mucho más intensas las de

Tabla 1.
Correlatos de la movilidad intergeneracional de ingresos en 709 zonas de Estados Unidos

Modelo	Variables	VD: movilidad ascendente absoluta (centila parental 25)				VD: persistencia intergeneracional de la renta (PIR)		
		1	2	3	4	1	2	3
Gini 99% más pobre	Coef	-0,578	-0,287	-0,009	-0,021	0,476	0,343	0,06
	ET	0,093	0,059	0,053	0,054	0,093	0,095	0,071
Fracción a menos de 15' del trabajo	Coef		0,331	0,302	0,319		-0,325	-0,29
	ET		0,07	0,065	0,065		0,064	0,061
Abandono de la escuela secundaria	Coef		-0,288	-0,147	-0,14		0,181	0,01
	ET		0,059	0,059	0,055		0,056	0,064
Índice de capital social	Coef		0,168	0,169	0,168		0,154	0,154
	ET		0,059	0,047	0,045		0,07	0,06
Fracción de madres solteras	Coef			-0,487	-0,579			0,591
	ET			0,062	0,061			0,049
Porcentaje de población negra	Coef				0,132			
	ET				0,051			
R2		0,334	0,651	0,757	0,763	0,224	0,324	0,48

Fuente: Chetty et al. 2014, tablas 5 (modelos 1) y 6 (modelos 2, 3 y 4).

Notas. Regresión OLS, pendiente rango-rango (cien centilas). Todas las variables están normalizadas con media cero y DT 1.

la movilidad absoluta (hasta un 76 % de varianza explicada) que las de la relativa (48 %), un punto que queda sin explorar. .

La conclusión a que llevan las cifras de la tabla 1, por tanto, es que lo que realmente correlaciona con la movilidad en las 709 CZ no es la desigualdad económica, sino diversos rasgos de su estructura social y, sobre todo, la estructura familiar (p.1619). Llegados a este punto, Chetty y sus colegas se enfrentan a la objeción de la falacia ecológica. ¿Cómo se sabe que lo importante son las características de la zona, y no las de sus habitantes? Por ejemplo, ¿por qué la fracción de madres solteras en una zona habría de afectar a la movilidad de todos los habitantes de la zona y no simplemente a la movilidad de los hijos de madres solteras? Las pruebas empíricas que ofrecen son varias. Si se tratara de un efecto composición, el coeficiente de las madres solteras quedaría en nada si sus hijos se excluyeran de las estimaciones, pero no es así. También ocurre que, en las zonas de mayor diversidad racial, los blancos no tienen mayor movilidad que sus vecinos negros (p.1615). Además, estudios posteriores mostraron que los efectos de la fracción de madres solteras desaparecen cuando las familias se mudan de zona (Chetty, Hendren y Katz 2016).

Hasta tal punto consideran los autores despejadas las dudas sobre la falacia ecológica que ofrecen como principal lección de su estudio que la movilidad de renta es una cuestión local que puede abordarse mediante políticas locales (p.1620), lo que implica que

la CZ es la unidad territorial que realmente afecta a la movilidad de ingresos. “Las vecindades importan a un nivel muy granular”, escribirían más tarde (Chetty *et al.* 2018), y más recientemente han concretado el factor principal en el capital social (Chetty *et al.* 2022). No es, pues, la evanescente relación de la movilidad con la desigualdad etiquetada como CGG, sino con la intensidad de los lazos comunitarios, lo que los autores consideran su hallazgo principal.

En la línea de Chetty y sus colegas, algunos autores han buscado la CGG en unidades territoriales pequeñas dentro de países. En Suecia, Branden (2019) la ha encontrado con datos fiscales en unas 2500 CZ; el efecto mediador más importante es el de la educación y las habilidades cognitivas y de personalidad. En Corea del Sur, Kwon y Gyeahyung (2022) la han encontrado también en unas 250 zonas, con una muestra de 5000 hogares y unas 12 000 personas; además, no encuentran relación entre desigualdad y mejora de la renta media. Mogila, Melo y Gaspar (2020) no la han encontrado entre las regiones NUTS2 de Francia y España con datos de la EUSILC, lo que cabe atribuir al corto intervalo de tiempo (cuatro años) que contempla su fuente de datos; con los mismos datos del Atlas de Oportunidades, Soria (2022) encuentra una fuerte relación por provincias entre desigualdad y movilidad absoluta, que extrañamente confunde con una CGG (relación entre desigualdad y movilidad relativa) que no muestra haber encontrado. En lo que sigue, me limito a la réplica y comparación con Chetty et al. (2014).

EL ATLAS DE OPORTUNIDADES Y LAS 46 PROVINCIAS ESPAÑOLAS DE RÉGIMEN FISCAL COMÚN

Lo anterior intenta servir como marco para un estudio cuyas unidades de análisis son las 46 provincias españolas de régimen fiscal común. Hice un primer ensayo con las CC. AA., pero su pequeño número no produce correlaciones mínimamente robustas. Los datos del AO contienen ficheros referidos a municipios grandes (73) y hasta a códigos postales, pero apenas se puede aprovechar el tamaño muestral a este nivel por falta de datos sobre el resto de variables. Por todo esto, las 46 provincias resultan ser las unidades óptimas de análisis.

Datos

El Atlas de Oportunidades elaborado por la Fundación Felipe González (FFG) en colaboración con COTEC (Llaneras, Medina y Costa 2020) pretende ser una réplica del *Opportunity Atlas* dirigido por Chetty en Estados Unidos. Primero, se localizan los descendientes en las declaraciones de la renta de 2003, que son unos 2,7 millones. Luego se recuperan las declaraciones de renta de los padres en el año 1998 y, de cada hogar, se anotan sus rentas brutas y su ubicación (hasta código postal). Las rentas de origen son, por tanto, las del hogar o domésticas, no paternas ni maternas, sino 'parentales'. Después, se buscan las rentas de los hijos en 2016, individuales y del hogar. De aquí, resulta una base de datos individualizada y anonimizada que relaciona la renta de padres e hijos, incluyendo además información sobre localización y sexo, de la cual se seleccionan los hijos nacidos entre 1984 y 1990, que son unos 1,6 millones de los aproximadamente 3 millones censados a esa edad, con renta en 1998 (con 8-14 años) y en 2016 (con 26-32 años).

El AO sigue a Chetty en el uso de las centilas en lugar de los ingresos reales. Para cada hijo, se calcula su centila de renta en 2016, relativa al resto de hijos de su edad. Para los padres, se calcula su centila de renta en 1998 relativa al resto de padres con un hijo de la misma edad. Así, se controlan los efectos del ciclo vital. Los datos que se hacen públicos no son los individuales, sino tablas a nivel nacional, por CC. AA., provincias, grandes ciudades (municipios con más de 5000 hijos nacidos entre 1984 y 1990), municipios y códigos postales. Las tablas muestran la centila promedio filial (tanto la media como la mediana) para cada centila de renta parental, así como el tamaño de la muestra por sexo y tipo de ingresos (individual y hogar). Se publican también tablas adicionales para convertir los datos de centilas de renta a euros, lo que permite replicar los cálculos basados en centilas o rangos.

Los autores del AO señalan también sus limitaciones: no incluye las CC. AA. de régimen

foral (País Vasco y Navarra), ni Ceuta y Melilla por lo pequeño de la muestra; se deja fuera como la mitad de la población de 6-32 años que no aparece en las declaraciones de renta de 2016; quedan fuera, además, los hijos de padres que no hicieron declaración de la renta en 1998, probablemente más pobres que la muestra. Por otro lado, no se tienen en cuenta las mudanzas: el domicilio es el de 1998, cuando los sujetos tenían entre 8 y 14 años. Por último, los autores aclaran que su trabajo es de exploración y descripción, no entrando en el estudio de las causas de las diferencias de movilidad. Como ha señalado Polavieja (2020), algunas de estas limitaciones superan las del modelo: faltan muchos más sujetos, los datos mezclan el rango de edades 26-32 en vez de solo los de 30-32, los datos se dan en centilas y no en euros, no hay datos individuales sino solo por zonas (esto último impide calcular correlaciones). Ahora bien, estas limitaciones son quizás graves cuando se trata de la comparación entre países³, pero se pueden suponer leves o incluso irrelevantes cuando, como aquí, se trata de comparar provincias, pues los sesgos producidos por las técnicas de muestreo y recogida de datos son los mismos en todas ellas; como veremos, al estimar las rentas de los hijos con la media y la mediana se aprecia, por un lado, lo importante de una diferencia en el método y, por otro, la uniformidad con que cada variante afecta a todas las unidades de análisis.

Variables

Solo he logrado encontrar indicadores de algunos de los factores considerados por Chetty *et al.* (2014) que, tras muchos esfuerzos, han quedado limitados a cuatro: desigualdad y nivel de renta, mercado de trabajo y educación.

Desigualdad. La variable que, en principio, más nos interesa es la más difícil de medir. El Instituto Nacional de Estadística (INE) publica el *Atlas de distribución de la renta de los hogares* con estimaciones del índice de Gini y la ratio 80/20 a nivel provincial desde 2015 (INE 2022); para antes de esta fecha, he encontrado las estimaciones de Goerlich y Mas (2002) para la desigualdad de gasto basadas en las Encuestas de Presupuestos familiares (EPF) de 1973-74, 1980-81 y 1990-1. Los datos del AO permiten estimar, para cada provincia, la desviación típica y el índice de Gini de la renta parental en euros, lo que garantiza que se trata de los mismos sujetos, la misma magnitud y la misma fecha con que se calcula la movilidad. La congruencia entre las diversas estimaciones no es muy alta; así, la de 1973 correlaciona 0,19 con la de 1991, 0,56 con la del AO y 0,11 con la de 2015. Correlaciones tan bajas pueden deberse a cambios reales o a diferencias de método; en ambos casos, el problema es grave: si se trata de los métodos,

los resultados valen tan poco como las medidas; si se trata de que el fenómeno es volátil, resulta inverosímil que influya en fenómenos duraderos, y los resultados de los estudios también carecerían de validez. En esta tesitura, parece prudente decidirse por los indicadores de la AO, que minimizan las diferencias de método y, en concreto, por el índice de Gini, el más usado y fácilmente comparable. Por lo demás, este índice de Gini obtenido del AO es el más asociado a las variables de movilidad.

Nivel de renta. Con los mismos datos del AO con que se estima la desigualdad, se estima el nivel de renta parental de cada provincia en euros. Son altamente congruentes (correlaciones en torno a 0,9) con las múltiples estimaciones del PIB o la renta a nivel provincial que proporcionan los informes del Banco de Bilbao-Vizcaya (Alcaide y González- Páramo 1997) desde 1983 a 1995, luego la Contabilidad Regional de España (INE 2019) y, desde 2015, el mencionado Atlas del INE (2022). La estimación que menos correlaciona con el resto es el adelanto del BBV para 1995, que está entre 0,7 y 0,8; pero la estimación del AO correlaciona 0,8 con la de 1995 y 0,93 con la de 2015. Es justo la situación opuesta a la que se da en la desigualdad, pero parece prudente decidirse por la estimación a partir del AO por las mismas razones de coincidencia de sujetos, fecha y métodos.

Mercado de trabajo. No se pueden obtener del AO indicadores sobre el mercado de trabajo, que he tomado de la Encuesta de Población Activa a través del INE (2021). Por su cercanía a 1998 (la fecha de la renta parental), he tomado los datos de 2002, la primera fecha en que el INE los ofrece electrónicamente. La tasa de paro correlaciona fuertemente con la de empleo (-0,7) y menos con la de actividad (-0,4). Las opciones son poco arriesgadas, dada la alta persistencia temporal de los tres indicadores.

Nivel educativo. Tampoco se puede obtener del AO información sobre este factor, que he tomado de las Estadísticas de la Enseñanza (MECD 2012), con no pocas dificultades, debido a la precariedad de los datos a nivel provincial. He considerado varios indicadores, entre ellos, las tasas de idoneidad y repetición en 4.º de ESO, la proporción de alumnos en 1.º de Bachiller sobre 1.º de ESO y la proporción de universitarios. Estos indicadores educativos son mucho menos congruentes entre sí (correlaciones de 0,35) que los de ingresos y mercado de trabajo. Utilizo la repetición en 4º de ESO por ser el más conocido. La fecha es 2010 porque los datos anteriores son incompletos (faltan los repetidores de Andalucía hasta 2005) o muestran indicios de otras irregularidades.

De los otros dos factores incluidos en la regresión de Chetty *et al.* (tabla 1), no puede decirse que sea relevante en España la proporción de madres solteras, y menos ligado a la proporción de población negra. Aun así, he intentado, sin éxito, encontrar un indicador análogo o equivalente de estabilidad familiar (como tasas de divorcios o de casados); casi huelga decir que tampoco he encontrado un indicador provincial de capital social.

La tabla 2 muestra los valores de las cuatro variables predeterminadas por provincias. Nos interesa el rango de variación, crucial para testar asociaciones con otras variables, y conviene tomar nota de que el de la desigualdad es muy reducido: el coeficiente de Gini de las provincias españolas (calculado, recuérdese, a partir de los mismos datos del AO que estamos estudiando) tiene una media de 0,383 y una desviación típica de menos de dos centésimas, oscilando entre el 0,346 de Burgos y el 0,423 de Madrid. Las otras tres variables tienen variación mayor, lo que da mayor confianza en la robustez de sus correlaciones. En cuanto a las relaciones entre ellas, puede decirse que, al

Tabla 2.
Cuatro correlatos provinciales de la movilidad. Medias, DT, CV y correlaciones.

	Gini Renta Parental(1)	Renta Media Parental (2)	Tasa de paro, 2002 (3)	Repetición en 4º de ESO, 2010 (4)
Media	0,383	22781	0,113	0,105
DT	0,019	3617	0,056	0,029
CV	0,050	0,159	0,495	0,277
Correlaciones				
Gini Renta Parental	1	-0,28	0,30	0,22
Renta Media Parental		1,00	-0,52	-0,38
Tasa de paro, 2003			1,00	0,60
Repetición en 4º de ESO, 2010				1,00

Fuentes: (1) y (2) Estimados desde el AO, fichero provincias. (3) INE, EPA; (4) MECD, Estadística de la Enseñanza en España.

cambiar el siglo, las provincias españolas mostraban una cierta congruencia en la acumulación de características positivas o negativas: las más pobres tendían también a ser más desiguales y a tener más paro y más repetición escolar, las más ricas tendían a lo contrario; pero de un modo no muy consistente.

Métodos e hipótesis

Sigo en todo lo posible el artículo de Chetty *et al.* (2014) en los métodos, en coherencia con el punto de vista del AO, sin renunciar por ello a ciertas mejoras: la definición de movilidad absoluta como la constante en la ecuación (1), el estudio separado por sexo o el tratamiento sistemático de la movilidad absoluta. Asimismo, tomo como hipótesis no especulaciones *a priori* o *ad hoc*, sino los resultados del original, con los que iré contrastando los de la réplica.

RESULTADOS

La movilidad de ingresos por provincias

Como el AO ofrece los datos por centilas, se pueden presentar al lector en una tabla (Anexo 1, A1.1) que proporciona una visión general a nivel nacional. Tenemos, para cada una de las cien centilas parentales, la centila media y la mediana de los hijos y sus equivalentes en euros, por sexo. Puede observarse que la renta media parental en el año 1998, cercana a los 25 000 euros, está muy por encima de la de los sujetos en 2016, que frisa los 15 000 euros entre los hombres y los 13 500 entre las mujeres. La renta parental tiene una asimetría fuertemente positiva, en particular en las dos últimas centilas: la mediana apenas supera los 18 000 euros; bajo ella, el rango es de 17 000 y sobre ella de 167 000, de los que más de 100 000 están entre las centilas 98 y la 100. La información sobre los hijos no permite estimar la dispersión, pues solo tenemos datos por centilas de los padres. Aun así, se puede apreciar asimetría positiva: entre los varones, a la centila 50 paterna le corresponden una media de 14 633 euros, por debajo de los cuales el rango es de 1458 y por encima de 4006, de los cuales 1708 están entre las centilas parentales 98 y 100; las cifras equivalentes para las mujeres son 13 165 la centila 50 parental, 1239 el rango bajo ella, 5311 el rango sobre ella y 1489 entre las centilas 98 y 100. El rango total (por centilas paternas) de la renta masculina es menor que el de la femenina (con la media, 21 centilas frente a 26); ello se debe a que las hijas de los padres más pobres ganan menos que los hijos, pues en las centilas paternas superiores están casi igualados los ingresos de unas y otros. Los hombres igualan la centila de ingresos de sus padres aproximadamente en la centila 56, antes de la cual tienen movilidad ascendente y después descendente; las mujeres lo

hacen antes, en la centila 45, con lo que son más las que tienen movilidad descendente.

Es de notar, además, que el rango de ingresos estimado con las centilas medias es menor que el estimado con la centila mediana, lo que se debe a que este último está por encima del primero en casi todas las centilas parentales entre los varones y en el 25 % superior entre las mujeres, pero sobre todo a que la diferencia se agranda cuanto más alta es la centila parental. Que la mediana esté por encima de la media indica una dispersión con asimetría negativa, una auténtica rareza en las distribuciones de ingresos.⁴

Orientados acerca de las magnitudes básicas y algunas de sus peculiaridades, podemos pasar a las estimaciones de movilidad absoluta y relativa. Están en la tabla A1.2 (Anexo1) detalladas por provincia, dos para cada sexo, una con la media y otra con la mediana. Según la ecuación (1), son los resultados de regresar la centila de ingresos filiales sobre la parental, reflejando el coeficiente la persistencia intergeneracional de ingresos (PIR, lo inverso de la movilidad relativa) y la constante (K) la movilidad absoluta, común a todas las centilas y casi único componente de la movilidad de los hijos de la centila paterna más pobre (los otros dos son una unidad del coeficiente y una desviación aleatoria).

Constante y pendiente varían bastante de unas provincias a otras; según se resume en la tabla 3, los coeficientes de variación de las constantes van de 0,10 (masculina, media) a 0,20 (femenina, mediana); los de los coeficientes van de 0,18 (femenina, media) a 0,30 (masculino, mediana). Hay claras diferencias por sexo y por promedio. Las constantes (K) de los hombres son mayores que las de las mujeres, mientras que las PIR son menores. Medias y medianas producen constantes parecidas, pero los coeficientes a que dan lugar las medias son notablemente menores que los producidos por las medianas. La tabla 3 refleja también la movilidad particular predicha para la centila más alta de renta parental (K+100PIR). Al ser el componente relativo (100 PIR) mayor entre las mujeres y en el cálculo con la mediana, la movilidad particular de la centila 100 parental resulta casi la misma entre hombres y mujeres, pero mayor con la mediana que con la media. Se produce, por tanto, una pendiente mayor (una movilidad relativa menor) cuando el punto de partida es más bajo (mujeres) y cuando el punto de llegada es más alto (medianas).

El hallazgo principal de Chetty *et al.* (2014) es que la movilidad absoluta (y la total de los más pobres) están relacionadas positivamente con la movilidad relativa. En la tabla 3, se ve que el mismo fenómeno se da en las provincias españolas: las correlaciones entre constantes y coeficientes están en -0,5 para los hombres y entre -,06 y -0,8 para las mujeres.

Tabla 3.

Regresiones por provincias, centila filial sobre centilas parentales, por sexo y promedio
Promedios y desigualdad de los parámetros a (K) y b (PIR), más valor predicho para la centila parental más rica.
Renta filial individual, centila media y mediana

	Masculino, media.			Masculino, mediana			Femenino, media			Femenino, mediana		
	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100
Media	47,7	0,10	57,34	48,2	0,15	62,70	39,7	0,16	55,73	35,8	0,22	57,80
DT	5,0	0,02	4,28	7,5	0,04	6,57	5,3	0,03	3,54	7,1	0,04	5,67
CV	0,11	0,25	0,07	0,16	0,30	0,10	0,13	0,18	0,06	0,20	0,19	0,10
Corr. K-PIR.	-0,52			-0,50			-0,78			-0,60		
Corr PIR-PredC100		-0,045			0,092			-0,362			-0,028	
Corr K-PredC100			0,876			0,818			0,864			0,818
Corr entre sexos	0,90	0,503	0,863	0,90	0,509	0,827						

Fuente: estimado desde el fichero de provincias del AO.

Notas: la constante (K) es un indicador de movilidad absoluta.

El coeficiente (PIR) es un indicador de la Persistencia Intergeneracional de la renta, 1-movilidad relativa.

PredC100 es el valor predicho para la centila parental 100 ($k+100*PIR$).

Por otra parte (esto no está en Chetty *et al.*, que no separan por sexos) la PIR masculina y la femenina parecen fenómenos distintos, pues correlacionan solo en torno a 0,50, en contraste con el 0,90 de las K; es como si no hubiera una, sino dos movilidades relativas por provincia, una para cada sexo.

Cabe interpretar de dos modos esta relación positiva entre movilidad absoluta y relativa. Se puede decir que la correlación indica que las áreas con mayor movilidad relativa tienden a tener mejores resultados absolutos para los hijos de familias con ingresos bajos, como Chetty *et al.* (2014: 1597), señalando como causa la movilidad relativa (p. 1600); pero también se puede decir, al contrario, que en las zonas donde los hijos de los más pobres consiguen más renta también consiguen mayor renta el resto, poniendo como causa principal la movilidad absoluta y dejando a la herencia un papel menor. ¿Cuál es el más adecuado? Para apuntalar su interpretación, Chetty *et al.* analizan la influencia de la movilidad relativa en la renta observada en sus 709 CZ para los hijos de cada centila paterna, un ejercicio que confirma que las CZ con mayor movilidad relativa generan mejores resultados medios para los hijos con padres de percentiles bajos (p. 1599). El mismo ejercicio da resultados análogos en las provincias españolas (ver Anexo 2); la única diferencia notable es que, en España, no puede decirse que la PIR beneficia a los ricos menos que perjudica a los pobres (un dato importante si se propugnan políticas para reducirla). Ahora bien, este ejercicio sigue suponiendo, no

mostrando, que la movilidad relativa precede a la absoluta, es decir, que la K es de, digamos, 60 en vez de 50 porque la PIR es de 20 y no de 30.

Hay, al menos, dos argumentos a favor de la movilidad absoluta como causa. Uno es que, si se hace con ella este último análisis, predice los ingresos de todas las centilas paternas mucho mejor que la movilidad relativa: K tiene coeficientes positivos y muy altos con la renta filial (entre 0,70 y 0,90) para la gama 1-90 de orígenes, desciende a 0,64 a partir de ahí y solo en las dos centilas más altas baja el efecto a 0,20 (Anexo 2). El segundo es que, como se ve en la tabla 3, la desigualdad de la renta predicha para la centila paterna 100 es menor que la predicha para la centila paterna 1. Ello es debido a la adición del componente relativo (100 PIR) al absoluto (la K). De los dos componentes, K es siempre mayor que PIR, y eso se refleja en sus correlaciones con la renta de la centila parental 100. La de la PIR es casi nula y, cuando no (mujeres, estimación con la media), tiene signo contrario al esperado (-0,36), asociado a su correlación especialmente fuerte con K (-0,78). Sus efectos sobre la renta de los hijos de la centila 100 son pequeños, reduciendo la correlación de K (sin la PIR sería de 1) a entre 0,82 y 0,88.

Desde luego, cabe también que la correlación entre movilidad absoluta y relativa se deba a un proceso de causalidad recíproca, e incluso es probable que se deba a procesos subyacentes a las dos y que tenga un componente espurio. Convendría asegurarse antes de afirmar nada al respecto, y más aún de emprender políticas para cambiar la movilidad.

Correlatos provinciales de la movilidad relativa

Examinadas las diferencias provinciales de movilidad, podemos pasar a preguntarnos si se asocian con las variables que hemos seleccionado a imitación de Chetty *et al.* (2014). La tabla 4 muestra las correlaciones entre las cuatro variables predeterminadas y los indicadores de movilidad relativa, que directamente reflejan la persistencia intergeneracional de ingresos (PIR). Debemos, obviamente, comenzar con nuestro objeto directo, la asociación entre desigualdad y movilidad o 'curva del Gran Gatsby'. No tenemos base para afirmarla entre los hombres; la correlación de 0,2 está claramente por debajo de la significatividad estadística y, en todo caso, quedaría lejos de la correlación de casi 0,5 obtenida por Chetty *et al.*; podemos, en cambio, afirmar su existencia entre las mujeres, aunque no sea muy sólida (r entre 0,3 y 0,4, al borde de la significatividad estadística con 46 casos).

También ocurre con la renta media que no hay relación con la PIR entre los hombres, pero sí entre las mujeres: las provincias con más renta parental tienden a mostrar menor PIR, o mayor movilidad. El paro y la repetición de curso influyen levemente entre los hombres y, entre las mujeres, algo más el paro.

Observadas estas correlaciones, no resulta sorprendente el resultado de las regresiones. Entre los hombres, la persistencia de ingresos está levemente asociada al paro, pero no a las otras tres variables, lo que resulta en una determinación muy baja ($R^2=0,1$); entre las mujeres, la PIR está más asociada a la renta media provincial y, si se la estima mediante la centila media, también al paro, lo que genera un notable coeficiente de determinación ($R^2=0,33$). Ni entre los hombres ni entre las mujeres puede hablarse de curva del Gran Gatsby en las provincias españolas, a no ser que nos agarremos a la leve asociación apenas significativa de la desigualdad con la PIR femenina que queda tras controlar las otras tres variables.

En resumen, la tasa provincial de paro se revela como la variable que más influye en la PIR entre los hombres, y la renta provincial como la que más influye entre las mujeres, pero seguida de cerca por la tasa de paro. En las provincias españolas, ocurre entre los hombres que, cuanto mayor el paro, mayor la persistencia de ingresos, una asociación que podría deberse a que los parados tienen ingresos más iguales que el resto de la población y a que hay una tendencia a su transmisión intergeneracional. Y ocurre también que, entre las mujeres, la relación más fuerte de la movilidad relativa es con la prosperidad, de modo que, a mayor renta provincial, menor la PIR, como si en las provincias con mayor renta las hijas de los padres más pobres obtuvieran

mayores ingresos. La leve curva del Gran Gatsby observada entre las mujeres queda muy menguada por la introducción de la renta media. Hay un cierto paralelismo con Estados Unidos: allí, una buena parte de la CGG se debe a la proporción de madres solteras, y del resto dan cuenta otras variables; pero este paralelismo no debe ocultar las diferencias, pues la variable importante aquí es la renta media, sin importancia allá.

Llegados a este punto, conviene volver a la relación entre movilidad absoluta y relativa. Si estuviera guiada por la movilidad absoluta, como he sugerido antes, deberíamos introducir esta en la regresión, no fuera a ser que los otros correlatos actuaran a través suyo, o viceversa. Ocurre lo primero: como puede verse en el modelo 2 de la tabla 4, los coeficientes de la desigualdad, la renta media, el paro y la repetición de curso quedan bajo la significatividad estadística cuando se tiene en cuenta la movilidad absoluta. Ninguna de las asociaciones de las cuatro variables predeterminadas resiste su embate, de modo que habríamos vuelto al principio y solo nos quedaría un único determinante de la movilidad relativa a nivel provincial, a saber, la movilidad absoluta, con la particularidad de que su importancia es mucho mayor entre las mujeres. Es un resultado al que muy probablemente se llegaría también con los datos de Estados Unidos, a juzgar por las correlaciones (0,61 entre movilidad absoluta y relativa), pero que Chetty y sus colegas no exploran.

Correlatos provinciales de la movilidad absoluta

Despachada con más pena que gloria la curva del Gran Gatsby, volvemos a la movilidad absoluta, representada por la constante de la regresión. En la tabla 5, destaca que las cuatro variables predeterminadas tienen correlaciones altas (entre 0,4 y casi 0,7) con las cuatro estimaciones de movilidad absoluta. Nos encontramos, por tanto, con una gran coherencia de los indicadores de movilidad absoluta entre sí y en sus relaciones con las cuatro variables predeterminadas, una situación muy distinta de la vista con la PIR.

La asociación más fuerte con la movilidad absoluta es la del paro, que está en $-0,65$ para ambos sexos: cuanto mayor el paro, menor la centila a la que llegan los hijos e hijas de los más pobres. Así, en Extremadura o Andalucía, donde la tasa de paro estaba en 2003 por encima del 15 %, los hijos de los más pobres llegaban en 2016 a la centila 40, mientras que en Zaragoza, Soria, Guadalajara o Barcelona, con tasas de paro inferiores al 10 %, los hijos de los más pobres llegaban a la centila 54. Es una relación fácil de interpretar, como se acaba de

Tabla 4.

Correlaciones y coeficientes de regresión beta, PIR sobre características provinciales, por sexo y promedio.

1. Correlaciones					
		PIR masculina, media	PIR masculina, mediana	PIR femenina, media	PIR femenina, mediana
Gini renta parental	Pearson	,215	,079	,383	,304
	Sig.	,151	,603	,009	,040
Renta media parental	Pearson	-,146	-,099	-,517	-,464
	Sig.	,334	,515	,000	,001
Tasa de paro, 2003	Pearson	,399	,413	,503	,333
	Sig.	,006	,004	,000	,024
Repetición 4º ESO, 2010	Pearson	,280	,268	,272	,093
	Sig.	,060	,071	,068	,541

2. Coeficientes								
	PIR masculina, media		PIR masculina, mediana		PIR femenina, media		PIR femenina, mediana	
	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.
Modelo 1								
Gini renta parental	,120	,430	-,027	,856	,218	,100	,183	,198
Renta media parental	,111	,514	,158	,348	-,322	,032	-,388	,018
Tasa de paro, 2003	,382	,056	,474	,019	,331	,055	,212	,250
Repetición 4º ESO, 2010	,065	,715	,049	,784	-,098	,528	-,222	,189
R ²	,100		,110		,330		,210	
Modelo 2								
Gini renta parental	-,116	,482	-,276	,085	,066	,530	,057	,663
Renta media parental	,168	,291	,211	,174	-,166	,159	-,239	,113
Tasa de paro, 2003	,190	,331	,234	,227	-,015	,920	-,038	,834
Repetición 4º ESO, 2010	-,034	,841	-,077	,644	-,159	,189	-,260	,089
K, movilidad absoluta	-,565	,009	-,639	,003	-,751	,000	-,586	,002
R ²	,225		,269		,602		,373	

Fuentes: datos del fichero de provincias del AO, INE 2021 y MEC 2012.

decir, suponiendo que los parados transmiten con mayor intensidad ingresos bajos.

Muy asociada con el paro ($r=0,6$) está la repetición de curso, cuyas correlaciones con la movilidad absoluta llegan a $-0,5$: cuanto mayor la repetición de curso, más baja la movilidad absoluta. Puede ilustrarse esta asociación con las provincias andaluzas, por un lado, y las de Castilla-León por el otro. La explicación no parece difícil si asumimos la habitual línea causal que parte del fracaso escolar y pasa por trabajos proclives al paro y mal pagados.

El nivel de renta media muestra también una asociación notable con la movilidad absoluta (*circa* 0,50): cuanto mayor la renta media de la provincia, más alta la centila que alcanzan los hijos de padres de rentas bajas. Pueden tomarse otra vez como ejemplo, por un lado, Extremadura o Andalucía, donde la renta media está en torno a los 20 000 euros y, por otro,

Barcelona, Zaragoza, Soria o Madrid, donde supera los 25 000 euros. Nótese que la relación es fácilmente comprensible en el supuesto de que la mayoría no cambió de residencia: significa que, por ejemplo, los hijos de padres igualmente pobres alcanzan rentas superiores si viven en una provincia más rica, como Zaragoza, que si viven en una provincia pobre, como Cádiz. Y que sería aún más fuerte de considerarse la provincia de destino para los inmigrantes. Soria Espín (que ha dispuesto del dato) encuentra un 13 % de emigrantes interprovinciales, que tienen mayor movilidad absoluta que los que residen en la provincia de origen, con una diferencia decreciente con el nivel de ingresos de los padres (Soria 2022: 21); lo cual es congruente con la idea de que las provincias más ricas ofrecen más oportunidades a todos.

Por último, la desigualdad de renta está tan asociada a la movilidad absoluta como las otras tres variables, algo más incluso entre los hombres (*circa*

-0,6) que entre las mujeres (*circa* -0,4). Es decir, a mayor desigualdad de la renta de los padres en una provincia, menores ingresos alcanzan los hijos. Dejo para después comentar esta ‘curva del Gran Gatsby’ protagonizada no por la movilidad relativa, sino por la movilidad absoluta.

Correlaciones tan uniformes llevan a pensar que desigualdad, renta media, paro y repetición de curso son manifestaciones diversas de solo una de ellas o de alguna variable subyacente a todas; sin embargo, al examinar las asociaciones entre ellas tan solo hemos detectado más arriba “una cierta congruencia” a nivel provincial. Aclara las cosas la regresión múltiple. Se ve con ella que, entre los hombres, las variables importantes son la desigualdad primero y el paro a continuación, quedando fuera tanto la renta media como la repetición de curso. Entre las mujeres, las dos variables importantes son las mismas, pero el paro queda por encima de la desigualdad y, cuando la movilidad absoluta se estima en términos de mediana, asoma algún efecto de la renta media. Así pues, sí parece que tenemos, por un lado, la desigualdad (cuyas correlaciones con las otras tres variables son bajas y de signos opuestos: tabla 2) y, por otro, un factor común al paro, la renta media y la repetición de curso, que en la regresión aparece representado por el paro. Tendríamos, pues, en la movilidad absoluta tanto una ‘curva del Gran

Gatsby’ como una ‘curva del paro’, más importante la primera entre los hombres y la segunda entre las mujeres, absorbiendo esta última el efecto de la renta media manifiesto en las correlaciones. En total, ambos efectos conjuntamente explican el 50 % de la varianza interprovincial entre las mujeres, e incluso algo más entre los hombres.

Hay otra vez un notable paralelismo entre estos resultados y los de nuestro original. Se ve en la tabla 1 que en el modelo 2, antes de tener en cuenta las madres solteras, la fracción que trabaja a menos de 15’ de casa y el abandono escolar reducen, pero no anulan, el efecto del índice de Gini, llevando la varianza explicada hasta 65 %. Si volvemos ahora a la tabla 4, nos quedan pocas dudas sobre la secuencia causal en las provincias españolas. Primero están las condiciones económicas y laborales, de estas depende la movilidad absoluta y de la movilidad absoluta depende la relativa, sin que pueda decirse que la asociación entre las dos movilidades se explica porque las condiciones económicas y laborales actúan sobre ambas al mismo tiempo. Las cifras de la tabla 1 son compatibles con una secuencia semejante en Estados Unidos (recuérdese la correlación de 0,61 entre movilidad absoluta y relativa), pero la devastadora irrupción de la fracción de madres solteras rompe la simetría de la comparación, incluso si deja un coeficiente de 0,3 para una variable económica,

Tabla 5.

Correlaciones y coeficientes de regresión beta, K (movilidad absoluta) sobre características provinciales, por sexo y promedio

1. Correlaciones					
		K masculina, media	K masculina, mediana	K femenina media	K femenina mediana
Gini renta parental	Pearson	-,583	-,566	-,413	-,424
	Sig.	,000	,000	,004	,003
Renta media parental	Pearson	,460	,460	,534	,559
	Sig.	,001	,001	,000	,000
Tasa de paro, 2003	Pearson	-,621	-,651	-,677	-,660
	Sig.	,000	,000	,000	,000
Repetición 4º ESO, 2010	Pearson	-,511	-,539	-,482	-,465
	Sig.	,000	,000	,001	,001

2. Coeficientes								
	K masculina, media		K masculina, mediana		K femenina, media		K femenina, mediana	
	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.
Gini renta parental	-,416	,000	-,390	,001	-,203	,077	-,215	,062
Renta media parental	,102	,396	,082	,484	,208	,105	,254	,049
Tasa de paro, 2003	-,339	,018	-,375	,008	-,461	,003	-,426	,005
Repetición 4º ESO, 2010	-,176	,169	-,197	,117	-,082	,542	-,065	,629
R ²	,550		,570		,500		,500	

Fuentes: datos del fichero provincias del AO, INE 2021 y MEC 2012.

“vivir a menos de 15' del trabajo”. Faltos de variables sociales a nivel provincial no podemos decir, como hacen Chetty y sus colegas, que son estas, y no las variables económicas, las que explican la movilidad. Queda por decidir si lo diríamos en el caso (improbable contrafáctico) de que encontráramos esas variables sociales.

Robustez

Los resultados del análisis de la movilidad de ingresos en las 46 provincias españolas de régimen fiscal común pueden estar afectados por las técnicas, las variables y las zonas elegidas. En el Anexo 3, se intenta poner a prueba su robustez sustituyendo las centilas de ingresos por euros, examinando varios indicadores de la desigualdad de ingresos a nivel provincial y utilizando los 73 municipios más grandes en lugar de las provincias. Las unidades de medida y los indicadores de desigualdad no parecen afectar a los resultados; pero el análisis a nivel de municipios los da bastante distintos, incrementando las dudas sobre las unidades territoriales y la falacia ecológica.

RESUMEN Y DISCUSIÓN

He pretendido aprovechar las posibilidades que ofrecen los datos publicados por la FFG en el Atlas de Oportunidades que ha elaborado con COTEC para examinar las diferencias de movilidad entre las provincias españolas, la relación entre desigualdad y movilidad relativa (la llamada “curva del Gran Gatsby”) y absoluta y la asociación de la movilidad con otras variables, como el nivel medio de renta, el paro o el nivel educativo, siguiendo el trabajo de Chetty y sus colegas (2014) sobre 709 CZ (*commuting zones*) en Estados Unidos.

Resumiendo, podemos decir que el primer resultado importante es la notable correlación (0,5 entre hombre, 0,60 y más entre mujeres) entre movilidad absoluta y movilidad relativa. En el origen de la asociación parece estar la movilidad absoluta, pues es la centila que alcanzan los hijos de los más pobres la que más determina las rentas que alcanzan todos los demás, con excepción de los hijos del 2 % más rico.

En segundo lugar, podemos decir que, en lo que se refiere a la movilidad relativa, hemos buscado en vano la CGG entre las provincias españolas, encontrando en su lugar una incierta ‘curva del paro’ (a más paro, menos movilidad) entre los hombres y una incierta ‘curva de la prosperidad’ (a más renta media, más movilidad) entre las mujeres. De decididamente poca intensidad, las influencias de las cuatro variables examinadas (desigualdad y nivel de renta, paro, estudios) quedan eclipsadas por el efecto de la movilidad absoluta, que se muestra como el principal motor de la relativa.

En cuanto a la movilidad absoluta, en tercer lugar, hemos encontrado una sólida ‘curva del Gran Gatsby’ que mengua, pero no se disipa, al controlar las variables de mercado de trabajo y educación. Hemos encontrado, además, una ‘curva del paro’ que, entre las mujeres, domina claramente sobre la influencia de la desigualdad.

En el primer punto, los resultados coinciden plenamente con los de Chetty y sus colegas, por más que quepa formularlos dando preferencia a la movilidad relativa o a la absoluta. En el segundo punto, la coincidencia es pequeña, por cuanto se encuentra una cierta asociación de la desigualdad con la movilidad relativa solo entre las mujeres; como en Estados Unidos, desaparece al tener en cuenta otros rasgos de las unidades territoriales, aquí, la renta media y el paro. En el tercer punto, sobre la movilidad absoluta la coincidencia es mayor, pues, como en Estados Unidos, hay una fuerte asociación con la desigualdad, que se mantiene tras la introducción de la renta media y el paro, que resultan las variables más determinantes. El principal resultado positivo de este estudio sería que, en las provincias españolas, las probabilidades de mejorar los ingresos respecto de los padres dependen de la prosperidad de la provincia y, sobre todo para los hombres, de que sea bajo el paro. Por desgracia para la comparación, estas variables son análogas, pero no idénticas a las utilizadas en Estados Unidos; además, carece de entidad en España la variable allí más importante, que es el porcentaje de niños criados por madres solas, con lo que en España nos quedamos diciendo que las causas de la movilidad de renta son económicas, mientras en Estados Unidos se da un paso más y resulta que son sociales.

¿Cuál es la importancia de estos hallazgos? Comencemos por los aspectos teóricos. Un primer punto es que la asociación entre movilidad absoluta y relativa plantea la cuestión de la dirección de la causalidad. La inclinación por la absoluta por razones empíricas puede apoyarse además en argumentos lógicos: poner primero la movilidad relativa implica que la relación es la causa de sus términos, mientras que poner primero la movilidad absoluta da prioridad a uno de los términos sobre la magnitud del otro y, solo como consecuencia, sobre la relación. Creo que lo segundo resulta, en principio, más fácilmente comprensible que lo primero, lo que me atrevo a considerar un argumento a su favor.

Un segundo punto son las consecuencias para el concepto de movilidad relativa: se suele interpretar la persistencia de ingresos en el sentido de que los ricos consiguen transmitir ventajas a sus hijos; pero, de atenernos a cómo prima la movilidad absoluta en las provincias españolas, el sentido debería ser más bien que, en las provincias más iguales y ricas, los pobres logran sacudirse más sus desventajas. Otra

vez, sustantivar la relación (hay quien habla incluso de gente que “sufre” desigualdad) oscurece la diferencia entre que mejoren los pobres o empeoren los ricos. La persistencia de ingresos es mayor entre las mujeres que entre los hombres, pero no porque los ricos transmitan mejor sus ventajas sus hijas, sino porque los pobres les transmiten más intensamente sus desventajas.

En tercer lugar, encontrar que la movilidad relativa de ingresos no tiene relación con la desigualdad en las provincias españolas podría tener alguna relevancia teórica por cuanto quita apoyo a la regularidad etiquetada como “curva del Gran Gatsby”, si es que el término ‘teórico’ es adecuado a este contexto.

Por último, confirmar que, como en Estados Unidos, a mayor desigualdad menor movilidad absoluta supone todavía un desafío a la comprensión. Es bastante intuitivo que las provincias con mayor renta media, menos paro y mejores resultados escolares ofrezcan mejores oportunidades para todos, pero ¿por qué habría de tener la desigualdad un efecto adicional al de estas variables?

Vayamos a la praxis. Prácticamente, la importancia del sentido de la causalidad reside en que aquello que se presume o presenta como causa se convierte en el fulcro de las políticas. Curiosamente, puede que en este caso el remedio sea el mismo con una u otra causa. Si la causa fuera la movilidad absoluta, las políticas tendrían que dirigirse directamente a mejorar la renta de los sujetos de origen más pobre; y si la causa fuera la movilidad relativa debería hacerse lo mismo, dado que la otra posibilidad, disminuir la renta de los de origen más rico, es difícil de llevar a cabo. Así lo reconocen implícitamente Chetty y sus colegas al manifestar su preferencia por políticas locales capaces de mejorar la renta de los hijos de familias pobres sin dañar significativamente a los hijos de familias ricas (Chetty *et al.*, 2014: 1600).

En cuanto a los determinantes de la movilidad, tienen escasa o nula relevancia para la política tanto la ausencia de curva del Gran Gatsby en la movilidad relativa como su presencia en la absoluta. La razón es que, pese a los esfuerzos de Krueger, reducir la desigualdad entre los padres con el fin de que aumente la movilidad entre sus hijos añade poco a los mil argumentos que ya circulan para disminuir la desigualdad y no quita nada a la dificultad de hacerlo. En cambio, tiene consecuencias mayores la asociación entre la tasa de paro de la provincia de origen y la movilidad absoluta, siempre que se le encuentre una interpretación adecuada. Pues cabe pensar que el peso está en la pobreza de la provincia, que el paro agrava, y en ese caso habría que aplicar políticas de desarrollo económico; pero también cabe pensar que la pobreza es consecuencia del paro, a su vez dependiente de algún rasgo

sociocultural resiliente a las políticas de desarrollo, lo que complicaría las cosas.

¿Pueden los particulares extraer alguna consecuencia de esta asociación entre paro y movilidad absoluta? Si nos atenemos a los coeficientes, en la población estudiada los padres que emigraron tras 1998 de una provincia con paro alto a una de paro bajo mejoraron los ingresos futuros de sus hijos aun cuando no cambiaran los suyos (se exceptúan de esta regla solo el 2 % de padres más ricos). Y lo mismo, *mutatis mutandis*, podría decirse si los emigrantes hubieran sido solo los hijos. Puesto que el paro ha sido de siempre el principal impulsor de la emigración y el trabajo el principal atractivo para los inmigrantes, nuestros resultados simplemente confirmarían el saber vulgar.

Ha quedado para el final la cuestión más difícil, la de la falacia ecológica. Cuando las unidades de análisis son países, nos parece normal que rasgos del todo, como el nivel o la desigualdad de la renta, influyan en comportamientos individuales, como la movilidad absoluta. La razón puede ser que tenemos *in mente* las muchas cosas que los habitantes de un país comparten con sus conciudadanos, pero no con los de otros países. Ahora bien, cuando las unidades territoriales son provincias, la comunidad está mucho menos clara. ¿Cómo puede influir en la renta del hijo de un jornalero de Gómara que, en la despoblada provincia de Soria, residan o no unos cuantos ricos que suban o no el índice de Gini? ¿Por qué vía iban a influir en los comportamientos de ese individuo singular los constructos estadísticos de una unidad administrativa con tan poca consistencia real? En este punto, vuelve a parecer crucial la distinción entre propiedades y relaciones. Se puede comprender fácilmente que la tasa de paro o de pobreza (propiedades) influya en la renta de los sujetos de origen más pobre, pero es más difícil comprender la influencia de la desigualdad o el capital social, que son relaciones. Por lo que he podido entender, quedan muchas dudas sobre la conclusión de Chetty y sus coautores de que las unidades territoriales menores son el marco adecuado para las políticas de movilidad de ingresos.

AGRADECIMIENTOS

A José María Maravall por el estímulo, a las Fundaciones Felipe González y COTEC por el Atlas de Oportunidades, a Miguel Caínzos por sus comentarios, a dos revisores anónimos de la RIS por sus sugerencias.

REFERENCIAS

- Alcaide, J. y J. M. González-Páramo. 1997. *Renta nacional de España y su distribución provincial 1993. Avance 1994-1995*. Bilbao: Fundación BBVA. Consulta 20/03/23 (<https://www.fbbva.es/publicaciones/renta-nacional-de-espana-y-su-distribucion-provincial-1993-avance-1994-1995-es/>).

- Beller, E. y M. Hout. 2006. "Intergenerational Social Mobility: The United States in Comparative Perspective". *The Future of Children* 16(2):19-36. <https://doi.org/10.1353/foc.2006.0012>.
- Branden, G. 2019. "Does inequality reduce mobility? The Great Gatsby Curve and its mechanisms". Working Paper n.º 2019:20, Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy (IFAU), Uppsala. Consulta 20/7/20 (<https://www.ifau.se/globalassets/pdf/se/2019/wp-2019-20-does-inequality-reduce-mobility-gunnar-branden.pdf>)
- Carabaña Morales, J., 2022. "La movilidad de renta en España según el Atlas de Oportunidades". Fundación Felipe González, Papeles, n.º 11. Consulta 20/03/23 (https://www.fundacionfelipegonzalez.org/wp-content/uploads/2022/07/Papeles11_Caraban%CC%83a_final_compressed.pdf).
- Carabaña Morales, J., 2023. "Desigualdad y movilidad de ingresos: ciencia y política de la 'curva del Gran Gatsby'. *RES. Revista Española de Sociología*, 32(1)-23. DOI: <https://doi.org/10.22325/fes/res.2023.143>
- Chetty, R., N. Hendren, P. Kline y E. Saez. 2014. "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States". *Quarterly Journal of Economics* 129:1553-623. <https://doi.org/10.3386/w19843>.
- Chetty, R., N. Hendren y L. Katz. 2016. "The Effects of Exposure to Better Neighbourhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment." *American Economic Review* 106 (4): 855-902. <https://doi.org/10.1257/aer.20150572>.
- Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hendren, M. R. Jones y S. R. Porter. 2018. "The Opportunity Atlas: Mapping the Childhood Roots of Social Mobility". National Bureau for Economic Research Working Paper n.º 25147, Washington DC. Consulta 22-03-2023 <https://doi.org/10.3386/w25147>.
- Chetty, R., M. O. Jackson, T. Kuchler. 2022. "Social capital I: measurement and associations with economic mobility". *Nature* 608: 108-121. <https://doi.org/10.1038/s41586-022-04996-4>.
- Corak, M. 2013 "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility". *Journal of Economic Perspectives*, 27(3):79-102 <https://doi.org/10.1257/jep.27.3.79>.
- Erikson, R. y J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux*. Oxford: Univ. Press.
- Goerlich, F. y M. Mas. 2002. *La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998) II. Desigualdad y convergencia*. Bilbao: Fundación BBVA Consulta 4/4/23 (<https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=http%3A%2F%2Fwww.fbbva.es%2FTLFU%2Ftlfu%2Fesp%2Fpublicaciones%2Flibros%2Ffichalibro%2Findex.jsp%3Fcodigo%3D18;h=repec:fb:-booklb:201125>).
- Hout, M. 2003. "The inequality-mobility paradox: the lack of correlation between social mobility and equality". *New Economy* 10: 205-7. <https://doi.org/10.1046/j.1468-0041.2003.00318.x>.
- Hout, M. y T. Di Prete. 2006 "What We Have Learned: RC28's Contributions to Knowledge About Social Stratification". *Research in Social Stratification and Mobility* 24(1):1-20. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2005.10.001>.
- INE, 2019. *Contabilidad Regional de España, Revisión Estadística de 2019*. Consulta 4/4/2023. (https://www.ine.es/daco/daco42/cre00/b2015/pr_cre.xlsx).
- INE. 2021. *Encuesta de Población Activa (EPA), serie desde 2002*. Consulta 14/2022 (<https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=3996>).
- INE. 2022. *Atlas de distribución de la renta de los hogares*. Consulta 4/4/2022. <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=37692&L=0>.
- Krueger, A. 2012. "The Rise and Consequences of Inequality in the United States". Remarks at the Center for American Progress, January 12, 2012. Consulta 20/3/22. <http://www.americanprogress.org/wpcontent/uploads/events/2012/01/pdf/krueger.pdf>.
- Kwon, B. y J. Gyeahyung. 2020. "Does the Great Gatsby Curve Exist in South Korea?" Consulta 4/4/2022. https://www.researchgate.net/publication/343737287_Does_the_Great_Gatsby_Curve_Exist_in_South_Korea_figures?lo=1.
- Llaneras, K. Medina, O. y Costa, E. 2020 *Atlas de Oportunidades*. Madrid: Fundación Felipe González-Fundación Cotec. Consulta 12/7/2020 <https://www.cotec.es/fundacionfelipegonzalez/opportunidades>.
- Manzi, J. 2012 "The Great Gatsby, Moby Dick, and Omitted Variable Bias". *The National Review Online* blog post. Consulta 22/3/2022. <http://www.nationalreview.com/corner/290053/great-gatsby-moby-dick-and-omitted-variable-biasjim-manzi>.
- MECD. 2012. *Estadística de la educación, alumnos matriculados, 2010-1* Consulta 20/3/2022. <https://www.educacionyfp.gob.es/servicios-al-ciudadano/estadisticas/no-universitaria/alumnado/matriculado.html>.
- Mogila, Z., P. Melo y J. Gaspar. 2020 "Exploring the Relation Between Income Mobility and Inequality at the Regional Level Using EU-SILC Microdata". Working Papers REM 2020/0134, ISEG - Lisbon School of Economics and Management, REM, Universidade de Lisboa. Consulta 21/3/2023. <https://ideas.repec.org/p/ise/remwps/wp01342020.html>
- OECD. 2018. *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. París: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264301085-en>.
- Polavieja, J. G. 2020. "Grandes datos, grandes sesgos, grandes errores: sobre el Atlas de Oportunidades". *Revista Internacional de Sociología* 78 (3): e166. <https://doi.org/10.3989/ris.2020.78.3.20.003>.
- Reeves R. V. y E. Krause. 2018. "Raj Chetty in 14 charts: Big findings on opportunity and mobility we should all know". Consulta 10/7/2020. <https://www.brookings.edu/blog/social-mobility-memos>.
- Soria-Espín, J. 2022. "El ascensor social en España. Un análisis sobre la movilidad intergeneracional de la renta". *EsadeEcPolBrief* 25. Consulta 13/6/2022. <https://www.esade.edu/ecpol/es/publicaciones/el-ascensor-social-en-espana-un-analisis-sobre-la-movilidad-intergeneracional-de-la-renta/>
- Tyree, A. M. Semyonov y R. W. Hodge. 1979. "Gaps and Glissandos: Inequality, Economic Development, and Social Mobility in 24 Countries". *American Sociological Review* 44(3): 410-424 <https://doi.org/10.2307/2094884>.
- Winship, S. 2012. "The Obama Administration's Questionable Economic Mobility Claims". Consulta 17/12/2021. <https://www.brookings.edu/opinions/the-obama-administrations-questionable-economic-mobility-claims/>.
- Yaish, M. y R. Andersen. 2011. "Social mobility in 20 modern societies: The role of economic and political context". *Social Science Research* 41(3): 527-538. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2011.12.001>.

NOTAS

- [1] Uso el término 'centiles' o 'percentiles' para designar los 99 puntos de corte, y 'centilas' para referirme a los 100 intervalos resultantes; pero en las citas o traducciones suelo mantener los términos del original.
- [2] En Carabaña (2023) se comenta lo expeditivo de este método, que elimina los excesos de la realidad hasta que se ajusta al modelo (lineal) previsto. Véase el anexo 2.
- [3] Carabaña (2022) examina con cierto detenimiento esta cuestión.
- [4] Cuando me dispongo a enviar este artículo para su evaluación, tengo noticia, a través de la publicación de Soria Espín (2022), de que pueden conseguirse datos no publicados sin algunas de estas limitaciones.

JULIO CARABAÑA es licenciado en Filosofía y Letras por la Universidad de Valencia y doctor por la Universidad Autónoma de Madrid. Ha enseñado Sociología en la Universidad Complutense de Madrid desde 1976, como Catedrático de Universidad desde 1990. Es profesor honorífico del Departamento de Sociología Aplicada de la misma institución desde 2019.

ANEXO 1. LOS DATOS DETALLADOS

He descrito en el texto los datos con la mayor precisión y claridad que he podido, pero mi propia experiencia me dice que siempre ayuda mostrar lo que se describe. En el caso de los datos hechos públicos por el AO esto es más fácil de lo normal, pues constan de solo cien 'casos', tanto como centilas paternas. La tabla A1.1 proporciona una visión general de los datos, a nivel nacional. Tenemos primero la renta media de cada centila parental en el año 1998; su media se acerca a los 25,000 euros. Con una asimetría positiva muy fuerte, en particular en las dos últimas centilas: la mediana apenas supera los 18,000 euros, bajo ella el rango es de 17,000 y sobre ella de 167,000, de los que más de 100,000 están entre la centilas 98 y la 100. Viene luego la renta de los hijos y las hijas en 2016, separadamente, expresada en euros y en centilas. Dada su juventud, la media está por debajo de la renta parental, que está en torno a los 15,000 euros entre los hombres y los 13,500 entre las mujeres. Es muy importante tener en cuenta que los datos del AO no permiten estimar la dispersión de las rentas filiales, pues solo tenemos los datos medios y medianos por centilas de los padres; aun así, se puede apreciar asimetría positiva.

El despliegue de los datos en la tabla A1.1 por centilas paternas permite hacerse intuitivamente una idea de las nociones de movilidad absoluta y relativa. Fijémonos para empezar en las centilas medias de los hombres. Los hijos de los padres más pobres llegan por término medio a la centila 47 de ingresos de sus coetáneos; es un indicador de lo que en el estudio de Chetty y sus colegas se

llama 'movilidad absoluta'. Los hijos de los padres más ricos llegan por término medio a la centila 68 de los ingresos de sus coetáneos. Las 21 centilas de diferencia con los más pobres son un indicador de la Persistencia Intergeneracional de Ingresos (PIR), es decir, de la (in)movilidad relativa. Las hijas de los padres más ricos llegan a la misma centila que sus hermanos (67,84, exactamente), mientras las hijas de los padres más pobres se quedan en la centila 42, cinco por debajo de sus hermanos. Como consecuencia de esta movilidad absoluta más baja, la PIR femenina es más alta que la masculina, o su movilidad relativa menor.

La renta de los hijos de la centila más pobre es una aproximación intuitiva a la constante a de la ecuación de regresión (1); la diferencia entre las centilas parentales 1 y 100 (dividida por 100) son una aproximación al coeficiente b en la misma ecuación. La aproximación es mejor si prescindimos de las dos centilas más ricas, debido a que rompen la linealidad al ser mayores las diferencias entre ellas y con el resto que entre las demás. Los resultados de estimar la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios se muestran al pie de la tabla A1.1.

La tabla A1.2 muestra el detalle de la ecuación de regresión para cada provincia. En la parte baja, que es lo que se incorpora al texto como tabla 3, se calcula la media de los parámetros K y PIR sin ponderar por el tamaño de las provincias (nótese la diferencia con la estimación para el conjunto de las provincias). La observación de los parámetros provinciales ayuda a comprender las correlaciones entre la movilidad absoluta y la relativa a nivel provincial, y de cada una con el valor predicho para la centila parental rica.

Tabla A1.1.

La renta parental y filial por centilas parentales, en euros y centilas, por sexo y promedio, España.

Centila Padres	Renta parental	Renta hijos, centilas		Renta hijos, euros		Renta hijas, centilas		Renta hijas, euros	
		Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
1	771	47,04	47,17	13175	13219	41,71	38,76	11927	11091
2	2708	46,30	45,95	13000	12839	41,39	38,63	11883	11030
3	3956	45,68	45,22	12918	12715	41,05	38,16	11804	10900
4	4836	45,95	45,33	12945	12711	40,74	38,04	11727	10911
5	5476	46,43	46,18	13073	12938	41,49	38,94	11921	11141
6	6024	46,34	46,26	13055	12947	41,16	38,24	11787	10963
7	6687	46,36	45,81	13053	12841	42,20	39,47	12079	11328
8	7027	46,93	47,17	13205	13120	41,72	38,77	11927	11132
9	7432	47,20	47,34	13238	13194	41,16	38,61	11758	11105
10	7998	46,67	47,04	13162	13118	42,00	39,14	11986	11183
11	8127	46,80	46,73	13197	13025	41,57	38,91	11871	11111
12	8431	47,19	47,10	13249	13163	42,03	39,31	12000	11195
13	8998	48,21	48,99	13503	13646	41,78	39,53	11960	11334
14	9065	47,54	47,96	13354	13325	42,16	39,73	12056	11343

Centila Padres	Renta parental	Renta hijos, centilas		Renta hijos, euros		Renta hijas, centilas		Renta hijas, euros	
		Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
15	9254	47,75	48,31	13457	13423	41,79	39,16	11956	11172
16	9500	47,93	48,70	13460	13514	41,95	39,06	12018	11201
17	9998	48,33	49,56	13525	13771	41,97	39,53	11989	11269
18	10104	48,57	48,98	13626	13612	41,84	38,91	11936	11148
19	10254	48,26	48,98	13530	13567	42,44	39,73	12139	11335
20	10341	48,57	49,35	13565	13638	42,36	39,90	12051	11382
21	10686	49,28	50,33	13716	13934	42,98	40,29	12279	11461
22	11075	49,14	50,41	13758	13921	42,64	40,34	12191	11473
23	11189	49,21	50,52	13772	14001	42,75	40,28	12195	11478
24	11286	49,35	50,48	13833	13972	42,84	40,66	12178	11560
25	11369	48,94	49,95	13644	13855	42,81	40,33	12156	11473
26	11673	49,65	51,55	13863	14150	43,27	40,91	12347	11573
27	12121	50,29	51,90	13947	14326	43,81	41,78	12396	11896
28	12259	50,34	52,41	14013	14447	43,29	40,82	12256	11560
29	12287	49,70	51,27	13884	14159	43,76	41,26	12435	11693
30	12454	50,06	51,58	13934	14239	44,01	41,51	12516	11782
31	12802	50,53	52,12	14031	14332	43,80	41,62	12403	11828
32	13223	50,34	51,91	14012	14311	44,49	42,13	12617	11956
33	13286	50,30	51,79	14042	14309	44,17	41,82	12535	11810
34	13446	49,86	51,39	13891	14182	43,80	41,76	12475	11793
35	13652	50,08	51,55	13911	14247	44,09	42,26	12501	11924
36	14120	50,24	51,79	14001	14292	44,65	42,38	12639	11957
37	14301	50,88	52,53	14119	14452	44,72	42,41	12649	11945
38	14519	51,14	52,97	14217	14555	44,57	42,53	12618	12018
39	14675	51,47	53,31	14262	14665	44,68	42,88	12664	12123
40	15146	51,30	54,07	14195	14827	45,00	43,03	12742	12158
41	15401	51,30	52,95	14211	14595	45,38	43,66	12808	12271
42	15569	51,28	53,89	14223	14820	45,11	43,00	12773	12131
43	15867	51,59	53,40	14352	14681	45,60	44,04	12857	12429
44	16317	51,71	54,04	14341	14836	45,52	43,74	12815	12314
45	16517	52,41	54,56	14495	14925	45,71	43,92	12867	12308
46	16734	52,34	54,35	14422	14891	45,93	44,01	12977	12351
47	17175	52,49	54,72	14532	14988	45,94	44,01	12921	12322
48	17465	52,42	54,92	14519	15005	46,75	45,17	13093	12689
49	17644	52,47	55,06	14518	15095	47,18	45,59	13287	12781
50	18061	52,75	55,40	14633	15176	46,66	44,78	13165	12546
51	18436	52,73	55,45	14555	15169	46,40	44,49	13012	12505
52	18643	53,37	56,13	14727	15361	46,98	45,48	13198	12795
53	19008	53,34	56,40	14797	15405	46,64	44,98	13101	12640
54	19417	53,20	55,92	14724	15292	47,28	45,79	13265	12752
55	19688	53,20	55,75	14671	15225	47,11	46,05	13196	12921
56	20101	53,31	56,30	14734	15382	47,70	46,50	13374	12986
57	20492	53,82	56,78	14864	15549	47,63	45,77	13394	12864
58	20811	53,53	56,45	14820	15386	48,17	46,96	13458	13094
59	21223	54,03	57,05	14876	15602	47,88	46,15	13436	12840
60	21673	53,89	56,62	14952	15482	48,29	47,21	13582	13137
61	22010	54,17	57,30	14930	15636	48,89	47,53	13635	13239
62	22494	54,60	57,39	15037	15664	48,69	47,26	13700	13192
63	22860	54,23	57,04	14945	15599	48,55	47,60	13649	13242
64	23306	54,26	57,32	14939	15660	48,72	47,74	13582	13290
65	23815	54,36	57,48	14959	15723	49,17	48,43	13714	13465

Centila Padres	Renta parental	Renta hijos, centilas		Renta hijos, euros		Renta hijas, centilas		Renta hijas, euros	
		Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
66	24163	53,90	57,55	14907	15739	49,28	48,00	13747	13351
67	24788	54,91	57,75	15106	15725	48,88	47,49	13669	13263
68	25092	54,89	58,76	15152	16064	49,67	48,87	13896	13572
69	25809	54,82	58,39	15131	15966	49,81	49,07	13970	13586
70	26177	54,82	58,32	15082	15904	49,90	49,31	13875	13727
71	26857	55,08	58,88	15167	16035	50,23	49,94	13988	13770
72	27450	54,85	58,29	15132	15902	50,68	49,77	14097	13803
73	27935	55,02	57,99	15115	15829	50,91	50,34	14089	13939
74	28770	55,46	59,16	15292	16143	51,12	50,73	14150	13985
75	29386	55,31	58,93	15257	16045	51,13	50,50	14240	13943
76	30046	55,99	59,83	15418	16328	51,06	50,74	14226	14055
77	30884	56,11	60,40	15372	16420	51,33	51,10	14195	14064
78	31729	54,98	58,52	15129	15914	51,38	51,41	14227	14195
79	32544	56,43	60,01	15547	16376	52,50	52,72	14479	14518
80	33437	55,84	60,02	15311	16394	52,60	53,00	14498	14610
81	34414	55,62	59,13	15279	16117	53,30	54,12	14770	14834
82	35433	55,92	59,84	15353	16331	53,02	53,84	14570	14792
83	36513	55,96	59,98	15347	16309	53,82	55,09	14883	15067
84	37581	56,14	60,12	15396	16377	53,99	55,18	14908	15146
85	38773	56,64	61,12	15555	16659	53,85	55,18	14893	15123
86	40268	56,63	60,80	15543	16548	55,12	57,00	15192	15543
87	41423	56,66	60,92	15490	16562	55,29	57,58	15131	15719
88	43173	56,65	60,41	15568	16464	55,93	57,78	15291	15764
89	45212	56,75	61,05	15570	16680	55,78	58,42	15357	15942
90	46577	56,94	62,06	15621	16918	56,38	59,54	15460	16214
91	48953	58,30	64,14	15920	17403	57,54	60,89	15835	16592
92	51636	58,09	63,87	15912	17378	57,77	61,57	15806	16722
93	55000	57,95	63,37	15869	17279	58,65	63,58	16064	17297
94	58576	58,74	64,72	16077	17718	58,43	62,94	16020	17164
95	60399	58,97	65,37	16087	17830	58,24	62,42	15932	16990
96	63537	60,10	67,41	16420	18529	59,93	65,48	16387	17857
97	71633	61,32	69,51	16714	19071	61,22	67,92	16686	18556
98	80194	62,39	71,08	16932	19540	62,35	69,51	16987	19003
99	94818	63,89	74,51	17485	20845	64,43	73,39	17582	20390
100	185479	68,12	80,93	18639	23680	67,84	78,96	18476	22684
Media	24941	53	55	14591	15242	48	47	13472	13254
Diferencias entre centilas parentales									
100-98	105284	6	10	1708	4140	5	9	1489	3681
98-1	79423	15	24	3757	6322	21	31	5061	7912
<50	17289	6	8	1458	1958	5	6	1239	1455
>50	167418	15	26	4006	8503	21	34	5311	10138
total (100-1)	184708	21	34	5464	10461	26	40	6550	11593
Ecuación de regresión, con centilas									
K (a)		45,6	44,9			41,4	33,8		
PIR (b)		0,14	0,21			0,19	0,27		

Fuente: calculado desde el AO, fichero provincias y fichero euros, ponderando por el n de las provincias.

Tabla A1.2.

Regresiones por provincias, centila filial sobre centilas parentales, por sexo y promedio Renta individual, centila media y mediana

PROVINCIA	Masculino, media.			Masculino, mediana			Femenino, media			Femenino, mediana		
	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100
Albacete	47,4	,101	57,5	48,9	,144	63,3	39,2	,182	57,4	34,1	,281	62,2
Alicante	43,5	,083	51,9	43,0	,112	54,2	37,3	,166	53,9	32,2	,227	54,9
Almería	42,5	,110	53,5	41,6	,150	56,7	35,9	,156	51,5	32,3	,178	50,1
Asturias	49,8	,085	58,3	50,1	,162	66,3	37,2	,173	54,5	31,7	,245	56,2
Ávila	46,1	,135	59,5	45,8	,202	66,0	39,2	,208	59,9	35,4	,284	63,8
Badajoz	41,2	,116	52,8	38,5	,173	55,8	32,6	,215	54,0	26,1	,288	54,9
Balears, Illes	49,5	,109	60,4	50,7	,143	65,0	46,4	,131	59,5	45,5	,166	62,1
Barcelona	54,3	,100	64,3	57,6	,152	72,8	49,7	,121	61,8	48,7	,192	67,9
Burgos	57,2	,044	61,5	62,8	,080	70,9	43,2	,143	57,5	41,3	,186	59,9
Cáceres	41,1	,118	52,9	39,1	,164	55,6	33,3	,210	54,3	27,6	,280	55,5
Cádiz	39,9	,147	54,6	35,6	,234	59,0	30,0	,196	49,6	23,6	,243	48,0
Cantabria	40,6	,130	53,5	36,7	,222	58,8	33,7	,197	53,4	27,2	,259	53,1
Castellón	48,5	,096	58,1	49,6	,149	64,5	39,0	,166	55,5	34,5	,223	56,9
Ciudad Real	47,6	,107	58,3	46,8	,185	65,3	39,1	,152	54,3	33,5	,222	55,8
Córdoba	47,0	,096	56,6	47,8	,141	61,9	38,3	,156	53,9	33,6	,235	57,1
Coruña, A	49,3	,047	54,0	51,6	,065	58,2	39,2	,150	54,2	35,5	,207	56,1
Cuenca	50,1	,077	57,8	51,9	,065	58,4	43,5	,144	57,9	39,0	,232	62,3
Girona	50,8	,122	63,0	52,0	,196	71,5	47,2	,154	62,5	45,9	,217	67,6
Granada	41,2	,106	51,9	37,9	,180	55,9	34,0	,180	52,0	27,4	,244	51,8
Guadalajara	54,5	,061	60,6	58,0	,103	68,3	46,6	,113	57,9	47,6	,126	60,2
Huelva	39,5	,123	51,8	33,9	,201	54,1	29,8	,176	47,4	23,6	,213	44,9
Huesca	51,3	,111	62,4	54,5	,156	70,0	44,6	,154	60,0	40,4	,258	66,2
Jaén	41,2	,127	53,9	37,1	,212	58,3	32,9	,226	55,5	25,9	,303	56,2
León	48,2	,083	56,5	48,3	,164	64,6	38,1	,168	54,9	33,2	,236	56,8
Lleida	52,8	,107	63,5	55,1	,152	70,4	49,9	,120	61,9	49,7	,174	67,1
Lugo	47,7	,081	55,8	48,2	,115	59,7	40,5	,134	53,8	36,8	,178	54,6
Madrid	40,8	,108	51,6	37,9	,164	54,3	34,6	,175	52,1	29,7	,222	51,9
Málaga	51,3	,120	63,4	52,4	,179	70,4	45,4	,142	59,7	43,0	,215	64,5
Murcia	46,5	,072	53,6	46,8	,107	57,4	36,0	,169	52,9	31,4	,210	52,5
Ourense	45,6	,067	52,3	45,2	,086	53,9	37,8	,191	56,9	30,9	,291	59,9
Palencia	57,8	,046	62,5	62,7	,070	69,7	46,3	,105	56,8	45,9	,136	59,5
Palmas, Las	43,0	,083	51,2	42,3	,095	51,8	36,1	,133	49,4	32,8	,155	48,4
Pontevedra	45,9	,070	52,9	46,9	,087	55,5	35,7	,173	53,0	31,9	,216	53,6
Rioja, La	52,7	,098	62,5	56,7	,127	69,4	45,7	,129	58,6	44,6	,187	63,3
Salamanca	47,2	,123	59,5	47,9	,205	68,4	38,3	,195	57,9	34,0	,273	61,3
Santa Cruz de Tenerife	40,6	,085	49,1	39,6	,092	48,8	35,0	,152	50,2	30,0	,187	48,8
Segovia	50,7	,092	59,9	52,0	,160	68,0	42,1	,167	58,8	38,9	,236	62,6
Sevilla	39,8	,123	52,1	35,9	,186	54,5	30,9	,187	49,7	25,0	,230	47,9
Soria	53,4	,072	60,6	56,2	,112	67,4	44,2	,140	58,3	42,2	,184	60,6
Tarragona	51,0	,130	64,0	52,6	,193	71,9	46,1	,135	59,6	43,3	,208	64,1
Teruel	51,4	,093	60,7	56,3	,114	67,7	44,2	,121	56,3	42,5	,171	59,6
Toledo	49,5	,088	58,4	51,4	,135	64,8	41,2	,154	56,7	38,3	,211	59,5
Valencia	46,6	,097	56,3	47,2	,142	61,4	39,0	,160	55,0	34,6	,220	56,6

	Masculino, media.			Masculino, mediana			Femenino, media			Femenino, mediana		
	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	PredC100
Valladolid	53,4	,087	62,1	55,7	,149	70,7	42,5	,151	57,6	38,8	,224	61,3
Zamora	47,8	,097	57,4	47,9	,144	62,3	38,1	,185	56,5	34,1	,238	57,9
Zaragoza	55,1	,075	62,6	59,4	,111	70,5	46,0	,128	58,7	44,4	,188	63,3
Media	47,7	0,10	57,34	48,2	0,15	62,70	39,7	0,16	55,73	35,8	0,22	57,80
DT	5,0	0,02	4,28	7,5	0,04	6,57	5,3	0,03	3,54	7,1	0,04	5,67
CV	0,11	0,25	0,07	0,16	0,30	0,10	0,13	0,18	0,06	0,20	0,19	0,10
Corr. K-PIR.		-0,52		-0,50			-0,78			-0,60		
Corr PIR-PredC100		-0,05			0,09			-0,36			-0,03	
Corr K-PredC100			0,88			0,82			0,86			0,82
Corr entre sexos	0,90	0,50	0,86	0,90	0,51	0,83						

Notas: la constante (K) es un indicador de movilidad absoluta.

El coeficiente (PIR) es un indicador de la persistencia intergeneracional de la renta, 1-movilidad relativa.

PredC100 es el valor predicho para la centila parental 100 ($k+100 \cdot \text{PIR}$).

Fuente: Estimado desde el AO, fichero provincias.

ANEXO 2. MOVILIDAD ABSOLUTA Y MOVILIDAD RELATIVA COMO DETERMINANTES DE LA RENTA

Estimada para varias zonas territoriales, la ecuación (1) $PcYfc=a+bPcYpc+e$, da lugar a parámetros a y b diversos con correlación negativa entre ellos, lo que plantea la cuestión de la dirección de la causalidad. Además, al haberse transformado las rentas monetarias en centilas, se suscita la cuestión de si el coeficiente b que refleja la persistencia intergeneracional de la renta (PIR) ajusta igual de bien en todos las centilas de ingresos paternos, incluyendo las más altas.

a. La relación positiva entre movilidad absoluta y relativa a nivel provincial puede interpretarse como resultado del efecto de la primera sobre la segunda, de la segunda sobre la primera, del efecto recíproco entre ambas o del efecto de terceras variables –por ejemplo, la desigualdad o el paro- sobre las dos.

Chetty et al. apenas contemplan otra posibilidad que la influencia de la movilidad relativa sobre la absoluta, es decir, de b sobre a en la ecuación (1). Para ellos la correlación indica que las áreas con mayor movilidad relativa tienden a tener mejores resultados absolutos para los hijos de familias de ingresos bajos (Chetty et al, 2014:1597), poniendo como causa la movilidad relativa (p. 1600). Para apuntalar esta interpretación, Chetty et al. analizan la influencia de la movilidad relativa en la renta observada en sus 709 CZ para los hijos de cada centila paterna. Para cada una de estas estiman una ecuación de regresión con la renta observada como variable dependiente y la PIR de cada CZ como variable independiente:

$$(2) PcYfp=a+bPIRz+e, \text{ donde } z \text{ significa la zona.}$$

En esta ecuación, “un coeficiente negativo significa que las CZs con mayor movilidad relativa generan mejores resultados medios para los hijos con padres en el percentil p ” (Chetty et al, 1598).

Ocurre efectivamente así. Los coeficientes b comienzan siendo negativos, crecen con las centilas paternas, cruzando la línea del cero hacia la centila 85 y se tornan positivos más arriba, lo que significa que para los descendientes de padres en las 15 centilas de renta más alta vivir en CZ con mayor movilidad relativa está asociado con menores rentas medias. Además, los coeficientes comienzan siendo de -0,8 para las familias más pobres pero no pasan de 0,2 para las familias más ricas, lo cual significa que las diferencias en movilidad relativa entre CZ se asocian con diferencias de renta mucho mayores entre los hijos de familias de renta baja que entre los hijos de familias de renta alta (p 1599).

¿Ocurre lo mismo en las 46 provincias españolas de régimen fiscal común? La tabla A2 refleja las rentas filiales observadas por provincias a lo largo del rango centílico parental, aunque no para las cien centilas, sino para solo algunas de ellas. He tomado como ilustración las rentas medianas de los hombres, por tener mayor PIR que las calculadas con las medias. Los resultados de estimar la influencia de la PIR provincial en la renta filial por centilas paternas son paralelos a los obtenidos por Chetty et al. Los coeficientes de regresión que pueden verse al pie de la tabla A2 son fuertemente negativos (hasta -0,69) en las centilas paternas 1 y 25, implicando que los ingresos filiales son mayores en las provincias con mayor movilidad relativa; luego, los coeficientes disminuyen en la centila 50 y se hacen igual a cero entre la centila 75 y las centilas 91-95, implicando que la PIR provincial no afecta a las rentas de los hijos de padres a estos niveles; finalmente, se hacen positivos cuando las rentas paternas superan la centila 95, implicando que las rentas de sus hijos son mayores en las provincias con PIR mayor. La única diferencia notable con los resultados de Chetty y sus colegas es que en las dos centilas más altas el coeficiente es mayor que los de las centilas 1-25, de modo que no puede decirse que la PIR beneficia a los ricos menos que perjudica a los pobres; pero es una diferencia menor teniendo en cuenta que los ‘pobres’ son el 75% de la población y los ‘ricos’ solo el 2%. Si la PIR es la causa de los ingresos, reduciéndola se beneficia al 75% de la población con ingresos bajos y se daña al 2% de la población de ingresos más altos.

Ahora bien, si se trata de decidir entre la movilidad absoluta y la relativa no podemos dejar de hacer con la K el mismo ejercicio que con la PIR. La ecuación es ahora:

$$(3) PcYfp=a+bKz+e, \text{ donde como antes } z \text{ significa la zona.}$$

Los resultados aparecen en la línea anterior de la tabla A2 y son bien claros: K tiene coeficientes positivos y muy altos (entre 0,70 y 0,90) para la gama 1-90 de orígenes, desciende a 0,65 a partir de ahí y solo en las dos centilas más altas baja el efecto a 0,20. Recuérdese que estas cifras indican el cambio en centilas de renta por cada centila de diferencia entre provincias en K , que se aproxima a la renta de los sujetos con orígenes más bajos. Con más razón todavía que de la movilidad relativa, puede decirse que mejorando la movilidad absoluta se mejoran las rentas de toda la población y además se igualan, pues se mejoran menos las de las centilas más altas. Comparando ambos tipos de movilidad, es claro que la movilidad absoluta domina a lo largo de todos

los orígenes excepto en los dos más altos, en que domina la relativa.

b. El 2% más rico se desvía de lo predicho.

En la tabla A2 se ve que la renta de los hijos de padres de las dos centilas superiores no se comporta como predice la ecuación (1): sus diferencias interprovinciales no son menores y su correlación con K es de 0,18 en vez de 0,82 en la renta predicha. En concreto, mientras la ecuación (1) ajusta bien hasta la centila 95, produciendo errores con media cero, infraestima fuertemente las rentas de las dos centilas más altas en todas las provincias (excepto en Cuenca y Palencia). Al pie de la tabla A2 puede verse que los defectos de lo observado sobre lo predicho con la ecuación (1) en la renta de los

hijos del 2% más rico de cada provincia correlacionan negativamente con la PIR y positivamente con la K; es decir, los ricos heredan mejor donde los demás heredan mejor, y peor donde los pobres tienen mayor movilidad. He estimado la ecuación (1) con solo los hijos de familias en las centilas 1 a 95, encontrando que las K apenas varían y las PIR disminuyen ligeramente sin alterar en lo sustancial los resultados. Cabe, pues, decir que la ecuación (1) es inadecuada solo en las centilas de origen 99-100. El sesgo era de esperar como resultado de la compresión de la cola derecha de los ingresos en las centilas 99 a 100, que abarcan diferencias en euros semejantes a las comprendidas entre las centilas 1 a 98, como se ve en la tabla A1.1.

Tabla A2.

Renta mediana observada por centilas parentales escogidas y errores en la predicción de las centilas 95-100, por provincias Hombres, renta individual, centila de renta mediana

PROVINCIA	Parámetros, ecuación (1)		Renta total observada para							Errores en la renta predicha para		
	K predicha (Tabla a1.2)	Coefficiente (PIR, tabla a1.2)	Centilpa1	Centilpa25	Centilpa50	Centilpa75	Centilpa91-95	Centilpa96-97	Centilpa99-100	Centilpa91-95	Centilpa96-97	Centilpa99-100
Albacete	48,9	,144	46,0	43,0	57,5	52,0	61,2	68,8	82,0	1,1	-6,0	-18,8
Alicante	43,0	,112	43,0	48,0	51,0	51,0	52,0	52,5	72,5		1,3	-18,4
Almería	41,6	,150	43,0	48,0	54,0	53,0	58,0	62,8	68,0	-2,4	-6,6	-11,4
Asturias	50,1	,162	46,0	41,0	59,5	57,0	63,9	70,0	76,3	1,3	-4,2	-10,0
Ávila	45,8	,202	43,0	48,5	61,5	71,0	57,3	62,3	88,0	7,3	3,0	-22,1
Badajoz	38,5	,173	39,0	45,0	50,0	53,5	60,8	55,0	61,0	-6,2	0,2	-5,2
Balears, Illes	50,7	,143	52,0	55,0	54,0	61,0	62,7	68,3	73,0	1,3	-3,8	-8,1
Barcelona	57,6	,152	61,0	64,0	64,0	67,0	71,8	74,5	79,0	-0,1	-2,2	-6,3
Burgos	62,8	,080	44,5	74,0	69,0	65,5	67,1	68,5	80,5	3,2	2,1	-9,7
Cáceres	39,1	,164	46,5	41,0	49,5	50,0	53,3	64,5	69,5	1,1	-9,5	-14,0
Cádiz	35,6	,234	41,0	40,0	44,5	48,0	57,5	54,8	76,3	-0,1	3,4	-17,4
Cantabria	36,7	,222	37,5	44,5	41,5	54,0	61,9	64,0	76,0	-4,6	-5,9	-17,3
Castellón	49,6	,149	49,0	54,0	56,0	61,5	66,4	70,5	74,3	-2,9	-6,5	-9,8
Ciudad Real	46,8	,185	49,5	51,5	63,0	68,0	62,4	68,8	67,5	1,6	-4,1	-2,3
Córdoba	47,8	,141	46,0	44,0	59,0	54,5	64,9	64,5	61,0	-4,0	-3,1	0,8
Coruña, A	51,6	,065	52,5	50,0	60,0	58,0	57,2	65,5	78,5	0,5	-7,6	-20,4
Cuenca	51,9	,065	47,0	57,0	57,0	67,0	63,6	62,0	48,8	-5,7	-3,8	9,6
Girona	52,0	,196	42,0	60,0	65,5	72,5	69,5	75,0	80,3	0,7	-4,1	-8,8
Granada	37,9	,180	40,5	42,0	44,0	45,0	58,9	65,0	69,0	-4,2	-9,7	-13,2
Guadalajara	58,0	,103	58,0	67,5	47,0	68,0	62,2	73,5	73,0	5,4	-5,5	-4,7
Huelva	33,9	,201	33,5	43,0	40,0	49,0	49,1	55,0	74,5	3,6	-1,6	-20,5
Huesca	54,5	,156	58,0	48,5	58,5	64,0	69,3	81,5	78,8	-0,3	-12,0	-8,8
Jaén	37,1	,212	37,5	47,0	48,0	49,0	55,0	71,5	82,5	1,8	-14,0	-24,3
León	48,3	,164	50,0	54,5	59,0	61,0	65,3	71,5	89,0	-1,8	-7,4	-24,4
Lleida	55,1	,152	57,0	57,0	58,5	70,0	68,7	70,3	85,0	0,6	-0,4	-14,7
Lugo	48,2	,115	50,5	51,5	53,0	54,0	58,3	59,5	64,0	0,6	-0,2	-4,4

PROVINCIA	Parámetros, ecuación (1)		Renta total observada para							Errores en la renta predicha para		
	K predicha (Tabla a1.2)	Coefficiente (PIR, tabla a1.2)	Centipa1	Centipa25	Centipa50	Centipa75	Centipa91-95	Centipa96-97	Centipa99-100	Centipa91-95	Centipa96-97	Centipa99-100
Madrid	37,9	,164	41,5	43,5	45,5	47,0	54,2	61,8	71,3	-1,1	-8,0	-17,1
Málaga	52,4	,179	53,0	58,0	60,0	64,0	69,8	73,0	83,0	-0,7	-3,3	-12,7
Murcia	46,8	,107	43,0	46,0	50,0	48,0	56,7	64,3	65,5	0,0	-7,2	-8,1
Ourense	45,2	,086	41,5	43,5	48,0	63,0	54,3	66,5	70,8	-1,0	-12,9	-16,9
Palencia	62,7	,070	66,0	71,0	62,0	66,0	69,1	67,5	60,3	0,1	2,0	9,4
Palmas, Las	42,3	,095	42,0	45,0	49,5	50,0	49,7	53,3	60,3	1,5	-1,8	-8,5
Pontevedra	46,9	,087	48,0	48,5	46,5	49,5	56,2	57,3	69,8	-1,3	-2,0	-14,3
Rioja, La	56,7	,127	58,0	58,0	64,0	55,0	69,5	72,5	71,5	-1,0	-3,6	-2,2
Salamanca	47,9	,205	52,5	50,0	54,0	46,5	70,4	74,5	85,3	-3,4	-6,8	-17,0
Santa Cruz de Tenerife	39,6	,092	48,0	43,0	45,0	44,0	50,4	46,0	66,0	-2,2	2,5	-17,2
Segovia	52,0	,160	45,5	45,0	50,0	71,0	65,0	75,3	83,5	1,9	-7,8	-15,6
Sevilla	35,9	,186	38,5	44,0	45,0	51,0	53,5	56,3	73,0	-0,3	-2,4	-18,6
Soria	56,2	,112	41,5	61,0	58,0	57,0	62,3	65,3	77,8	4,3	1,8	-10,4
Tarragona	52,6	,193	57,5	58,0	61,0	64,0	68,7	74,8	74,8	1,9	-3,5	-2,9
Teruel	56,3	,114	61,0	62,0	67,0	69,5	69,4	75,0	70,8	-2,5	-7,7	-3,1
Toledo	51,4	,135	45,5	54,0	62,0	60,0	65,2	66,8	79,8	-1,3	-2,4	-15,0
Valencia	47,2	,142	52,5	49,0	58,0	55,0	59,2	64,8	71,0	1,2	-3,9	-9,7
Valladolid	55,7	,149	51,0	58,0	68,5	67,0	68,8	82,0	82,5	0,8	-11,8	-11,9
Zamora	47,9	,144	46,0	57,0	59,5	63,0	72,2	67,3	66,0	-10,9	-5,4	-3,7
Zaragoza	59,4	,111	53,0	54,0	68,0	67,0	68,8	69,3	80,5	0,9	0,8	-10,1
Media	48,18	0,15	47,80	51,48	55,35	58,30	61,99	66,36	73,72	0,31	4,17	11,09
DT	7,54	0,04	7,20	8,25	7,74	8,27	6,53	7,69	8,36	3,12	4,35	7,65
CV	0,16	0,30	0,15	0,16	0,14	0,14	0,11	0,12	0,11	10,02	1,04	0,69
Corr K	1,00	-0,50	0,75	0,82	0,80	0,72	0,75	0,64	0,18	0,22	0,12	0,50
Corr PIR		1,00	-0,34	-0,37	-0,22	-0,13	0,04	0,14	0,43	0,01	-0,14	-0,40
Coef. K			0,72	0,90	0,82	0,79	0,65	0,65	0,20			
Coef. PIR			-0,56	-0,69	-0,39	-0,25	0,07	0,24	0,83			

Notas: la constante (K) es un indicador de movilidad absoluta.

El coeficiente (PIR) es un indicador de la Persistencia Intergeneracional de la renta, 1-movilidad relativa.

Coef K es el coeficiente de K en la ecuación (3) $PcYfp=a+bKz+e$.

Coef PIR es el coeficiente de PIR en la ecuación (2) $PcYfp=a+bPIRz+e$.

Fuente: estimado desde el AO, fichero provincias

ANEXO 3. DETERMINANTES DE LA MOVILIDAD: PRUEBAS DE ROBUSTEZ

Los resultados del análisis de la movilidad de ingresos en las 46 provincias españolas de régimen fiscal común pueden estar afectados por las técnicas, las variables y las zonas elegidas. En este Anexo 3 se intenta poner a prueba su robustez sustituyendo las centilas de ingresos por euros, examinando varios indicadores de la desigualdad de ingresos a nivel provincial y utilizando los 73 municipios más grandes en lugar de las provincias. Las unidades de medida y los indicadores de desigualdad no parecen afectar a los resultados; pero el análisis a nivel de municipios los da bastante distintos, incrementando las dudas sobre las unidades territoriales y la 'falacia ecológica'.

a. Euros en vez de centilas.

Recordemos en primer lugar las razones del modelo que replicamos (Chetty et al., 2014) para sustituir los dólares por centilas de ingresos.

Para estimar la persistencia intergeneracional de la renta (PIR) el procedimiento general es una regresión de los ingresos de los hijos sobre los ingresos de los padres,

$$(1) Y_f = a + bY_p + e,$$

donde Y_f es la renta del individuo i , Y_p la de su padre, la constante a son los ingresos predichos para los hijos de padres más pobres, el coeficiente b estima en cuánto crecen los ingresos filiales por cada unidad de ingresos parentales (la PIR) y e es la parte 'aleatoria', que depende de otros factores. Como las distribuciones de la renta suelen tener asimetría positiva que sesga los parámetros, se utiliza el logaritmo de los ingresos, cuya distribución suele ser más cercana a la normal,

$$(2) \ln Y_f = a + \varepsilon \ln(Y_p) + e,$$

donde el parámetro ε estima la elasticidad de los ingresos filiales respecto a los parentales (IGE), es decir, el % en que varían los ingresos filiales por cada punto porcentual de variación en los parentales.

Tanto en (1) como en (2) el coeficiente tiene dos componentes, la correlación entre los ingresos y sus diferencias en desigualdad:

$$(3a) b = \rho \cdot SD(Y_f) / SD(Y_p), \text{ o}$$

$$(3b) \varepsilon = \rho \cdot SD(\ln Y_f) / SD(\ln Y_p),$$

donde ρ es la correlación entre la renta parental y la filial y SD denota las desviaciones típicas.

Ahora bien, la movilidad de renta propiamente dicha consiste solo en el primer elemento, ρ , pues la desigualdad de las distribuciones puede deberse a elementos exógenos. Además, operar con los ingresos en unidades monetarias produce estimaciones inestables, particularmente con la elasticidad, debido a que la relación entre los logaritmos de los ingresos no es lineal y a la influencia de los ingresos cero y cercanos a cero; en concreto, especificaciones alternativas producen elasticidades que van de 0,26 a 0,697 (Chetty et al., 2014:1574). Ambos inconvenientes se soslayan transformando los dólares en centilas de ingresos, por separado para hijos y padres de cada generación a fin de neutralizar la influencia de la edad; esta transformación en rangos produce relaciones lineales y muy robustas ante especificaciones alternativas. De modo que la regresión del rango filial sobre el parental produce un coeficiente (rango-rango) igual a la correlación (ambos se calculan tras construir distribuciones uniformes) pero, a diferencia de la elasticidad, insensible a las diferencias en desigualdad.

Esta reducción de los ingresos reales a centilas puede producir estimadores más estables y lineales, pero cabe preguntarse si no se trata de una operación con reminiscencias del famoso lecho de Procusto, al que tan eficazmente se ajustaban los huéspedes de su amo. Parece, pues, obligado preguntarse si los resultados obtenidos mediante las centilas difieren de los que se habrían obtenido con el valor real de los ingresos en euros. Como ya se ha advertido, la principal diferencia está en las centilas más altas, que reducen a casi nada las diferencias de ingresos de los más ricos.

Así pues, en vez de los valores ordinales tomamos los cardinales de cada centila de renta parental; es decir, en lugar de los valores 1, 2...100, damos a las centilas los valores de sus medias y medianas en euros. Los resultados (tabla A3.1) son homólogos a los obtenidos con centilas en términos relativos: notable correlación entre constante y coeficiente, mayor PIR de las mujeres y mayor PIR cuando se usa la mediana como promedio. Pero hay una diferencia importante en la magnitud absoluta de la PIR. Por término medio cada euro paterno aumenta la renta filial en 3 céntimos, con una DT de 1, con casos extremos en Cuenca (medio céntimo) y Jaén (5 céntimos). Esto entre los hombres tomando la media como indicador; entre las mujeres y tomando la mediana, la PIR sube a 8 céntimos por cada euro parental, con DT de 2 y casos extremos en Orense (12 céntimos por euro paterno) y Soria (5 céntimos). Recuérdese que la PIR rango-rango iba de 0,10 (varones, con la media) a 0,22 (mujeres, con la mediana). En términos absolutos, por tanto, la PIR

es mucho menor si se la estima con euros que si se la estima con centilas.

Por un lado, este resultado no debería sorprendernos, pues sabemos que esta diferencia se debe a que la renta de los hijos es (dada su edad) menor y más igual que la de los padres. Pero su presencia pone de manifiesto el limitado alcance de la PIR y la movilidad relativa. El mismo 10% de centila transmitido por los padres equivale a cantidades muy bajas si la igualdad entre los hijos es grande y muy altas si es pequeña, una diferencia que puede importar mucho más que la asociada a la PIR.

Pasemos, pues, a la segunda parte del análisis. ¿Correlacionan del mismo modo las características provinciales con la movilidad en euros que con la movilidad en rangos? Las cifras de la tabla A.3.2 indican que sí, afianzando los resultados obtenidos con los coeficientes rango- rango. Las regresiones (se reproducen solo las correspondientes a la media) muestran la misma indefinición con la movilidad relativa y la misma reducción a la insignificancia de todos los coeficientes cuando se introduce la movilidad absoluta. También muestran la misma constancia de las asociaciones cuando se trata de la movilidad absoluta. Podemos afirmar, por tanto, que los resultados obtenidos con las centilas son robustos por lo menos con respecto a una especificación alternativa, la de los ingresos medios de las centilas en euros.

b. Medidas varias de la desigualdad provincial de renta.

Hemos visto la dificultad de obtener a nivel provincial medidas de la desigualdad de renta, precisamente el objeto primario del estudio. El INE ha estimado el índice de Gini y la ratio 80/20 a nivel provincial desde 2015 (INE, 2022), una fecha algo tardía para influir en la renta de 2016; las estimaciones de Goerlich y Mas son lo bastante anteriores (EPF de 1973-74, 1980-81 y 1991, pero se refieren al gasto, no a los ingresos. Nos hemos quedado con una estimación a partir de los datos de los padres del AO, que garantiza la identidad de sujetos, magnitud y fechas. Pero aún así inquieta la baja congruencia entre estas fuentes, que lleva a pensar si alguna de ellas no producirá una 'Curva del Gran Gatsby' menos evanescente que la obtenida con el índice de Gini de la renta parental en el AO. Las correlaciones de la tabla A3.3 muestran que no es el caso con los índices de Gini calculados por el IVIE usando el gasto por persona según las EPFs de 1973 y 1980, y menos, si cabe, en 1990, la fecha más cercana a 1998, el año en que se registran los ingresos parentales. Podría decirse que lo es con el índice de Gini estimado por el INE para 2015, aunque la diferencia sea muy pequeña. Llama la atención que de atenemos a este indicador habríamos de decir que la curva del Gran Gatsby se da entre los hombres, pero no entre los mujeres, al

contrario que con el índice de Gini derivado de la AO, lo que puede considerarse un argumento más para descreer de la CGG.

Puede argüirse contra este escepticismo que, aunque poco sólidas, todos los indicadores tienden producir correlaciones positivas. También que entre el último Gini del IVIE y el del INE median 25 años, siendo el primero mejor indicador de la desigualdad en tiempos de los padres y el segundo en la época de los hijos. Esto último suscita la cuestión, que queda solo apuntada, de la relación entre la movilidad y la desigualdad de renta entre los hijos. En cualquier caso, las dudas sobre nuestro indicador parecen disipadas: ningún otro parece ofrecer mayores garantías ni resultados distintos.

c. Municipios en vez de provincias.

Queda, espero, justificada en el texto la elección de la provincia como unidad de análisis. Ensayé primero con las CCAA, que resultaron pocas (13) y en exceso diversas (tiene el mismo peso La Rioja que Andalucía). Los municipios son muchos más, pero no se encuentran datos homogéneos de su estructura sociolaboral. Ahora bien, se puede estimar la media y la desigualdad de las rentas a nivel de municipio mediante los datos del fichero de municipios grandes (un total de 73) del AO. Las dificultades para comprender cómo la desigualdad puede influir en la movilidad relativa a nivel de provincia invitan a comprobar lo que ocurre a nivel de municipio. A nivel provincial, la relación entre renta y PIR resulta poco robusta. Podría deberse a que una unidad tan heterogénea como la provincia no reúne las características de 'vecindad' que, según Chetty et al., dotan a sus CZ de influencia sobre la movilidad relativa. Los municipios, en cambio, podrían reunir más fácilmente los rasgos de estas vecindades, por sus servicios comunes y sus relaciones sociales más intensas.

Los resultados del menguado análisis que puede llevarse a cabo con los 73 municipios más grandes pueden verse en la tabla A3.4. La asociación entre desigualdad y PIR resulta estadísticamente significativa para los hombres, sin, además, interferencias del nivel de renta, que con un promedio resulta significativa y con el otro no (distinto, además, para hombres y mujeres). Puede tomarse esta diferencia con las provincias como un indicio más de la falta de robustez de las asociaciones, pero también, como se acaba de decir, como indicio de que ciertas unidades territoriales pueden influir más que otras en las vidas de sus habitantes.

Ahora bien, este último punto de vista no queda reforzado considerando la movilidad absoluta. La asociación entre desigualdad y movilidad absoluta se confirma entre los hombres, pero se debilita sin llegar a anularse (r en torno a $-0,30$) entre las mujeres. Pero, sobre todo, falta la fuerte asociación con la

renta media que se da entre provincias, quedando solo, y debilitada entre las mujeres, la relación con la desigualdad. Así pues, a nivel de municipios falla la hipótesis, tan intuitiva, de que las zonas más ricas ofrecen más oportunidades a los pobres. ¿Por qué los municipios difieren de las provincias? Un indicio puede hallarse en la correlación entre nivel de renta y desigualdad, ligeramente negativa (-0,277) a nivel

provincial, pero fuertemente positiva (0,557) a nivel municipal. Podría tener que ver con que en los municipios más grandes hubiera relativamente más individuos ricos, mientras que en las provincias más grandes hubiera relativamente más zonas pobres. Vuelve a quedar abierta la cuestión de si realmente unas zonas influyen más que otras sobre la movilidad de sus habitantes y por qué.

Tabla A3.1.

Regresiones por provincias, renta de la centila filial sobre renta de la centila parental, en euros, por sexo y promedio

Provincia	Masculino, media.		Masculino, mediana		Femenino, media		Femenino, mediana	
	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	Constante (K)	Coefficiente (PIR)	Constante (K)	Coefficiente (PIR)
Albacete	13716	,034	13810	,064	12270	,051	11456	,082
Alicante	12775	,028	12413	,045	11671	,050	10460	,075
Almería	12709	,033	12440	,049	11350	,044	10326	,057
Asturias	14265	,028	14510	,057	11588	,055	10164	,092
Ávila	13442	,057	13590	,078	12161	,071	11244	,110
Badajoz	12509	,031	11983	,049	10635	,070	8772	,116
Balears, Illes	14416	,029	14661	,045	13746	,036	13570	,049
Barcelona	15505	,027	16407	,052	14470	,036	14220	,067
Burgos	15897	,020	17288	,037	12930	,044	11931	,087
Cáceres	12378	,040	11711	,063	11006	,058	9736	,086
Cádiz	12321	,044	11376	,075	9927	,063	8038	,095
Cantabria	12397	,041	11527	,073	10967	,058	9522	,079
Castellón	14025	,031	14359	,050	11894	,057	10695	,089
Ciudad Real	14018	,028	14198	,047	11996	,047	10759	,074
Córdoba	13792	,026	14119	,037	11932	,044	10996	,071
Coruña, A	13630	,029	13766	,051	11960	,049	10924	,079
Cuenca	14553	,005	15083	,002	13087	,042	12222	,078
Girona	14885	,034	15287	,063	13990	,045	13742	,073
Granada	12308	,037	11652	,061	11044	,049	9632	,069
Guadalajara	15471	,014	16462	,031	13676	,034	13696	,046
Huelva	12022	,042	10580	,075	9719	,058	7882	,085
Huesca	14874	,034	15517	,061	13426	,044	12729	,082
Jaén	12291	,050	11192	,088	11005	,063	9547	,087
León	13737	,038	13539	,082	11827	,051	10643	,084
Lleida	15109	,032	15365	,071	14556	,033	14434	,063
Lugo	13825	,021	13930	,034	12075	,047	10741	,087
Madrid	12257	,035	11457	,060	11072	,053	9779	,076
Málaga	14792	,033	14974	,070	13449	,045	12808	,082
Murcia	13456	,024	13411	,037	11386	,050	10191	,070
Ourense	13108	,028	12816	,039	11662	,067	9776	,126
Palencia	16043	,015	17154	,040	13357	,040	13193	,056
Palmas, Las	12616	,025	12407	,029	11170	,043	10063	,061
Pontevedra	13208	,028	13247	,036	11334	,051	10349	,072
Rioja, La	15236	,022	16307	,035	13484	,039	13158	,069
Salamanca	13945	,038	13843	,087	12154	,055	11100	,092
Santa Cruz de Tenerife	11998	,031	11516	,038	11015	,047	9712	,064
Segovia	14565	,034	14741	,070	12913	,046	12389	,071
Sevilla	12073	,039	11163	,063	10178	,058	8544	,081

Provincia	Masculino, media.		Masculino, mediana		Femenino, media		Femenino, mediana	
	Constante (K)	Coficiente (PIR)	Constante (K)	Coficiente (PIR)	Constante (K)	Coficiente (PIR)	Constante (K)	Coficiente (PIR)
Soria	14921	,033	15183	,073	13431	,034	13171	,047
Tarragona	14928	,035	15639	,054	13573	,042	13083	,070
Teruel	14974	,023	15994	,036	12997	,042	12704	,061
Toledo	14205	,030	14401	,061	12542	,046	11939	,070
Valencia	13525	,032	13622	,052	12005	,049	10965	,074
Valladolid	15154	,029	15771	,060	12910	,043	11973	,079
Zamora	13791	,033	14005	,048	11650	,067	10549	,100
Zaragoza	15479	,025	16481	,046	13461	,042	13079	,072
Medias	13851	0,03	13933	0,05	12188	0,05	11231	0,08
DT	1170	0,01	1784	0,02	1190	0,01	1669	0,02
CV	0,08	0,29	0,13	0,32	0,10	0,19	0,15	0,21
Corr K-PIR	-0,53		-0,31		-0,73		-0,52	
Corr entre sexos	0,91	0,58	0,89	0,23				

Nota: la constante (K) es un indicador de movilidad absoluta. El coeficiente (PIR) es un indicador de la persistencia intergeneracional de renta (1-movilidad relativa).

Fuente: Estimado desde el AO, fichero provincias.

Tabla A3.2.
Correlatos de la movilidad relativa y absoluta estimadas en euros.

1. Correlaciones									
		PIR, masculina media	PIR, masculina mediana	PIR, femenina media	PIR, femenina mediana	K, masculina media	K, masculina mediana	K, femenina media	K, femenina mediana
Gini renta parental	Pearson	,184	-,046	,387	,321	-,600	-,578	-,406	-,428
	Sig	,220	,761	,008	,030	,000	,000	,005	,003
Renta media parental	Pearson	-,177	-,035	-,515	-,417	,472	,468	,525	,536
	Sig	,240	,817	,000	,004	,001	,001	,000	,000
Tasa de paro, 2003	Pearson	,378	,270	,412	,229	-,603	-,628	-,664	-,652
	Sig	,010	,070	,004	,126	,000	,000	,000	,000
Repetición 4º ESO, 2010	Pearson	,219	,098	,277	,067	-,491	-,514	-,496	-,480
	Sig	,143	,518	,063	,660	,001	,000	,000	,001

2. Coeficientes								
	PIR masculina, media		PIR femenina, media		K masculina, media		K femenina, media	
	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.
Modelo 1								
Gini renta parental	,087	,573	,241	,079	-,438	,000	-,198	,088
Renta media parental	,040	,817	-,371	,018	,128	,288	,203	,119
Tasa de paro, 2003	,381	,061	,155	,377	-,313	,028	-,431	,006
Repetición 4º ESO, 2010	-,014	,937	-,010	,949	-,158	,216	-,116	,396
R ²	,150		,282		,550		,485	
Modelo 2								
Gini renta parental	-,211	,202	,097	,387				
Renta media parental	,127	,419	-,224	,078				
Tasa de paro, 2003	,169	,373	-,158	,307				
Repetición 4º ESO, 2010	-,122	,465	-,094	,466				
K, movilidad absoluta	-,678	,002	-,727	,000				
R ²	,339		,543					

Fuentes: datos del AO fichero provincias, INE 2021 y MEC 2012.

Tabla A3.3.
Correlaciones entre indicadores de desigualdad intraprovincial y de movilidad relativa.

		PIR masculino, media	PIR masculino, mediana	PIR femenino, media	PIR femenino, mediana
Gini IVIE 1973	Pearson	,172	,172	,281	,237
	Sig	,254	,254	,059	,113
Gini IVIE 1991	Pearson	,039	-,010	,136	,154
	Sig	,799	,946	,369	,307
Gini renta parental AO	Pearson	,215	,079	,383	,304
	Sig	,151	,603	,009	,040
Gini INE 2015	Pearson	,480	,329	,212	,080
	Sig	,001	,026	,157	,599

Fuente: PIR obtenida de los datos AO, fichero provincias. Gini de Goerlich y Mas, AO e INE.

Tabla A3.4.
Renta y movilidad de renta por municipios grandes.

Correlaciones										
		Renta media parental	PIR masculino, media	PIR masculino, mediana	PIR femenina, media	PIR femenina, mediana	K, masculino, media	K, masculino, mediana	K, femenina, media	K, femenina, mediana
Gini renta parental	Pearson	,557	,341	,289	,410	,514	-,504	-,458	-,264	-,323
	Sig	,000	,003	,013	,000	,000	,000	,000	,024	,005
	n	73	73	73	73	73	73	73	73	73
Renta media parental	Pearson	1	,378	,179	,176	,414	,026	,094	,188	,133
	Sig		,001	,130	,136	,000	,825	,428	,111	,261
	n	73	73	73	73	73	73	73	73	73

Fuentes: AO, fichero municipios grandes.