

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.

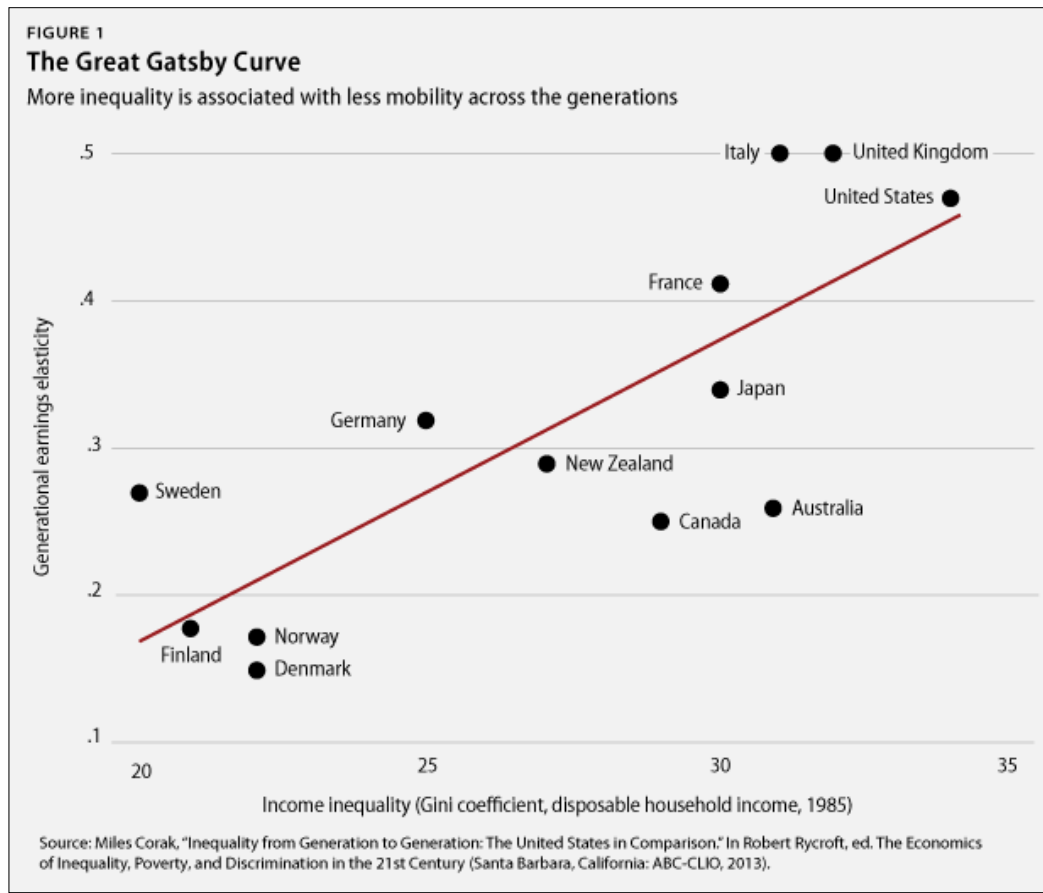
El estudio que sigue trata, en esta línea, de encontrar la CGG en las 46 provincias españolas de régimen fiscal común. Usa los datos del Atlas de Oportunidades (AO, en adelante) publicados por las Fundaciones Felipe González y COTEC (Llaneras, Medina y Costa 2020), extraídos de los registros fiscales 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 Procasto, 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 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 | ,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.