



Universidad  
de Alcalá

# **MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE INGRESOS EN ESPAÑA.**

**Evidencia empírica a partir dos muestras.**

## **Máster Universitario en Análisis Económico Aplicado**

**Presentado por:**

**D. Sergio Marín Ríos**

**Dirigido por:**

**Dra. D<sup>a</sup> Olga Cantó Sánchez**

**Alcalá de Henares, a 19 de Septiembre de 2022.**

D./D<sup>a</sup> Olga Cantó Sánchez

CERTIFICA:

Que el trabajo titulado:

**Movilidad intergeneracional de ingresos en España.  
Evidencia empírica a partir de dos muestras.**

ha sido realizado bajo mi dirección por el alumno D. Sergio Marin Rios.

Alcalá de Henares, a 19 de Septiembre de 2022.

Este trabajo presenta evidencia empírica actualizada en el ámbito de la movilidad intergeneracional de ingresos para España, profundizando en una rama de estudio para la que, debido a la falta de datos, aún existen pocas estimaciones disponibles. A través de la estimación de la elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE), basada en un modelo de dos muestras en dos etapas (TSTSLS) y complementada con el análisis de medidas posicionales, se obtienen resultados ligeramente superiores a estimaciones previas para España. Además, se estudian las particularidades de esta transmisión en función del género y otras características de progenitores y descendientes.

## **Índice de contenidos.**

1. Movilidad intergeneracional de ingresos.....	7
2. España en las estimaciones intergeneracionales del IGE.....	10
3. Metodología y datos.....	15
Aspectos metodológicos.....	15
Los datos: encuestas, variables y selección muestral.....	24
4. Principales resultados.....	27
5. Comentarios finales.....	34
6. Bibliografía y fuentes: .....	36

## **Tablas**

Tabla 1. Estadísticos descriptivos.....	27
Tabla 2. Estimación IGE y especificaciones comparadas.....	28
Tabla 3. Probabilidad de los descendientes de permanecer en el mismo quintil de ingresos que sus progenitores, por CCAA.....	31

## **Figuras**

Figura 1. Estimaciones IGE comparadas por países y método de estimación.....	13
Figura 2. Elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE) en la OCDE.....	14
Figura 3. Etapas vitales de ingresos.....	17
Figura 4. Diferencia (€) entre ingresos puntuales e ingresos medios (hasta 4 años), por percentil del hijo.....	24
Figura 5. Histogramas de los instrumentos de predicción.....	25
Figura 6. Elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE).....	29
Figura 7. Movilidad intergeneracional de larga distancia, por CCAA.....	32
Figura 8. Relación de rangos entre padre e hijo/a. (RRS).....	33

## **Anexos.**

Anexo I: Principales estimaciones IGE.....	44
Anexo II. Coeficientes estimados 1ª y 2ª Etapa (TSTSLS).....	50

## **Introducción.**

El objetivo de esta investigación es profundizar en el conocimiento de la transmisión intergeneracional de ingresos en España. La literatura económica ha dedicado esfuerzos al tratamiento de esta temática especialmente en aquellos países con niveles altos de desarrollo debido a la identificación de altas cifras de persistencia de las desigualdades entre cohortes generacionales que parecen ser aún más altas en los países que registran niveles elevados de desigualdad de ingresos.

En España, el conocimiento de este ámbito de estudio es aún limitado, debido a que los estudios requieren de información estadística de rentas de dos generaciones, no existiendo bases de datos oficiales que ofrezcan esta estructura de forma sistemática. Como respuesta a esta y otras barreras, surgen distintos enfoques y métodos de aproximación al estudio de la persistencia intergeneracional a partir de los que, en ocasiones, podemos identificar resultados contradictorios y de interpretaciones dispares.

De un tiempo a esta parte, el esfuerzo por llevar a cabo estudios comparables movilidad intergeneracional de ingresos ha sido notable. De una parte, debemos destacar los trabajos de Hugalde (2004) y Cervini (2015) como estimación de la elasticidad de ingresos entre padres e hijos a partir de datos procedentes de dos encuestas diferenciadas, o Comi (2004) con una única encuesta. De otra parte, una reciente aproximación alternativa es el estudio de Soria (2022) con datos administrativos.

Otro conjunto más amplio de aproximaciones planteadas en la literatura es el análisis a través de las matrices de transición entre niveles de estatus socioeconómico de distintas generaciones (padres e hijos), medidos a través de variables proxy de los ingresos de los padres. Para España, Martín y García-Pérez (2022) realizan el trabajo más actualizado disponible aplicando esta metodología.

Ese primer conjunto de trabajos que pretenden un cálculo de la elasticidad intergeneracional de ingresos consiste en la estimación de un modelo basado en las ecuaciones de capital humano de Becker y Tomes (1979, 1981) que relacionen el nivel de renta de los progenitores como variable explicativa del nivel de renta de la siguiente generación. Atkinson et al. (1978) y Atkinson (1981) son algunos de los primeros estudios empíricos de este tipo para países ricos. El coeficiente explicativo de la renta de los progenitores (denominado  $\beta$ ) es interpretado como el grado de movilidad (o ausencia de ella) existente entre niveles de renta de distintas generaciones.

Como hemos advertido, en el caso español no existen fuentes estadísticas integradas que permitan realizar esta estimación de forma directa, por lo que, para poder implementar este

enfoque, este trabajo plantea realizar una imputación de rentas procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares (1990-1991) a la información disponible en el Módulo de Transmisión Intergeneracional de Pobreza de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2019. Para ello, y siguiendo la metodología aplicada por Cervini (2015), las siguientes páginas presentan una estimación de la *elasticidad del ingreso permanente entre padres e hijos* (*Intergenerational Elasticity*, IGE) con datos procedentes ambas muestras, utilizando la metodología de estimación de dos muestras en dos pasos (*TSTSLS*) y completando el análisis con el análisis de matrices de transición y la estimación de un modelo *Rank-Rank* como medida de movilidad posicional complementaria.

Esta investigación sigue la siguiente estructura. En la sección 1 abordamos una revisión de la literatura que analiza los modelos teóricos que permiten estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos en países ricos. La sección 2 recoge las principales particularidades de los trabajos disponibles para España, así como una comparativa internacional de estimaciones del IGE. La sección 3 detalla los aspectos metodológicos necesarios para tratar los sesgos inherentes a la estimación, para introducir después las decisiones implementadas sobre la muestra de trabajo. La sección 4 presenta los principales resultados obtenidos tras la estimación del IGE, el análisis geográfico de la matriz de transición y sus indicadores asociados y las medidas de movilidad posicional de ingresos (RRS). Por último, la sección 5 concluye con algunos comentarios finales sobre la interpretación de los principales resultados y sugerencias de mejora para esta línea de investigación.

## **1. Movilidad intergeneracional de ingresos.**

Como hemos adelantado, el análisis de la movilidad intergeneracional de ingresos se ha abordado desde distintas perspectivas y ramas de conocimiento. En este sentido, buena parte de los primeros trabajos que tratan de explicar factores del desempeño vital de individuos con relación a las características de su entorno socioeconómico y familiar, corresponden a la rama de la sociología. Ginsberg (1929) elabora uno de los trabajos pioneros en movilidad entre clases sociales a partir de datos recogidos a individuos de su contexto universitario a partir de correlaciones y Prais (1955), algunos años más tarde, plantea uno de los primeros estudios que utilizan matrices de transición. En esta línea Soltow (1965) y también Hausen (1969) comenzaron a estudiar la influencia de las características familiares en los países escandinavos a partir de pequeñas encuestas, también a individuos de su entorno. Blau y Duncan (1967) elaboran en estos años un estudio de estratificación ocupacional para EEUU en el que incluyen un análisis de movilidad intergeneracional más amplio y sistemático contando con más de 20.000 observaciones, ampliando el alcance de las investigaciones realizadas hasta el momento.

Una de las desventajas del cálculo de medidas de movilidad basadas en criterios sociológicos, de estatus u ocupación, tal y como recogerían posteriormente Atkinson (1981), Goldberger (1989) y Zimmerman (1992), es que, generalmente, presentan correlaciones intergeneracionales mayores que las de las variables puramente dinerarias. De tal forma, y a partir de la década de los 70, comienzan a aparecer otros estudios (Wolff y van Slijpe, 1973; Bulcock, 1974; Parsons, 1975; Sewell y Hauser, 1975; Bielby y Hauser, 1977; entre otros) que desarrollan líneas de trabajo similares a los primeros, pero comenzando a utilizar en mayor medida variables de ingresos y aprovechando la disponibilidad de las primeras muestras estadísticas nacionales estadounidenses (Panel Survey of Income Dynamics, PSID). Uno de los trabajos de referencia, ya en este ámbito, es el elaborado por Atkinson (1978), utilizando matrices de transición entre rangos de la distribución de ingresos de los individuos para evaluar el grado de movilidad entre distintos tramos de renta para dos generaciones consecutivas.

A partir de este punto, tal y como recogen Fox et al. (2016), la mayor parte de las investigaciones en movilidad intergeneracional de ingresos comienzan a basarse en el modelo de capital humano planteado por Becker y Tomes (1979). Este modelo parte del supuesto de que en la restricción presupuestaria de la renta de los progenitores (en adelante,  $Y_p$ )<sup>1</sup>, se incorpora, además del consumo, una acumulación de capital ( $I_c$ ) dedicada

---

<sup>1</sup> Los subíndices P y C hacen referencia a las denominaciones en inglés *Parents* y *Children*, que diferencian a las dos generaciones de estudio.

a ser invertida en el capital humano de sus descendientes, lo que incidirá en su renta (en adelante,  $Y_C$ ), tal y como representa la ecuación (1).

$$Y_P = C_P + I_C \quad (1)$$

En base a esto, la renta de los descendientes ( $Y_C$ ) queda definida en función de los parámetros recogidos en (2), que hacen referencia a los retornos de la inversión realizada por sus progenitores (en la medida de  $r$ ), su dotación de habilidades  $d_C$  (que es heredada de sus progenitores en la medida de  $\lambda$ ) y un componente aleatorio ( $u_C$ ) que se interpreta como la suerte que estos tengan en el mercado laboral. Esta inversión dependería de la propensión de los padres a realizarla ( $a$ ).

$$Y_C = a[(1 + r)I_C] + \lambda d_C + u_C \quad (2)$$

Derivado de esta expresión, el modelo apunta a que las diferencias de renta de los descendientes pueden ser producto de estas tres fuentes de desigualdad: la medida en que sus progenitores inviertan en ellos, los retornos de esa inversión y el rol que juegue la heredabilidad de las dotaciones personales.

A este modelo, debemos incorporar otra característica planteada por una revisión posterior de Becker y Tomes (1986), la restricción crediticia de las familias de menos ingresos, que actúa como determinante de la propensión a invertir de estos grupos y que tiene como consecuencia la interpretación de que las inversiones efectuadas por estas familias retornan relativamente mayores incrementos de capital humano que las de grupos de mayor renta. Esto, en esencia, describe una relación convexa entre la inversión y los retornos en función de la renta de la familia que, si bien ha sido estudiada y matizada por estudios posteriores (Grawe, 2009), plantea la no linealidad de la inversión en el capital humano de los descendientes.

Así, buena parte de los trabajos realizados durante la década de los 80 dedicados al estudio de movilidad de ingresos se basan en esta formulación teórica de capital humano para realizar estimaciones ajustadas del coeficiente  $\beta$  de la expresión (3), desarrollada a partir de la expresión (2), y que pretende separar el efecto de la renta de los progenitores ( $Y_P$ ) sobre la renta de los hijos ( $Y_C$ ) a través este parámetro. La literatura denomina elasticidad intergeneracional de ingresos (*IGE, Intergenerational Elasticity*) a este parámetro y es estimada a través de dos modelos. La expresión más básica (3) permite que el parámetro  $\beta$  recoja todos los efectos de las covariables que tienen que ver con transmisión familiar de capital humano, además de la variable de ingresos. Un modelo complementario (4) es también planteado en la literatura para aislar esos efectos de las características propias de



la generación C (efecto recogido por  $\gamma$  en (4)) y permitir comparar la transmisión del nivel de ingresos en función de estas.

$$Y_C = \alpha + \beta Y_P + u_C \quad (3)$$

$$Y_C = \alpha + \beta Y_P + \gamma X_C + u_C \quad (4)$$

A partir de la aplicación de este modelo teórico, se suceden numerosas estimaciones de la elasticidad de ingresos que permiten tanto analizar la evolución de la movilidad intergeneracional en un país a lo largo del tiempo, como comparar la intensidad de este fenómeno entre distintas economías. En un ejemplo, Atkinson, Maynard y Trinder (1983) calculan para Reino Unido una elasticidad intergeneracional de 0.42, lo que, con los sesgos propios de las estimaciones de la época, plantea que hasta un 42% de los ingresos de la generación C estarían determinados por los de su predecesora generación P, lo que nos permite aproximarnos a la interpretación de este  $\beta$ .

Como introducíamos anteriormente, la implementación de este tipo de estimaciones se encuentra frecuentemente determinada por la disponibilidad de paneles de datos que, de forma prolongada en el tiempo, relacionen familiarmente a las poblaciones de ambas generaciones. En este contexto, y para superar las limitaciones planteadas por la ausencia de bases de datos integradas, comienzan a surgir metodologías que permitan adaptar información de dos muestras al estudio de la movilidad intergeneracional utilizando procedimientos de variables instrumentales para la interrelación de ambas muestras.

Si bien el trabajo de Klevmarken (1982) es el primero que discute las implicaciones teóricas que plantearía la utilización de dos muestras conjuntas en términos de analizar movilidad de ingresos, Angrist y Krueger (1992) emplean varios años de una misma encuesta para estudiar el efecto de la edad de entrada al colegio sobre los resultados posteriores en EEUU, en lo que ya es la aplicación de un estimador depurado de variables instrumentales en dos muestras (*two-sample-instrumental-variables, TSIV*). Junto a ese trabajo, otro estudio de referencia para esta metodología es el de Arellano y Meghir (1992), utilizando dos muestras para medir elasticidades de ingreso y gasto en el mercado laboral femenino británico. Tomando este modelo (TSIV) de base, diversos autores comienzan a implementar una variación denominada mínimos cuadrados en dos muestras y dos etapas (*two-sample-two-stage-least-squares, TSTSLS*) consistente en comparar dos muestras en dos momentos distintos. Björklund y Jäntti (1997) realizan una aplicación de esta técnica para estimar la movilidad intergeneracional en Suecia y EEUU aplicando la metodología del PSID al estudio de Suecia, de forma que los datos obtenidos para ambos países pudieran resultar metodológicamente comparables. Sus resultados indicaban niveles de movilidad

intergeneracional claramente inferiores para EEUU que, para Suecia, independientemente de la fuente utilizada. Este método de estimación recibe también otras denominaciones tales como “método de IV aplicado a movilidad intergeneracional”, “*cold-deck imputation procedure*” o “*generated regressor*”.

## **2. España en las estimaciones intergeneracionales del IGE.**

Una vez analizadas las implicaciones teóricas de los modelos utilizados para el cálculo de movilidad intergeneracional de ingresos, conviene recoger las particularidades de los estudios que analizan el caso de España.

Para el caso español, encontramos dos estimaciones de referencia sobre esta medida de ingresos elaboradas por Hugalde (2004) y Cervini (2015). Los resultados que se alcanzan en el trabajo de Hugalde (2004) revelan correlaciones de 0.6 en 1980 y 0.44 en 1990. Por su parte, Cervini (2015) obtiene como elasticidades de 0.4 para los hijos y 0.55 para las hijas.

Además de los trabajos de Cervini y Hugalde, Comi (2004) realiza otra estimación para el caso español que no ha sido considerada de la misma manera debido a distintos aspectos. El trabajo calcula una estimación IGE para España con datos de una misma ola de la EPF en el año 1990 con tiene un importante sesgo a la baja (0.08-0.09 para España) al estar midiendo a una edad excesivamente temprana en los hijos (18-35 años) y una muestra pequeña (686 parejas). Además de tomar medias del ingreso mensual (lo que atenúa más el resultado), realiza una imputación de rentas de 1u.m. a los individuos parados. La muestra presenta también un sesgo de selección porque solamente permite considerar parejas que cohabitan.

El trabajo más reciente sobre estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos para España es el elaborado por Soria (2022) quien, por primera vez con datos administrativos, realiza un análisis de la movilidad de ingresos desde el punto de vista posicional utilizando la pendiente de la regresión de percentiles de ingreso de padre e hijos (*RRS*) como indicador de movilidad, aportando además un estudio particular de la movilidad geográfica entre provincias. La principal desventaja de este trabajo está condicionada por la construcción de la base de datos que utiliza, el Atlas de Oportunidades. Tal y como indica Polavieja (2020), esta base de datos administrativa excluye e infrarrepresenta a los jóvenes nacidos en los hogares más pobres y a aquellos con menores ingresos que, al no realizar la declaración de la renta no llegan a entrar en la base de datos. Esto, unido a una infrarrepresentación de los individuos con mayor experiencia laboral, conduce a una sobreestimación de la movilidad intergeneracional que arroja resultados mucho menos preocupantes que los reales. Todo

ello, hace que los resultados obtenidos incorporen serios problemas de representatividad, especialmente sobre aquellos individuos que se sitúan en la parte más baja de la distribución.

Tal y como ha sido introducido, la limitada disponibilidad de datos para España ha motivado que los cálculos elaborados hayan escogido TSTSLS como técnica de estimación. En las siguientes líneas se plantean algunas decisiones metodológicas importantes llevadas a cabo por las autoras los dos principales estudios tenidos en cuenta.

En cuanto a las variables instrumentales utilizadas en algunos de los trabajos empíricos citados, encontramos diversas alternativas. Hugalde (2004) emplea la edad de ambas generaciones (lineal y al cuadrado para recoger el ciclo de edad), los años educativos del progenitor o, alternativo a esta última, la ocupación del padre (incluyendo el salario promedio de esa ocupación y año), algo similar a lo realizado por Mazumder (2005).

En cuanto a la edad de medición de las rentas, Cervini (2015) plantea analizar progenitores que tengan entre 37 y 57 años cuando su hijo es un adolescente. Haider y Solon (2006) planteaban establecer un límite superior de edad de los descendientes hasta los 20 años, en línea con Solon (1992) que utilizó la mayoría de edad (18 años), a la hora de considerar hijos convivientes, para no sobre representar a aquellos individuos que más tardan en independizarse.

En cuanto a la selección de los perfiles de los individuos, existen otras consideraciones sobre determinados rasgos o características. Por ejemplo, Cervini (2015) no incluye a madres entre los progenitores debido a la baja participación laboral de estas hasta la década de los 70. El estudio de las dinámicas específicas de movilidad intergeneracional entre madres e hijas supone un ámbito de estudio con un gran potencial e interés para descifrar los mecanismos de transmisión intergeneracional que, además, está intensamente relacionado con fenómenos como el del emparejamiento selectivo o la transmisión de roles de género en el hogar. El principal problema que se plantea en estudios de transmisión intergeneracional es la baja participación laboral de la mujer en generaciones anteriores con las que comparar la evolución. Además, tal y como algunos trabajos detallan (De Pablos y Gil, 2011) existen diferencias en movilidad ocupacional en función del género que tienen efectos en la medición de la movilidad de ingresos, la falta de datos disponibles hace que contemplar este efecto en el modelo TSTSLS suponga una dificultad añadida para la imputación de rentas en la primera etapa, aquella en la que la participación laboral femenina es menor y por tanto la estimación estaría más sesgada.

En cuanto a tipos de contrato, la decisión de incluir exclusivamente a individuos con jornada completa es transversal en la mayoría de la literatura, a excepción de algunos estudios que trabajan a partir del salario-hora como variable de ingresos. Así mismo, las rentas iguales a cero no son tenidas en consideración en la mayoría de los estudios, salvo en Mazumder (2005), por ejemplo, que sí incluye a estos individuos aplicando un proceso de imputación de rentas, con lo que captar perfiles incluidos en la economía sumergida. Por último, Black y Devereux (2010) recogen una serie de trabajos en los que se argumenta el estudio de distintos grupos de comparación para identificar variaciones de la movilidad intergeneracional por colectivos. Es especialmente reseñable el fenómeno del emparejamiento selectivo, que parece determinar en ocasiones los resultados sobre persistencia intergeneracional familiar de ingresos (Cervini y Ramos, 2013).

La edad en que ambos colectivos de individuos son observados está determinada por la construcción de la ECV, ya que preguntan a adultos por su situación del hogar cuando ellos tenían entre 12 y 16 años.

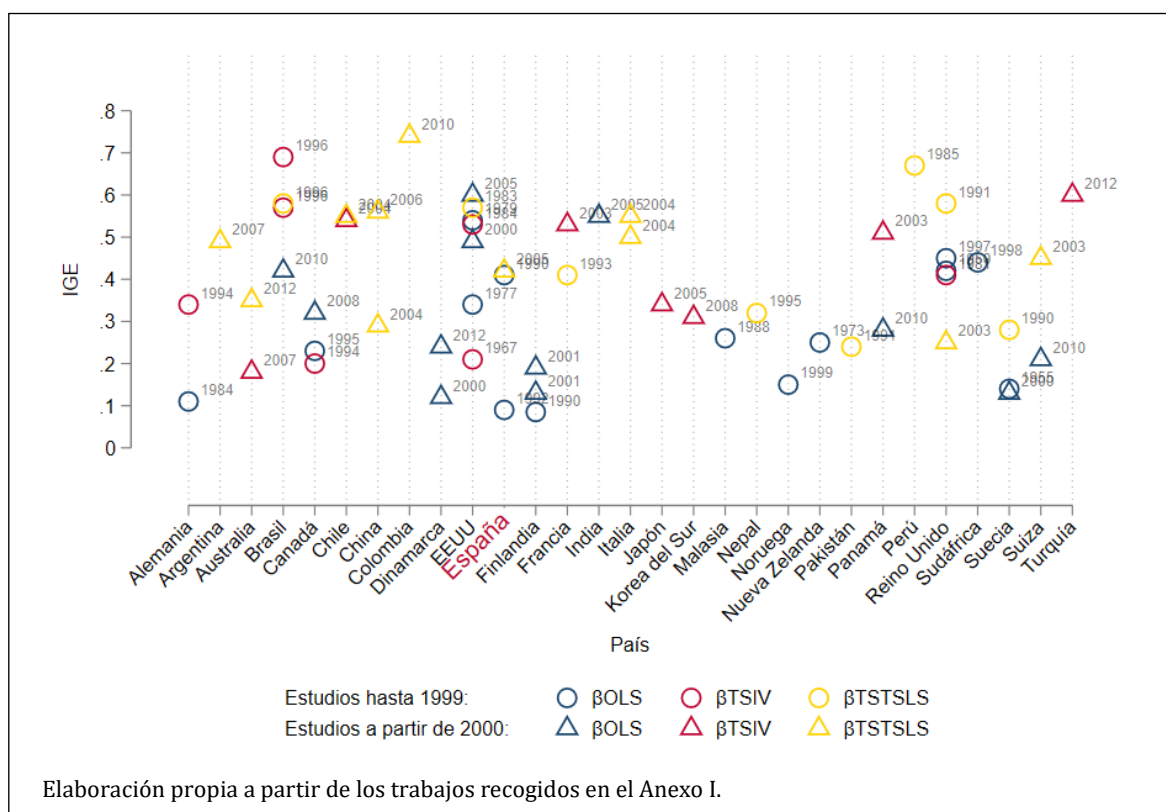
Un conjunto de potenciales decisiones surgen a la hora de seleccionar la variable de ingresos a tratar. Cervini (2015) realiza una media de los años en que se sigue al individuo (hasta 4 años) con paneles anteriores y posteriores para obtener los ingresos anuales. Según explica, estos ingresos son menos volátiles que otras rentas y también mejores predictores del nivel de ingresos permanente y los estándares de vida de los individuos.

El Anexo I de este trabajo supone una recopilación de los principales estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional de ingresos medida a través de la elasticidad de ingresos, incorporando los principales aspectos metodológicos que caracterizan cada una de las aproximaciones (edades de medición, tipo de variable de ingresos consideradas, bases de datos utilizadas, año de medición y elaboración, instrumentos empleados y método de estimación). Explotando esta revisión de trabajos, la Figura 2 permite observar una imagen general de las cifras de movilidad de ingresos en 29 países, así como la evolución temporal de esta en los casos en los que se han realizado estimaciones sucesivas. Se presenta una agrupación entre trabajos “actuales” (elaborados durante los últimos 20 años) y trabajos anteriores (elaborados antes de la década de los 2000). Así mismo, el código de color diferencia las estimaciones en función del método de estimación utilizado. En ocasiones, algunos trabajos presentan resultados elaborados con distintas metodologías para su comparativa, en cuyo caso se han incluido los escogidos como resultado de referencia por los autores y autoras responsables.

Es posible establecer algunas tendencias regionales, independientemente de la metodología de estudio, siendo la más clara el bajo coeficiente estimado que presentan los países nórdicos. Finlandia, con cifras de 0.08 (1990), 0.13 y 0.19 (2001), Dinamarca entre 0.12 (2000) y 0.24 (2012), o Noruega con un IGE de 0.15 (1999), son ejemplos de ello. Suiza formaría parte de este grupo de economías con mayor movilidad.

De forma generalizada, los avances teóricos y metodológicos han conducido a que aquellos estudios más recientes reporten cifras menores de movilidad que los implementados décadas antes. Este hecho responde más a la parametrización de sesgos de medición que exclusivamente a una reducción de la movilidad de ingresos. Este es el caso, por ejemplo, de EEUU, para el que las estimaciones pasan de 0.21 en 1967 (Altonji y Dunn, 1991) a más del doble (0.57) en 1983 (Jerrim y Choi, 2014), evidenciando que algunas de las cifras inicialmente calculadas presentaban un grado de movilidad sobreestimado. Por este motivo, también buena parte de los trabajos realizados utilizando la técnica TSTSLs resuelven el sesgo de atenuación que presentan las estimaciones MCO, presentando coeficientes mayores.

**Figura 1. Estimaciones IGE comparadas por países y método de estimación.**



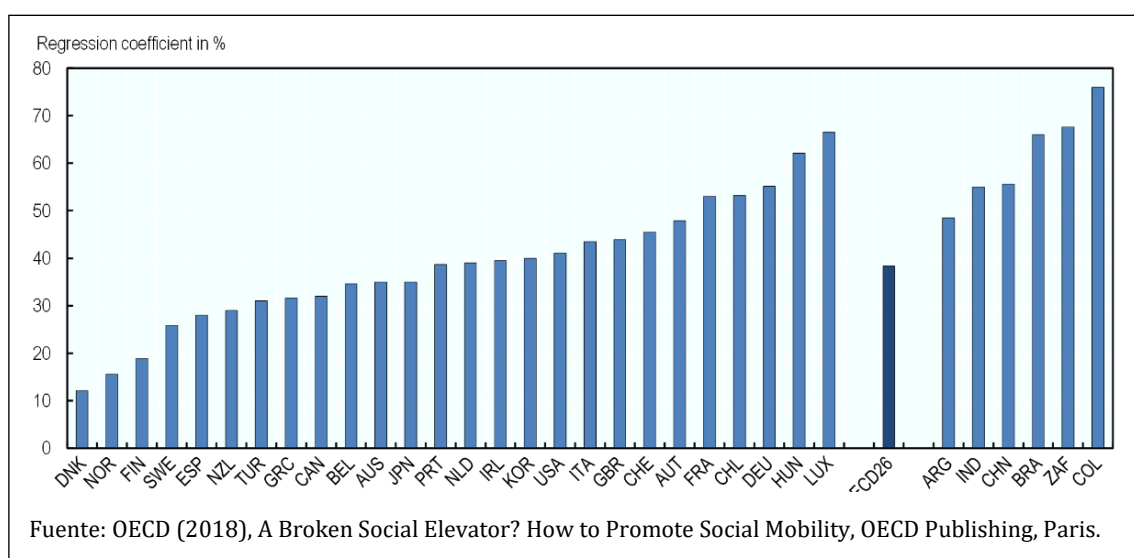
Frecuentemente, la comparabilidad de los resultados se ve comprometida por la forma en que son abordados los distintos sesgos que afectan a estas estimaciones, y que son introducidos en la siguiente sección. Para ello, algunos trabajos de referencia replican

metodologías con datos de otras economías de tal forma que se puedan comparar situaciones en países distintos. En el caso del trabajo de Comí (2004), sin dejar de tener en cuenta los sesgos comentados, es interesante rescatar la comparativa internacional realizada, situando a España en un ranking comparado como el tercer país (de los 10 analizados) con mayor movilidad, después de Irlanda y Francia, y por encima de países como Portugal, Italia, Reino Unido o Alemania. Comparando estudios temporal y metodológicamente cercanos, España (Cervini, 2015) presentaba en 2005 un IGE de entorno a 0.42, siendo en Italia en 2004 (Piraino, 2006; Mocetti, 2007) de entre 0.50 y 0.55, sensiblemente superiores.

También desde una perspectiva comparada, resulta ilustrativo analizar un reciente mapa de la movilidad intergeneracional para poder situar el caso español en su contexto. Un trabajo de comparación como el elaborado por la OCDE (2018) recoge estudios con esta misma técnica (TSTSLS) para recalculer de forma comparada (aun con importantes diferencias metodológicas) la elasticidad intergeneracional de ingresos en distintos países de la OCDE.

El dato para España, tal y como recoge la Figura 2, es de una correlación de rentas de 0.28, lo que muestra una cifra de movilidad intergeneracional de algo inferior a las de los países nórdicos, aunque sustancialmente mayor que países con dinámicas sociofamiliares más similares (como son Italia o Portugal) y economías como Francia o Alemania.

**Figura 2. Elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE) en la OCDE.**



Un último subgrupo muy interesante de trabajos relacionados con estas últimas medidas es el de aquellos enfocados a la comparación geográfica de estos mismos indicadores de movilidad intergeneracional, de tal forma que permiten evidenciar distintas velocidades de

movilidad dentro de un mismo territorio a través de unidades subnacionales. Algunos de los trabajos de referencia en este ámbito es el elaborado por Chetty et al. (2014) para EEUU, Heidrich (2017) para Suecia, Violante, Polo y Acciari (2019) para Italia, o Chuard y Grassi (2021) para Suiza, entre otros.

### 3. **Metodología y datos.**

#### *Aspectos metodológicos.*

Las siguientes líneas abordan los principales determinantes teóricos y planteamientos metodológicos que permiten aproximarse a la estimación de la elasticidad intergeneracional reduciendo los sesgos inherentes a este tipo de análisis empíricos.

Frente a los modelos de variables instrumentales previos, Inoue y Solon (2010) analizan como el estimador TSIV inicialmente desarrollado por Angrist y Krueger (1992) no solo es equivalente en cuanto a eficiencia al estimador TSTSLS, sino que, además, el segundo estimador aporta una corrección implícita de las diferencias en la distribución, que hace que  $\beta_{TSTSLS}$  no dependa del error de muestreo (rasgo distinto al estimador TSIV). En base a un trabajo previo de ambos autores (Inoue y Solon, 2005), esto hace que el estimador TSTSLS se mantenga consistente en casos como el que nos ocupa, en el que podemos encontrar muestras con variables exógenas estratificadas de forma distinta. La segunda diferencia que incorpora TSTSLS es que corrige implícitamente este posible sesgo, siendo consistente y equivalente al TSIV siempre que el tamaño muestral sea lo suficientemente grande.

Un importante conjunto de consideraciones empíricas es la advertencia de distintos sesgos de estimación. Solon (1989) contribuye a desarrollar la utilización del modelo de Becker y Tomes (1979) para el cálculo elasticidades de ingresos identificando un sesgo de infraestimación en las correlaciones intergeneracionales de estudios anteriores para EEUU. En términos generales, la literatura advierte en estas estimaciones dos tipos de sesgos: el denominado *sesgo de ciclo-vital* y el sesgo producido por la diferencia entre *renta actual* y *renta permanente*. La esencia de estos sesgos proviene de errores en el aislamiento del efecto de  $\beta$  en la expresión (3), en los casos en los que, o bien el parámetro esté recogiendo efectos de una infraespecificación de las características  $X_c$ , o bien estas características estén captando efectos de la renta e infraestimando así  $\beta$ . A continuación, se plantean las particularidades de ambos sesgos que conviene contemplar.

El denominado sesgo del ciclo vital hace referencia a error de observación que se puede derivar de tener en cuenta ingresos en un momento de la carrera vital de los individuos no

representativo de sus ingresos permanentes. La explicación de este fenómeno se basa en que, a lo largo de la vida de un individuo, existen diferentes tendencias de renta en función de los períodos vitales (Black y Devereux, 2010). Asumiendo que las rentas de progenitores ( $Y_P$ ) y descendientes ( $Y_C$ ) deben ser medidas a una edad determinada ( $a$ ) del individuo que represente su renta permanente, y que responden a las expresiones (5) y (6):

$$Y_{P,a} = \mu_a Y_P + v \quad (5)$$

$$Y_{C,a} = \lambda_a Y_C + v \quad (6)$$

Podemos interpretar que los parámetros ( $\mu_a$ ) y ( $\lambda_a$ ) recogen la medida en que esas rentas captadas en la edad ( $a$ ) serán representativas del nivel de ingresos vital que han alcanzado los individuos de cada generación. El problema que se presenta es que, si observamos las rentas en una edad muy temprana, estaremos infraestimando las rentas de esa generación, ya que aquellos individuos que aún no han finalizado sus años de formación no se han incorporado plenamente aún al mercado laboral y, por tanto, las observaciones no serían representativas de su mayor nivel adquisitivo vital (aún no alcanzado). Estaríamos, por lo contrario, dando un peso demasiado importante a los individuos con menos años de formación e inversión en capital humano, que siguiendo esta lógica teórica presentan un nivel vital de ingresos más bajo.

Zimmerman (1992) realiza uno de los primeros trabajos que identifican la existencia del sesgo del ciclo vital producido por una diferencia de varianzas que sesga el estimador resultante de la regresión OLS. El resultado del trabajo de Zimmerman supuso un incremento de la correlación intergeneracional de ingresos desde lo que se había calculado previamente en EEUU (entorno al 0.2) hasta el 0.45, lo que implicó descubrir una inmovilidad mucho mayor. Con todo ello, el autor emplea medias de hasta 4 años, lo que (dados los resultados de trabajos posteriores) evidencia aún un considerable sesgo de atenuación.

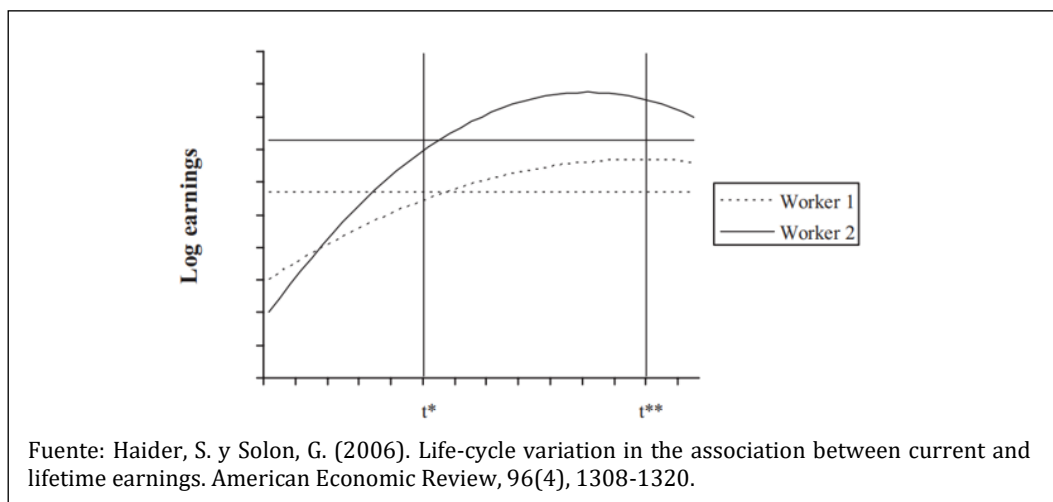
Distintos trabajos han parametrizado estas etapas vitales para averiguar el punto (edad) en que este sesgo se minimiza. Uno de los principales a este efecto es el de Haider y Solon (2006), cuyo argumento esencialmente parte de que la heterogeneidad en las dotaciones de capital humano se corresponde con un crecimiento heterogéneo de los ingresos tal y como se ve en la Figura 3.

Como adelantábamos, si medimos demasiado pronto, aquellos individuos con mayor dotación de capital humano no habrán alcanzado el su renta potencial y el valor medio de ingresos estará sesgado a la baja. Graficando los sesgos entre renta actual y permanente a



lo largo de las edades, los autores identifican que estos (para EEUU, 2006) se minimizan entre los 33-42 años (hijos). El sesgo propio de la generación de progenitores se minimiza en el entorno de los 40 años.

**Figura 3. Etapas vitales de ingresos.**



De forma similar y con datos para países nórdicos, Böhlmark y Lindquist (2006) obtienen resultados parecidos para demostrar la existencia de este sesgo vital con datos administrativos de rentas, identificando patrones de edad que, además, difieren por género. En este caso, la renta permanente se correlaciona de forma más cercana con la renta actual entre los 30 y los 45, de forma más estable en los hombres. Convendría analizar si existen diferencias entre estos resultados y la realidad española, lo que permitiría contemplar la especificidad de este fenómeno. Para ello serían necesarios datos administrativos prolongados en el tiempo.

Como se ha comentado, la decisión metodológica más extendida para controlar este sesgo de atenuación en los progenitores es tomando una media de distintos años. En caso de que, por falta de datos, esta estrategia no sea posible, Ermisch y Nicoletti (2008) plantean una forma alternativa de control de esta dinámica. Para ello, y asumiendo que la renta ( $Y_c$ ) sigue un crecimiento determinista en función de la edad, incluyen la edad en la estimación de forma polinómica para corregir este efecto.

Una segunda implicación de esta diferencia entre renta actual y renta permanente es la referida a su especificación. Esta corrección queda contemplada en los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992). Debemos entender como renta permanente a aquella observación de ingresos que revela el nivel de vida representativo de ese individuo o generación de forma más fiel, por lo que la recolección de datos de renta corriente suele presentar un problema en lo relativo a los shocks persistentes y transitorios que alejan la

observación del nivel permanente de renta. Los autores dividen el nivel de renta observado ( $Y_{i,t}$ ) entre un nivel de renta actual ( $Y_i$ ) y el efecto de un shock transitorio correspondiente al momento de la observación ( $v_t$ ).

$$Y_{i,t} = Y_i + v_t \quad (7)$$

Y ese, precisamente, es uno de los supuestos clave de este modelo, que la diferencia entre la renta observada y permanente se debe a shocks transitorios que, al no ser aleatorios, tienen una varianza que se reduce con el tiempo. Mazumder (2005) demuestra esto con procesos de medias móviles MA (1) y autorregresivos AR (1), y evidencia que este shock transitorio ve reducida su varianza cuantos más años se contemplan (siguiendo un factor de atenuación anual). Por ello se advierte la existencia de un sesgo de atenuación al recoger renta actual que, para poder ajustar, requeriría incluir datos promedio de un abanico de 20-30 años. Pero es frecuente que haya dificultades para tener esa gran ventana de años, por lo que una alternativa metodológica extendida en la literatura consiste en usar un método basado en variables instrumentales para obtener el nivel de renta permanente.

Zimmerman (1992) advierte que en este caso los instrumentos utilizados deben estar correlacionados con ( $Y_p$ ) pero incorrelacionados con el componente transitorio ( $v_t$ ) que comentábamos en la ecuación (5). Además, a la hora de instrumentalizar la renta de los progenitores ( $Y_p$ ), Solon (1992) indica que, si estos instrumentos tienen efectos positivos sobre ( $Y_c$ ), la IGE estimada estará sesgada al alza.

En cuanto a las variables instrumentales escogidas en algunos de los trabajos empíricos relativos al cálculo de IGE, encontramos cierto consenso en torno a la utilización de la ocupación, la edad y el nivel educativo, si bien las elecciones normalmente quedan determinadas por la disponibilidad de los datos. En este sentido, Björklund y Jäntti (1997) utilizan educación y ocupación de los progenitores; Fortin y Lefebvre (1998) únicamente grupos ocupacionales; Hugalde (2004), para el caso de España, emplea la edad de ambas generaciones (lineal y al cuadrado para recoger el ciclo de edad), los años educativos del progenitor o, alternativo a esta última, la ocupación del padre (incluyendo el salario promedio de esa ocupación y año); algo similar a lo realizado por Mazumder (2005). Grawe (2009) emplea también el nivel educativo de los progenitores y contempla, de nuevo, su edad lineal y al cuadrado como instrumentos de su nivel de ingresos. Demostrando esa exogeneidad, Ermisch y Nicoletti (2008) incluyen también variables educativas y ocupacionales.

Como ya ha sido introducido, el trabajo de Björklund y Jantti (1997) en aplicación de la metodología TSTSLS se constituyó como uno de los estudios de referencia estimando la

movilidad intergeneracional en Suecia y EEUU de forma que los resultados fuesen comparables con la misma estructura del Panel Survey of Income Dynamics (PSID) estadounidense. A partir de este y otros trabajos, buena parte de los principales estudios sobre movilidad intergeneracional de ingresos utilizaron datos de EEUU y países nórdicos. Solon (2002) realiza una recopilación de investigaciones sobre el cálculo de la elasticidad intergeneracional de renta permanente. El resultado de este y muchos otros estudios queda recogido en el Anexo I, especificando las distintas variables instrumentales escogidas en aquellos trabajos que utilizan la metodología de TSTSLS. Así mismo, existen diversidad de especificaciones alternativas que utilizan cohortes o criterios geográficos como vecindarios o regiones, entre otros.

La utilización de variables instrumentales, además de para tratar de aislar el nivel de renta permanente y minimizar así el shock transitorio que la acompaña, da solución a aquellos casos en los que no existe en la base de datos de trabajo una variable que ligue familiarmente a individuos de ambas generaciones. Este es el caso que nos ocupa, y la no disponibilidad de estos datos requiere la utilización de dos bases separadas con información de generaciones distintas que relacionar artificialmente a través de estos instrumentos comunes a los individuos de ambas muestras.

La inclusión de variables instrumentales en la primera etapa de la estimación plantea otras decisiones sobre la validez del modelo. De una parte, tal y como recoge Cervini (2015), es común escoger los instrumentos de tal forma que se maximice la capacidad explicativa ( $R^2$ ) de la predicción de  $Y_P$  (primera etapa). Pero esto puede dar lugar a aumentar la inconsistencia al alza del estimador que se explica a continuación.

Una particularidad más de este modelo es la posible diferenciación entre correlación ( $\rho$ ) y elasticidad intergeneracional ( $\beta$ ). Para desarrollar esta cuestión partimos de la expresión (8), que refleja el papel del vector de variables instrumentadas ( $Z_P$ ) para predecir la renta permanente de los progenitores ( $Y_P$ ), en la primera etapa del modelo.

$$Y_P = \delta Z_P + \mu \tag{8}$$

Tras esta primera fase, introduciríamos la renta estimada de los progenitores ( $\widehat{Y}_P$ ) como variable explicativa de la renta de los hijos ( $Y_C$ ) en la segunda etapa. El problema surge en el momento en que el vector de variables  $Z_P$  y la renta de los hijos  $Y_C$  pueden ser endógenas. Un ejemplo de ello es que un mayor nivel de educación de los padres se traduzca en una mayor renta ( $Y_P$ ) y esto tenga efectos sobre la renta de los hijos ( $Y_C$ ). Esta situación implicaría que no se cumplen los supuestos de consistencia de este indicador planteados

por Solon (1992). Estos son exogeneidad del vector de variables instrumentadas y asunción del supuesto de igual varianza entre ambos grupos generacionales.

En este supuesto de posible endogeneidad, surge un posible sesgo que puede afectar al estimador  $\beta_{IGE}$ . Recogiendo la demostración de Jerrim et al. (2014), si la imputación se realiza correctamente, el estimador converge probabilísticamente según la expresión (9), donde este posible sesgo puede venir de dos fuentes distintas.

$$plim \beta_{TSTSLS} = \beta + \lambda \cdot \sigma_P \cdot \frac{(1 - \eta^2)}{\eta - \sigma_P} \rightarrow = \beta + [\lambda \cdot (\mathbf{1} - \mathbf{R}^2)] \quad (9)$$

En primer lugar,  $\lambda$  recoge el efecto producido por la endogeneidad entre las variables del vector  $Z_P$  y la renta  $Y_C$ . Para evitar este primer caso, debemos evitar la endogeneidad de los instrumentos utilizados. En segundo lugar,  $(1-R^2)$  recoge el efecto producido por la infraestimación de las desviaciones típicas de la renta de los padres en la primera etapa<sup>2</sup>. Para controlar este efecto, la varianza explicada de la primera etapa (estimación de  $Y_P$ ) debe ser lo más cercana a 1. Este proceso de reducción del sesgo debe considerar el riesgo de que la inclusión de más variables instrumentales para incrementar el  $R^2$  de la primera etapa pueda resultar en una mayor endogeneidad (aumento de  $\lambda$ ). Si se alcanza un vector exógeno,  $\lambda = 0$  y el estimador no tendría este sesgo.

En una aportación reciente, Bloise et al. (2020) proponen la aplicación de técnicas de *matching learning* al modelo TSTSLS para incrementar la precisión del estimador y reducir el sesgo relativo a la utilización de instrumentos. Esta propuesta consiste en añadir un término extra a la regresión que penaliza la inclusión de determinadas variables, reduciendo a cero sus coeficientes en caso de que no aporten información significativa, con el objetivo de minimizar la expresión (10) y así asimilar lo máximo posible la predicción realizada con el vector ( $Z_P$ ) a la renta estimada de los progenitores, sin renunciar a incluir la mayor cantidad de instrumentos.

$$\min \left\{ E \left[ (Y_P - \widehat{Y}_P)^2 \right] \right\} = \min \left\{ E \left[ (Y_P - f(Z_P))^2 \right] \right\} \quad (10)$$

Uno de los supuestos importantes de este modelo es la igual varianza de ambos grupos generacionales. Es en ese contexto en el que se interpreta la correlación intergeneracional como equivalente a la elasticidad (IGE) pero la demostración estadística (Mazumder, 2005)

---

<sup>2</sup> Diversos autores advierten que las desviaciones típicas de la renta estimada de los padres pueden estar infraestimadas debido a la variación muestral, lo que implicaría que la estimación no fuese representativa y constituyera una fuente de sesgo. Para solucionar esto, se recomienda estimar las desviaciones típicas utilizando la técnica de *Bootstrap* (Björklund y Jantti, 1997; Hardin, 2002; Inoue y Solon, 2010; Piraino, 2014; Jerrim et al., 2014; etc.).

diferencia esa correlación (medida de movilidad posicional algo más sesgada) de la elasticidad.

Desde un primer momento, se advierte la diferencia entre elasticidad y correlación (Dardanoni, 1993), tal y como recoge la siguiente expresión:

$$IGE = \beta = \rho \frac{\sigma(\log Y_C)}{\sigma(\log Y_P)} \quad (11)$$

Donde  $\rho$  es la correlación entre las rentas (en logaritmos) de ambas generaciones, y  $\sigma$  sus desviaciones típicas. Vemos como un mayor nivel de desigualdad en la renta de los progenitores puede llevar a un sesgo a la baja de la estimación. Por esto, Björklund y Jantti (2000) proponen cómo ponderar  $\beta$  por la ratio de ambas desviaciones típicas en caso de no tener igual variabilidad para evitar este sesgo. En la misma línea, Ermisch y Nicoletti (2008) plantean otra forma de interpretar la diferencia entre  $\beta$  y  $\rho$  a partir de incluir varias variables de edad en la segunda etapa de la estimación, como ya se ha introducido anteriormente. En el caso de que las varianzas de ambas generaciones sean iguales, lo que expresaría  $\beta$  es la correlación entre las rentas de ambas generaciones, pero neta del efecto de la variabilidad en las edades de los hijos (que quedaría recogido por estas variables de edad), con lo que se estaría contemplando el ya citado sesgo de edad que hay entre renta actual y permanente.

La metodología escogida para la estimación del  $\beta_{IGE}$ , tal y como se ha definido anteriormente, corresponde al modelo TSTOLS planteado por Inoue y Solon (2010), entre otros, y basado en la estimación de la esperanza de la elasticidad de ingresos. Así mismo, los modelos estimados en el apartado de resultados incorporan un segundo  $\beta_{GMM}$  complementario basado en un modelo de desarrollado por Mitnik (2018). Este  $\beta_{GMM}$  se obtiene substituyendo la estimación en dos etapas por una estimación simultánea de ambas ecuaciones mediante el método de los momentos generalizado (GMM). Esto, según el autor, produce un estimador eficiente sin importar el número de instrumentos considerados y computa errores estándar más precisos.

De acuerdo con Lefranc y Trannoy (2005), la elección del estimador  $\beta_{IGE}$  como medida de análisis se acerca más a la interpretación económica del fenómeno que analizamos. A modo de ejemplo, una política puede reducir el nivel de desigualdad en la generación C, reduciendo las desviaciones desde la media en la distribución de ingresos, pero manteniéndose esta renta media. En este supuesto, nuestro  $\beta_{IGE}$  se verá reducido, mientras que la correlación ( $\rho$ ) se verá inafectada. La interpretación de  $\rho$ , en este supuesto, sería que no ha aumentado la movilidad,  $\rho$  permanecería constante. Sin embargo, la realidad es que

efectivamente se ha producido un aumento de la movilidad intergeneracional. La elasticidad intergeneracional, por tanto, puede ser calculada sin computar la diferencia de varianzas entre las distribuciones de ingresos de una y otra generación.

Con respecto a la conveniencia de elegir el indicador IGE para analizar movilidad intergeneracional, Solon (2004) advierte que para algunos valores del parámetro la interpretación puede ser contra intuitiva. En el caso de que la elasticidad sea igual a cero cuando por ejemplo en el caso de los hijos de familias ricas que alcanzan el mismo estatus que sus progenitores por invertir más en educación, significaría que los no existen retornos de esta inversión. Además, si entendemos que en términos de igualdad de oportunidades sería deseable alcanzar una elasticidad total de ingresos, hay que tener en cuenta que algunos autores (como recogen Cervini y Ramos, 2013) plantean reservas al interpretar que esta movilidad total implicaría una hipotética “eliminación” de la transferencia de preferencias legítimas de los padres a los hijos en cuanto a inversión en capital humano u otros factores. En el otro extremo, Björklund y Jäntti (2000), también subrayan sobre el debate interpretativo de la igualdad de oportunidades, que un posible efecto de una alta movilidad intergeneracional podría derivar en una reducción de la conciencia de clase, en tanto que este fenómeno aspiracional anula en cierta medida la percepción de las condiciones materiales de familias de estratos de renta más bajos.

Esta movilidad intergeneracional en términos de ingresos, además, se encuentra íntimamente relacionada con el papel de las políticas públicas (instituciones), según explica Corak (2013), que cumplen un papel nivelador actuando sobre las causas de esta “correlación” intergeneracional. Es por ello, que lograr identificar de forma acertada la IGE u otras medidas puede ayudar a conducir evaluaciones de las políticas dirigidas a garantizar la igualdad de oportunidades.

Una medida posicional alternativa es la denominada Rank-Rank-Slope (RRS), que es la pendiente de la regresión del percentil de renta ocupado por cada hijo o hija con respecto al rango en esa misma distribución de sus progenitores, indicador que puede presentar ciertas ventajas. De una parte, nos permite observar la diferencia entre el potencial que tienen los descendientes de la familia más pobre con respecto a los de la familia más rica. La utilización de la RRS mantiene las rentas iguales a cero, lo que plantea una relación más lineal y, al hacer que ambas generaciones (C y P) tengan la misma desviación típica, convierte la muestra a una distribución uniforme. A lo largo de la literatura, numerosos estudios acompañan de este indicador a las estimaciones de la elasticidad IGE para completar la interpretación de la movilidad intergeneracional en esa economía.

La interpretación de este indicador, tal y como recogen Chuard y Grassi (2021), surge de la estimación MCO de un modelo como el estimado en la expresión (11), donde  $R_C$  y  $R_P$  hacen referencia al percentil de la distribución de cada generación, de tal forma que el coeficiente estimado  $\hat{\omega}$  recogería el efecto de esa correlación,  $\zeta$  el término independiente y  $\pi$  un componente de error.

$$R_C = \zeta + \omega \cdot R_P + \pi \quad (12)$$

Conviene advertir que el análisis de las medidas IGE o RRS puede ser limitado cuando la relación existente entre los logaritmos de las rentas de ambas generaciones no es lineal, lo que puede conducir a que no se muestre la verdadera movilidad en todos los puntos de la distribución (Chuard y Grassi, 2021).

La literatura (Deutscher y Mazumder, 2021) plantea distintas medidas y metodologías complementarias para identificar estos efectos no lineales, como son el análisis de las matrices de transición entre determinados percentiles de la distribución (particularmente aquellos con mayor movilidad), la introducción de polinomios de covariable (comúnmente la edad de los progenitores) para ver efectos no lineales, o regresiones cuantílicas como las propuestas por Grawe (2004) para analizar cómo varía la pendiente de nuestro indicador a lo largo de los distintos cuantiles (ya sea IGE o RRS).

El trabajo empírico realizado incorpora un análisis de las matrices de transición. Tal y como recogen diversos autores (Atkinson, 1981; Zimmerman, 1992), estas matrices calculan la probabilidad de que un descendiente pertenezca a un cuantil de ingresos  $j$ , dado el cuantil de ingresos  $k$  al que pertenece su padre. En este estudio se dividen las distribuciones de renta en quintiles, desagregando las transiciones por comunidades autónomas para identificar los patrones geográficos de esta relación.

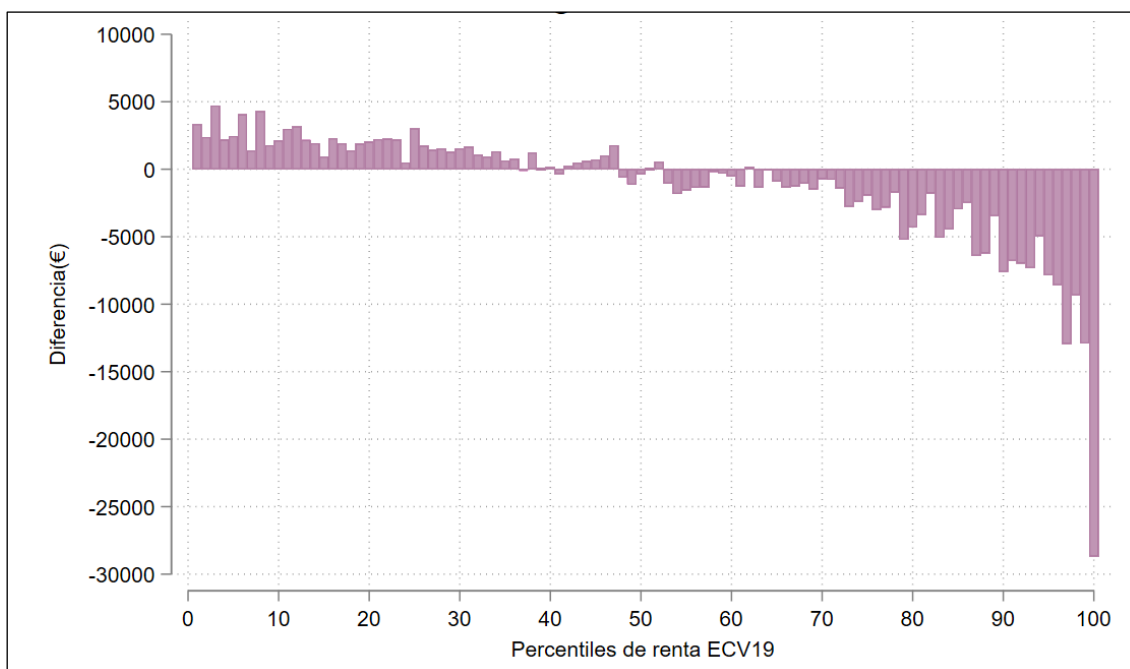
El estudio de las matrices de transición plantea también la existencia de indicadores de movilidad direccional, que además pueden recoger saltos “de larga distancia”. El apartado de resultados incorpora la medición del indicador Q1-Q5, también denominado *American Dream* o *Bottom-to-Top*, que representa la probabilidad que un descendiente de padres en el quintil más bajo tiene de ascender al quintil más alto de su distribución de ingresos. De forma inversa, el indicador Q5-Q5 (*Top-to-Bottom*) recoge la probabilidad de cada territorio de grandes descensos en el percentil de renta. Muchos otros indicadores de movilidad basan su construcción en estas matrices de transición: T y D (Shorrocks, 1978); E (Conlisk y Sommers, 1979); M (Bartholomew, 1982); etc. Corak (2004) recoge estos y otros indicadores de movilidad de forma pormenorizada.

*Los datos: encuestas, variables y selección muestral.*

Como se ha mencionado anteriormente, las muestras a emplear en el análisis procederán de dos encuestas distintas. La base de datos que permite predecir los ingresos de los padres cuando los hijos eran adolescentes es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) del año 1990-1991. Esta encuesta incluye información individual de la generación de los padres de las personas adultas de la primera muestra.

La base de datos que permite tener la información de ingresos de hijos y conocer las características de sus padres es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) correspondiente al año 2019 que incluye un módulo especial sobre transmisión intergeneracional de la pobreza. Las variables recogidas en este módulo especial corresponden al momento en que los encuestados tenían unos 14 años. Así mismo, aprovechando la disponibilidad de la ECV en formato panel, utilizo la ola de 2017 a 2020 de la misma encuesta para obtener medias de ingresos de los años disponibles de cada individuo (hasta 4), atendiendo a la advertencia teórica de Zimmerman (1992) y otros autores sobre el uso de medias temporales para obtener datos más cercanos al nivel de renta permanente.

**Figura 4. Diferencia (€) entre ingresos puntuales e ingresos medios (hasta 4 años), por percentil del hijo.**



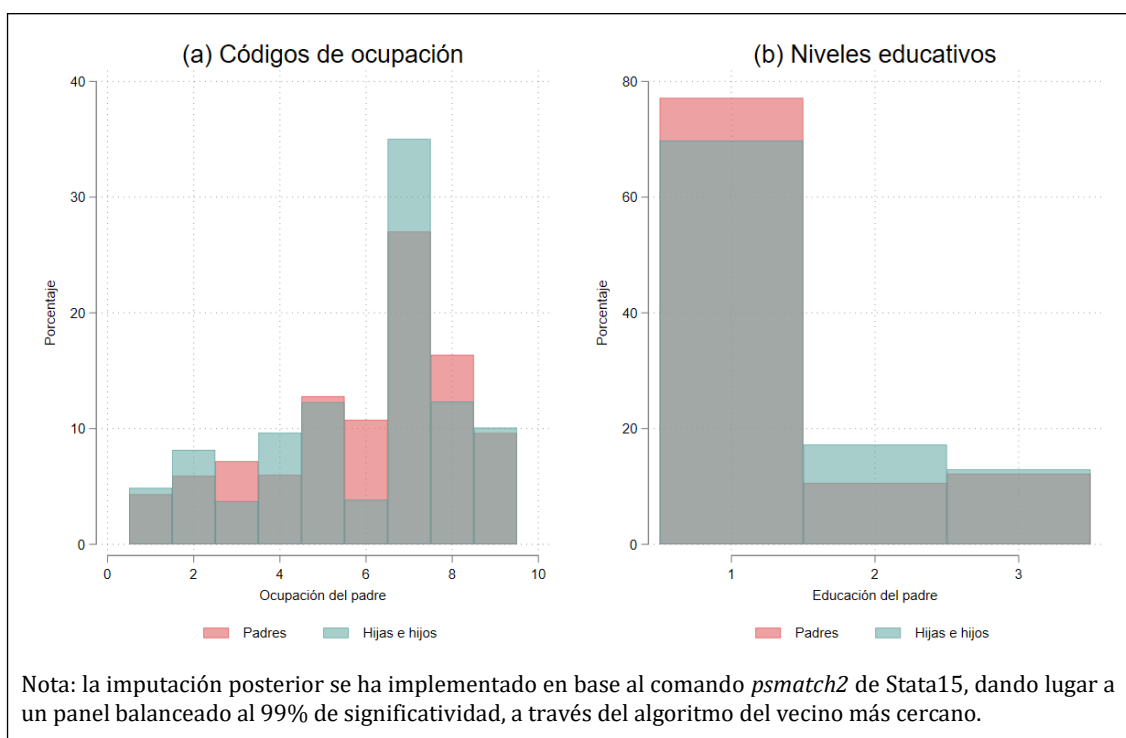
De esta forma, siempre que el dato esté disponible, se consideran rentas medias. En los casos en que el individuo es observado por primera vez, solo se trabaja con esa primera observación. La siguiente figura permite identificar el efecto que esta decisión metodológica tiene sobre la distribución de ingresos de la muestra de trabajo. La consideración de



ingresos medios implica una compresión de la distribución, incrementando ligeramente la renta permanente de los percentiles más bajos de la distribución y reduciendo los ingresos de los percentiles más altos, especialmente aquellos atípicamente elevados.

La variable ingreso<sup>3</sup> que se considera la es la renta bruta anual individual<sup>4</sup> de padres e hijo, teniendo en cuenta únicamente a trabajadores por cuenta ajena. Además, las variables instrumentales empleadas para la imputación de rentas vienen determinadas por la disponibilidad de encuesta, dado que es necesario que figuren de forma común en ambas muestras. Así, se utiliza una variable de nivel educativo en 3 grupos (nivel bajo, medio o alto) y una variable de ocupación (clasificación ISCO-08 a 1 dígito).

**Figura 5. Histogramas de los instrumentos de predicción.**



Previamente, se han realizado las agrupaciones necesarias de los valores de ambas variables para que su comparación sea homologable. Además, se consideran también otras variables como el tamaño del municipio, la edad del padre o la Comunidad Autónoma de

<sup>3</sup> Las variables exactas empleadas son la "PY010G" en la ECV19 ("renta bruta monetaria o cuasi monetaria del asalariado en el año anterior al de encuesta"), y en la EPF90-91, variable "ING\_cuentaaj" ("montante de los ingresos por cuenta ajena percibidos en los 12 últimos meses", brutos).

<sup>4</sup> Decisiones alternativas como estudiar nivel de ingresos del hogar son convenientes para el análisis de fenómenos particulares como el emparejamiento selectivo, el nivel de satisfacción material o el patrón de consumo que tienen que ver con la economía del hogar (Palencia y Salas, 2021). Por el contrario, la decisión extendida en la literatura para analizar los determinantes personales de la movilidad intergeneracional (Anexo I) es la de escoger ingresos personales.

residencia de los hijos como variables de control en los distintos modelos especificados. La distribución resultante de ambas muestras entorno a estas variables se muestra en la Figura 5.

Para evitar el fenómeno del sesgo de ciclo vital (*life-cycle bias*), seleccionamos individuos de la ECV19 que tengan entre 31 y 45 años (nacidos entre 1974 y 1988). Estas personas, fueron adolescentes de 14 años entre los años 1983 y 2003. La muestra auxiliar de la EPF 1990-1991 incluye a los progenitores de esa generación que ahora observamos como adultos en 2019. Siguiendo la misma estructura que Cervini (2015), suponemos que los padres tienen entre 39 y 57 años en el momento en que sus hijos cumplen 14 años por lo que seleccionamos de la muestra aquellos progenitores nacidos entre 1933 y 1951. Se selecciona solo a padres varones, siguiendo la metodología generalizada en la literatura y cuya justificación descansa en los bajos niveles de participación laboral femenina en comparación con la masculina durante los años de estudio, lo que haría que el nivel individual de ingresos difiriera del nivel de ingresos permanente del hogar, y conllevara, por tanto, problemas de representatividad en la construcción de la muestra. Para garantizar este perfil, se seleccionan aquellos individuos cabeza de familia, con nivel de ingresos positivos y que convivían con hijos o hijas en el hogar.

De acuerdo con la metodología recomendada por el IEF (Plá y Suelves, 2019) para la imputación de datos en la Encuesta de Condiciones de Vida, se lleva a cabo el emparejamiento de individuos de ambas encuestas a través de un procedimiento de *propensity score matching*. La distribución de los instrumentos en ambas muestras previa al emparejamiento es similar, tal y como se muestra en los histogramas de la Figura 5.

Una vez realizado el emparejamiento, obtenemos una muestra de trabajo de 7.427 parejas sintéticas de progenitores y descendientes. La Tabla 1 presenta las principales características de las bases de datos originales y las muestras de trabajo resultantes tras el emparejamiento y los filtros metodológicos aplicados. Debido a haber seleccionado exclusivamente a aquellos trabajadores por cuenta ajena, cabezas de familia, y de un abanico de edad determinado, identificamos algunos cambios entre nuestra muestra de trabajo y las observaciones recogidas en las encuestas. El nivel educativo resultante en el subgrupo de hijos es ligeramente mayor, así como el nivel de ingresos medio, diferencia similar a la existente en los individuos de la EPF. La distribución ocupacional y la distribución de sexo son muy similares a las originales.

**Tabla 1. Estadísticos descriptivos.**

	Bases de datos originales		Muestras emparejadas	
	ECV19 (N=39.852)	EPF9091 (N=72.123)	ECV19 (N=7.427)	EPF9091 (N=7.427)
<b>Edad</b>	44,67 (23,26)	36,64 (22,6)	44,28 (9,13)	43,32 (9,73)
<b>Sexo</b>				
<b>Hombres</b>	48,6%	49,1%	52,2%	100,0%
<b>Mujeres</b>	51,4%	50,9%	47,8%	0,0%
<b>Ingresos</b>	19.351,90 €	14.719,94 €	21.073,87 €	19.387,36 €
<b>Nivel educativo</b>				
<b>Alto</b>	23,40%	6,95%	46,01%	12,97%
<b>Medio</b>	18,90%	15,42%	22,23%	17,25%
<b>Bajo</b>	40,90%	77,63%	31,76%	69,79%
<b>Ocupación</b>				
<b>1</b>	22,67%	6,78%	27,07%	4,87%
<b>2</b>	3,84%	8,02%	4,63%	8,16%
<b>3</b>	3,02%	4,60%	4,03%	3,73%
<b>4</b>	8,50%	10,20%	10,57%	9,64%
<b>5</b>	13,48%	19,64%	14,22%	12,28%
<b>6</b>	4,66%	6,63%	2,01%	3,85%
<b>7</b>	21,79%	25,76%	20,41%	35,03%
<b>8</b>	21,62%	8,32%	16,86%	12,35%
<b>9</b>	0,41%	10,03%	0,21%	10,08%

Nota: Codificación de la variable **ocupación**: (1) directores y gerentes, (2) técnicos y profesionales científicos e intelectuales, (3) técnicos y profesionales de apoyo, (4) empleados contables, administrativos y de oficina, (5) trabajadores de servicios, restauración, personales, protección y vendedores, (6) trabajadores cualificados agrícolas, ganaderos, forestal y pesquero, (7) artesanos y trabajadores cualificados industriales, (8) operadores y montadores, (9) ocupaciones elementales.

#### **4. Principales resultados.**

Las siguientes líneas recogen los principales resultados del trabajo empírico realizado. En primer lugar, se presentan los coeficientes estimados para distintas especificaciones que amplían y restringen el modelo principal (M1).

Los resultados recogidos en la Tabla 2 presentan los coeficientes estimados de la segunda etapa, interpretados como la elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE). Se presentan tanto el estimador introducido en el modelo teórico de este trabajo (TSTOLS) como un segundo estimador obtenido por medio de un modelo GMM planteado por Mitnik (2018) que, estimando ambas ecuaciones de forma simultánea, alcanza un mayor grado de eficiencia (independientemente del número de instrumentos utilizados), planteando un límite superior que compensa el sesgo de atenuación propio del modelo y permitiendo obtener una estimación más precisa para los casos en que las “dos muestras” han sido ligadas de forma artificial.

Si bien los instrumentos utilizados en la primera etapa, determinados por la disponibilidad de datos, son constantes en las distintas especificaciones presentadas, la Tabla 2 recoge tres modelos distintos que incorporan distintas variables de control en la segunda etapa, de tal forma que se observa la incidencia de un polinomio de la edad del padre y el efecto de factores geográficos como son el grado de ruralidad, el tamaño del municipio y la Comunidad Autónoma de las hijas e hijos. Los coeficientes estimados de cada una de las variables introducidas se presentan en el Anexo II.

**Tabla 2. Estimación IGE y especificaciones comparadas.**

<b>Especificaciones del modelo en segunda etapa.</b>					
	<b>M1</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Hombres</b>
$\beta_{TSTSLs}$	<b>0,5025*</b>	<b>0,5018*</b>	<b>0,3849*</b>	<b>0,5832*</b>	<b>0,5391*</b>
	(0,0405)	(0,0454)	(0,0453)	(0,062)	(0,0631)
R <sup>2</sup>	0,016	0,0256	0,0284	0,0233	0,0200
$\beta_{GMM}$	<b>0,5077*</b>	<b>0,5059*</b>	<b>0,3840*</b>	<b>0,5962*</b>	<b>0,4577*</b>
N		14.844		7.102	7.752

*\*Significativo al 99%*

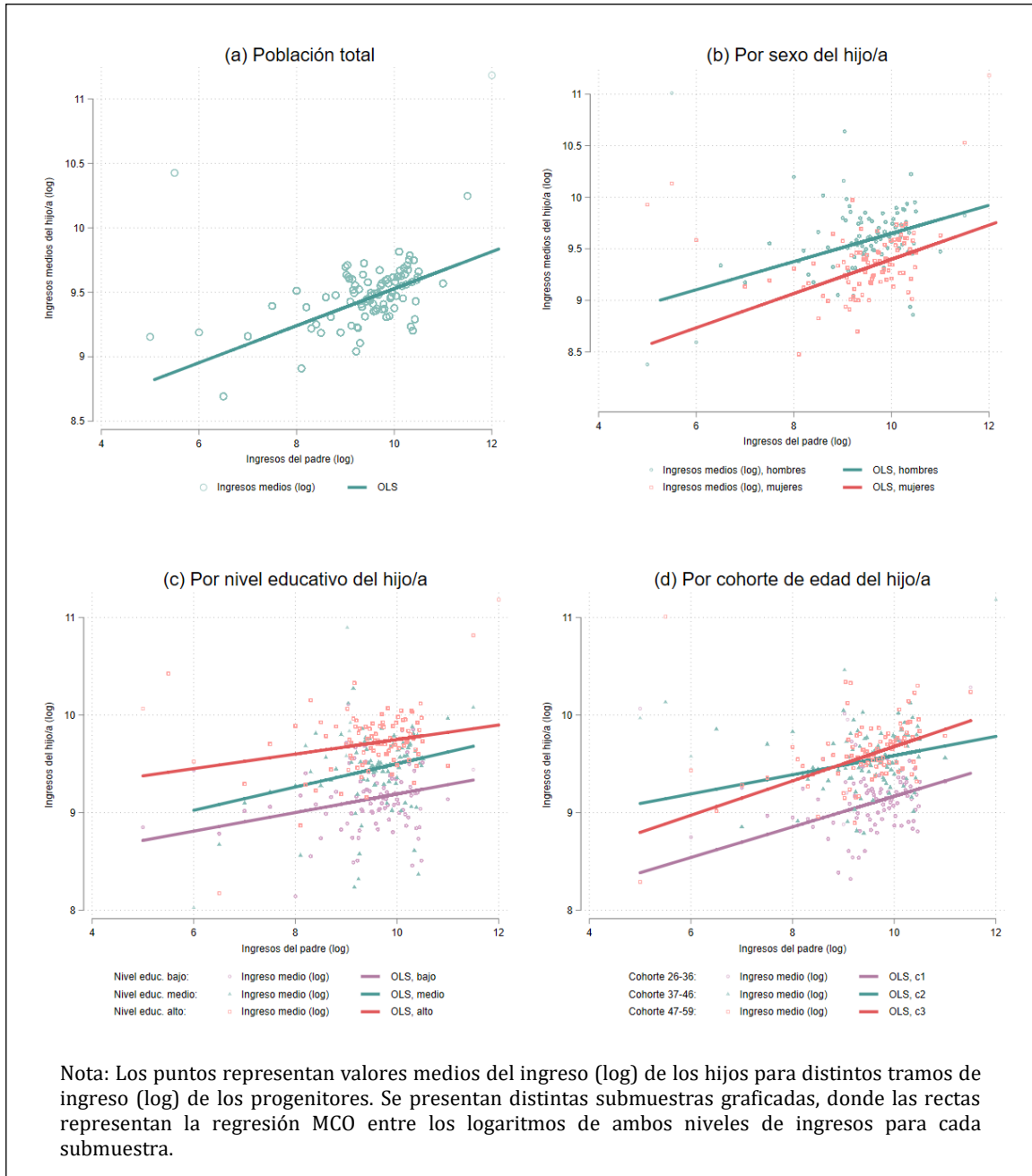
Nota: Variable dependiente: log del ingreso salarial anual de hijos e hija. Instrumentos de primera etapa: dummies de nivel educativo y ocupación. Variables de control: (M1) ninguna, (M2) polinomio de la edad del progenitor, (M3) variables geográficas (nivel de urbanismo, tamaño del municipio y CCAA). Entre paréntesis, errores estándar estimados mediante *Bootstrap*. A la derecha, modelos con submuestras del sexo de hijos e hijas.

Atendiendo a la diferencia intergeneracional en función del género del descendiente, se ha estimado así mismo dos modelos basados en muestras restringidas, de tal forma que es posible identificar cómo las diferencias planteadas en trabajos anteriores (Cervini, 2013) siguen vigentes en la población española algunos años después, con una brecha de hasta 5 p.p.. Gráficamente, es posible advertir los efectos asociados a determinadas características de los hijos que plantean diferencias en el grado de incidencia de movilidad intergeneracional.

En un primer lugar, si atendemos a los resultados expuestos en la Figura 6, se observa que este indicador IGE no es lineal a lo largo de la distribución de ingresos. Lo que nos plantean las pendientes diferentes es que la dependencia del nivel de ingresos familiar varía a lo largo de la distribución de la renta, y es ligeramente más atenuado en la cola inferior de la distribución, siendo su pendiente mayor en el centro de esta. Complementando la diferencia de elasticidad introducida anteriormente en función del sexo, se advierte que esta brecha es más acusada en niveles bajos de renta. Las distintas pendientes de la gráfica (b) indican que a medida que la renta del padre aumenta, se reduce la diferencia que hay entre varones

y mujeres en cuanto a dependencia del nivel de ingresos familiar. Esto apunta a la existencia de efectos multiplicadores de la desigualdad de género en aquellos entornos familiares de menores ingresos.

**Figura 6. Elasticidad intergeneracional de ingresos (IGE).**



De otra parte, el nivel educativo también es un factor determinante a la hora de equilibrar intergeneracionalmente las diferencias de ingresos. Numerosos estudios apuntan a que la transmisión intergeneracional de patrones educativos juega un papel importante en la formación potencial de una generación sucesiva. Lo que en este caso identificamos, además, es la medida en que la obtención de una mayor cualificación (educación superior, frente a

niveles educativos medio y bajo), supone un aplanamiento de la pendiente de elasticidad a lo largo del nivel de ingresos. Esto es particularmente importante para aquellos individuos descendientes de los entornos más pobres, dado que supone que en una generación puedan alcanzar niveles de renta similares a los descendientes de aquellas familias más adineradas. Esto pone de manifiesto, de nuevo, la importancia del nivel educativo en la reducción de los niveles de desigualdad, también a través de la movilidad intergeneracional de ingresos.

Un último comentario sobre las diferencias según la cohorte de edad de los descendientes apunta en la misma línea que veremos después sobre los resultados en medidas de posición, y es que confirma los supuestos teóricos de partida sobre el sesgo de ciclo vital y la importancia de la edad de medición para la minimización del sesgo de atenuación entre renta actual y renta permanente.

Un aspecto destacado en la literatura que debemos advertir es la no linealidad de estos datos de elasticidad intergeneracional de ingresos. Estos efectos no lineales pueden tratar de identificarse a partir de distintas metodologías como son matrices de transición, regresiones posicionales o regresiones cuantílicas (Grawe, 2004; Nicoletti y Ermisch, 2008; etc.) entre otras metodologías.

El análisis realizado a través de las matrices de transición entre percentiles, deciles o quintiles de las distribuciones de renta nos permite complementar la interpretación de las dinámicas que componen la movilidad intergeneracional de ingresos. Desagregando estas transiciones, la literatura coincide en la existencia de fenómenos no lineales que podemos comparar con lo extraído de nuestra distribución. De una parte, en la Tabla 3 podemos identificar cómo las pautas de permanencia no son homogéneas a lo largo y ancho del territorio español. La interpretación, en este sentido, de una matriz de movilidad perfecta sería aquella con una matriz de ceros en su diagonal (no permanencia), mientras que un patrón de inmovilidad total quedaría representado por una matriz identidad (permanencia total en ese quintil).

La interpretación de estas probabilidades de transición se encuentra íntimamente relacionada con las diferencias territoriales que existen en igualdad de oportunidades. Territorios como Extremadura, Andalucía o Ceuta presentan un esquema con valores altos de permanencia en el primer quintil de la distribución, es decir, mayores dificultades para escapar de situaciones de pobreza que en aquellas otras comunidades donde la dependencia del nivel de renta de los progenitores es menor para estos entornos y, por tanto, presentan mayores niveles de movilidad (Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra o La Rioja).

Por el contrario, valores más altos en el quintil superior, como son los casos de Madrid o Navarra, nos indican territorios en los que el perfil familiar de renta tiene un mayor peso y determina que estos altos niveles posicionales se transmitan intergeneracionalmente, lo que generaría en última instancia acumulaciones de capital familiar que retroalimentan este fenómeno.

**Tabla 3. Probabilidad de los descendientes de permanecer en el mismo quintil de ingresos que sus progenitores, por CCAA.**

	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canarias	Cantabria	Castilla-La Mancha
1 <sup>er</sup> Q	0,305	0,205	0,244	0,200	0,158	0,171	0,214
2 <sup>º</sup> Q	0,255	0,173	0,208	0,180	0,255	0,297	0,221
3 <sup>er</sup> Q	0,212	0,265	0,216	0,163	0,209	0,327	0,279
4 <sup>º</sup> Q	0,133	0,097	0,328	0,204	0,216	0,175	0,143
5 <sup>º</sup> Q	0,209	0,241	0,245	0,364	0,135	0,232	0,210

	Castilla y León	Cataluña	C. Valenciana	Extremadura	Galicia	Madrid	Murcia
1 <sup>er</sup> Q	0,221	0,169	0,270	0,382	0,232	0,115	0,324
2 <sup>º</sup> Q	0,250	0,217	0,235	0,281	0,222	0,189	0,239
3 <sup>er</sup> Q	0,254	0,226	0,253	0,114	0,226	0,242	0,177
4 <sup>º</sup> Q	0,301	0,250	0,165	0,098	0,257	0,214	0,172
5 <sup>º</sup> Q	0,233	0,265	0,240	0,050	0,192	0,362	0,231

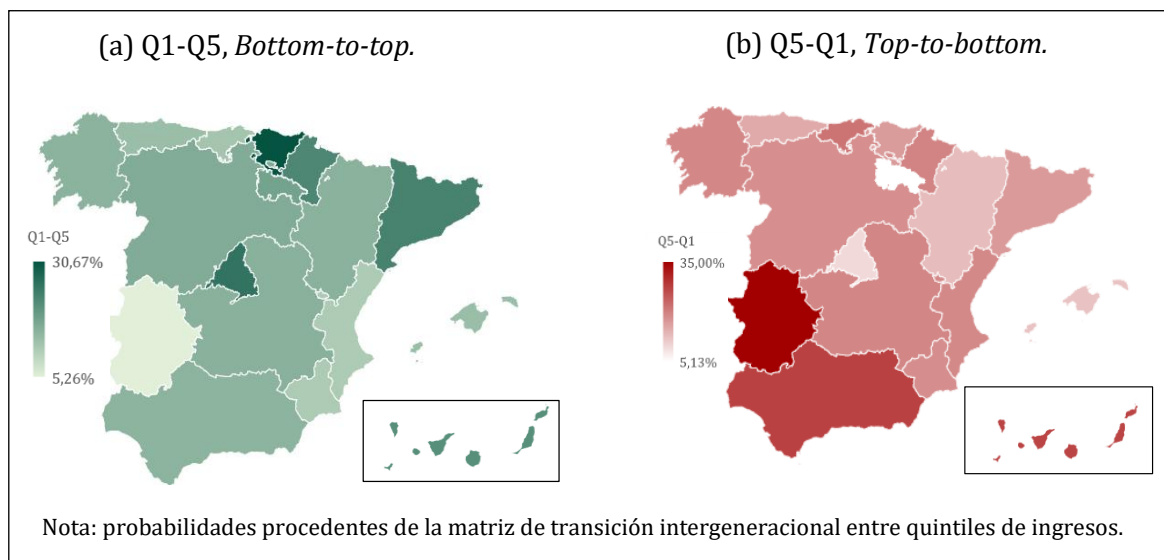
	Navarra	País Vasco	La Rioja	Ceuta	Melilla
1 <sup>er</sup> Q	0,028	0,173	0,143	0,333	0,232
2 <sup>º</sup> Q	0,019	0,203	0,129	0,182	0,222
3 <sup>er</sup> Q	0,171	0,213	0,211	0,278	0,090
4 <sup>º</sup> Q	0,333	0,234	0,209	0,167	0,318
5 <sup>º</sup> Q	0,317	0,286	0,282	0,083	0,368

Nota: Probabilidades basadas en las diagonales de las matrices de transición del percentil de la distribución de ingresos de los padres al percentil de distribución de ingresos de los hijos/as. En verde, superiores a la equidistribución (0.2), donde el nivel de permanencia es mayor. En azul, aquellas inferiores a 0.2, donde la movilidad es mayor. Obtenido utilizando el comando *xtrans*.

La distribución geográfica de estos movimientos guarda cierta relación con los patrones que afectaban a los niveles de permanencia en perfiles extremos comentados con anterioridad. El caso, por ejemplo, de Extremadura, plantea uno de los territorios donde, además de una alta probabilidad intergeneracional de descensos bruscos de renta, los niveles de permanencia en estos percentiles más bajos son mayores, lo que agrava la situación de las familias que se encuentran en entornos de pobreza haciendo más difícil la movilidad.

Madrid, Cataluña o el País Vasco, por lo contrario, presentan esquemas de movilidad ascendente más fluidos, don parecen reforzar la situación de aquellas familias consiguen alcanzar estos percentiles más ricos. De nuevo, tal y como concluía recientemente Soria (2022), el factor geográfico supone un elemento importante como factor explicativo de los patrones de movilidad en España. Los resultados aquí obtenidos son coherentes con los alcanzados por el autor.

**Figura 7. Movilidad intergeneracional de larga distancia, por CCAA.**



La Figura 8 expone los resultados extraídos de una regresión entre los percentiles de ingresos de ambas distribuciones, medida posicional alternativa que, como ha sido introducida anteriormente, ayuda a complementar información relevante sobre las dinámicas de movilidad. Los resultados obtenidos apuntan en la misma línea que la literatura recogida, en la medida en que, por efecto de esta transmisión intergeneracional de patrones de ingresos, los percentiles alcanzados se ven afectados por el nivel de renta familiar. Identificamos así, percentiles de renta menores en aquellos hijos con padres de menos renta, mientras que, en media, hijas e hijos de padres más ricos obtienen percentiles de transición más elevados.

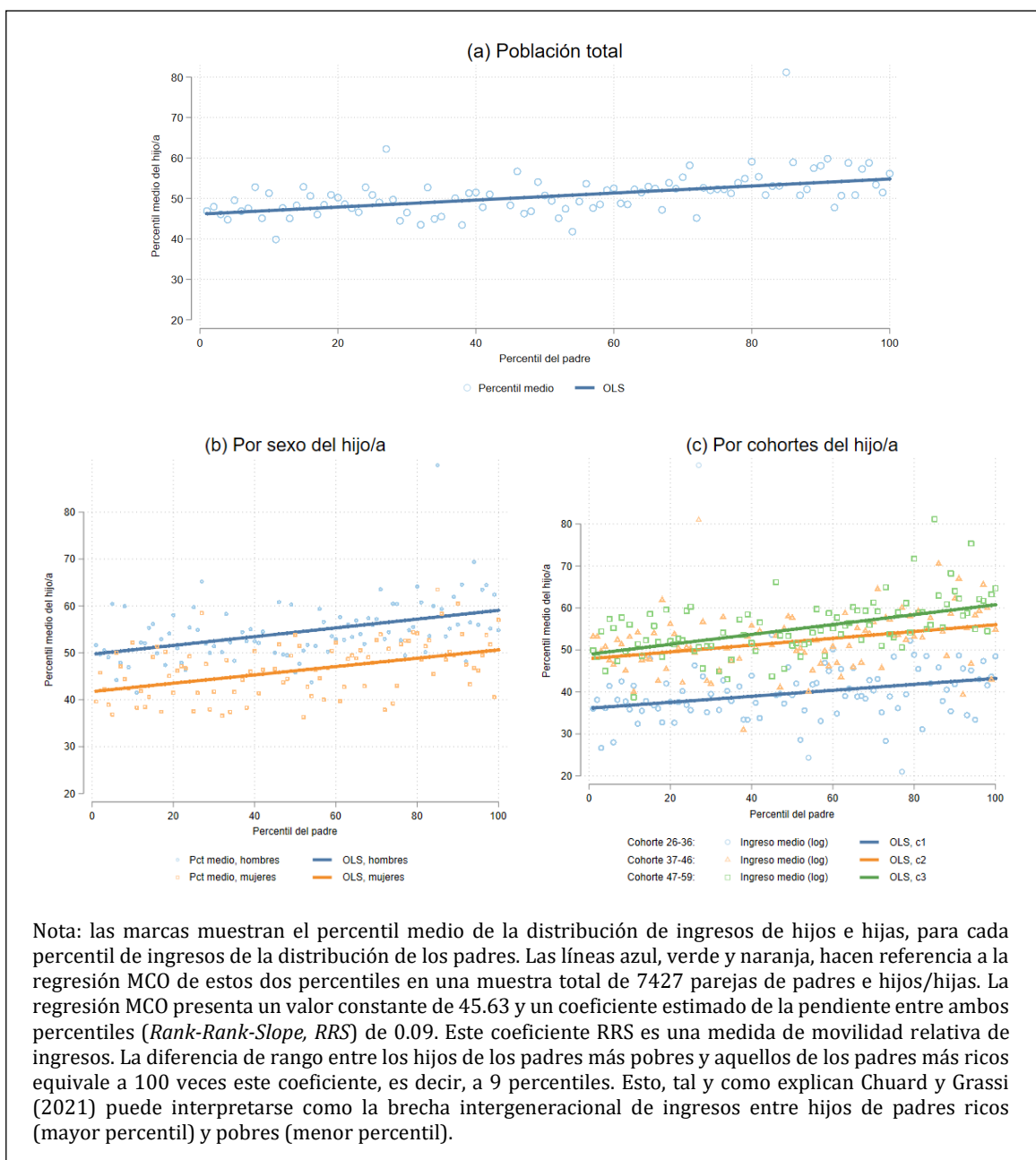
El componente de género juega un papel importante en la dependencia familiar de ingresos. En la misma línea en que ha sido estudiado en trabajos anteriores para el caso español, se encuentran elasticidades de ingreso más bajas, menores grados de movilidad y transiciones ascendentes menos acusadas en el caso de las mujeres, frente a los varones.

En caso de permanecer constante esta dinámica, estos resultados pueden traducirse en que la hija de un padre del percentil más pobre, y con las con las mismas características personales de su hermano varón, pasados 30 años alcance una posición promedio 10 puntos



porcentuales menor que la de su hermano, en términos de posición de ingresos. A modo de ejemplo, si aplicamos este ejercicio a los datos de ingresos de nuestra distribución, ambos descendientes (hija e hijo) de un padre que se sitúe en la renta mediana, potencialmente alcanzarán unos ingresos anuales con una diferencia de 1.477€ (un 12% de la renta media nacional).

**Figura 8. Relación de rangos entre padre e hijo/a. (RRS).**



Los motivos que subyacen a estas dinámicas son diversos y estructurales, pero merece la pena destacar como el matrimonio penaliza la movilidad de ingresos en las mujeres de forma más intensa que en los varones (Cervini y Ramos, 2013), de tal forma que a través del

fenómeno del emparejamiento selectivo se perpetúan intergeneracionalmente rangos de ingresos similares.

Por último, el tercer gráfico que compone la Figura 6 evidencia el punto de partida teórico del sesgo del ciclo vital, mostrando como la medición ingresos en cohortes de edad más jóvenes pueden verse afectadas por un sesgo de atenuación entre el nivel de ingresos actual y el nivel de ingresos permanente, que no ha llegado a alcanzarse en etapas tempranas y por tanto sobrestima aquellos individuos con menor nivel educativo o formativo, mientras que la diferencia no es significativa para las cohortes 2 y 3. Respecto a la interpretación de las pendientes como indicadores de movilidad (RRS), una mayor pendiente implicaría una menor movilidad. En este sentido, la cohorte de más edad plantea niveles de movilidad ligeramente inferiores a la segunda, lo que puede interpretarse como un leve incremento de la movilidad intergeneracional en función del tiempo, si bien otros factores coyunturales pueden estar afectando a esta diferencia y para un análisis completo de la evolución temporal de la movilidad sería necesario el estudio de trabajos comparables sucesivos en un abanico temporal más amplio.

## **5. Comentarios finales.**

Los altos niveles de desigualdad de ingresos que presenta la economía española suponen uno de los mayores problemas estructurales a los que se enfrenta esta sociedad. Sus implicaciones plantean graves retos distributivos y de cohesión que, en ocasiones, se matizan a través de figuras aspiracionales como el “ascensor social”, la meritocracia o el principio de igualdad de oportunidades. La acumulación familiar de distintos tipos de capital (económico, cultural, educativo...) y su dispar transmisión intergeneracional puede producir un efecto multiplicador en esos niveles de desigualdad, por lo que ser capaces de medir su impacto, estudiar sus causas e identificar los mecanismos a través de los que se produce supone un ámbito de estudio ilustrativo para entender este fenómeno a largo plazo.

Este trabajo desarrolla una estimación de la elasticidad intergeneracional de ingresos (*IGE*) entre padres e hijos e hijas para el caso español. Debido a la ausencia de paneles de datos específicos, se utilizan dos encuestas distintas para la elaboración de una muestra conjunta: la Encuesta de Presupuestos Familiares (1990-1991) y la Encuesta de Condiciones de Vida (2019) que incorpora un módulo especial de transmisión intergeneracional. La metodología del estimador empleado es la de una estimación de dos muestras en dos etapas (*TSTSLS*) emparejando ambas muestras mediante *propensity score matching*. Además, se aplican

distintos tipos de selección muestral con la intención de reducir los sesgos inherentes a este tipo de estimación (ciclo vital y diferencia entre renta actual-renta permanente).

Los resultados de la estimación arrojan un coeficiente IGE de 0.50 en el modelo principal estimado (M2), aquel con una especificación similar al trabajo previo de Cervini (2015), de tal forma que pueda resultar comparable. Se realiza un análisis por submuestras para estudiar la diferencia de género existente en esta persistencia intergeneracional, obteniendo un coeficiente de 0.53 para los hombres y 0.58 para las mujeres, lo que implica un importante patrón de género en este fenómeno, cuyas causas han sido profundo objeto de estudio en distintos trabajos. Cervini (2015) estimaba un IGE de 0.4 para los hombres y 0.55 para las mujeres. De esta forma, comparando los resultados podemos decir que se ha reducido la movilidad y que, además, la brecha entre su nivel de transmisión en función del género se ha mantiene. Tal y como recogen los resultados expuestos en la Tabla 2, se han estimado modelos con especificaciones alternativas que ofrecen elasticidades de entre 0.38 hasta 0.50, en función de los criterios elegidos para las variables incluidas, aumentando esta persistencia especialmente para las mujeres.

Además de las importantes diferencias geográficas identificadas entre los patrones de transmisión del nivel de ingresos, el análisis posicional a través del indicador *Rank-Rank-Slope* permite calcular una diferencia intergeneracional promedio de ingresos anuales de unos 1775€ entre lo alcanzado por una mujer y un hombre, para un mismo padre procedente del percentil de ingresos medio,

De ser correctos estos datos, estaríamos ante unas cifras de movilidad intergeneracional inferiores a las de cálculos anteriores, lo que implicaría un aumento de la inmovilidad en España, y un empeoramiento de su posición relativa con respecto a las economías de su entorno. Así mismo, conviene también advertir la existencia de posibles sesgos en la estimación inherentes al proceso de imputación y a la elaboración de una muestra sintética, que pueden conllevar una sobrestimación de los datos de elasticidad intergeneracional de ingresos obtenidos.

Por último, el trabajo realizado permite señalar distintas líneas de investigación potenciales que plantearían avances y mejoras de futuros trabajos empíricos realizados en este ámbito de estudio. En este sentido, la disponibilidad de datos y la ausencia de un panel prolongado en el tiempo son determinantes a la hora de diseñar la investigación. Muchos de los supuestos teóricos de partida, además, están basados en trabajos empíricos realizados en economías distintas a la española, lo que puede implicar que se estén pasando por alto patrones sociales, culturales o familiares heterogéneos entre países y que afecten a la

dimensión del sesgo de ciclo de vida. Por ejemplo, una replicación del trabajo de Haider y Solon (2006) con datos para España resultaría muy esclarecedor en estos términos.

Tal y como indica D'Addio (2007), el fenómeno de la transmisión intergeneracional de ingresos y la movilidad intergeneracional estudia el ingreso o la renta como fuentes importantes, pero no únicas de transmisión de desigualdad. La movilidad intergeneracional requiere ser analizada junto a más aspectos como la educación, variables institucionales y una amplia "black box" de factores para poder alcanzar una comprensión del fenómeno que permita atajar de forma temprana los profundos determinantes de la desigualdad.

## **6. Bibliografía y fuentes:**

Acciari, P., Polo, A., & Violante, G. L. (2019). "And Yet It Moves": Intergenerational Mobility in Italy (No. w25732). National Bureau of Economic Research.

Altonji, J. G., & Dunn, T. A. (1991). Relationships Among the Family Incomes and Labor Market Outcomes of Relatives (No. 3724). National Bureau of Economic Research, Inc.

Andrews, D., & Leigh, A. (2009). More inequality, less social mobility. Applied economics letters, 16(15), 1489-1492.

Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1992). The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. Journal of the American statistical Association, 87(418), 328-336.

Arellano, M. and C. Meghir. 1992. Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data sets. The Review of Economic Studies 59: 537-559.

Atkinson, A. B., Maynard, A. K., & Trinder, C. G. (1983). Evidence on Intergenerational Income Mobility in Britain: Some Further Preliminary Results. In Human Resources, Employment and Development (pp. 290-308). Palgrave Macmillan, London.

Atkinson, A. B., Trinder, C. G., & Maynard, A. K. (1978). Evidence on intergenerational income mobility in Britain. Economics Letters, 1(4), 383-388.

Atkinson, A.B. (1981). "On intergenerational income mobility in Britain", en Journal of Post Keynesian Economics, 3(2), 194-218.

Ayala, L., & Sastre, M. (2002). La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores. Revista de Economía Pública, 162(3), 101-31.

- Azevedo, V. M., & Bouillon, C. P. (2009). Social mobility in Latin America: a review of existing evidence. Available at SSRN 1543859.
- Bauer, P. (2006). The intergenerational transmission of income in Switzerland: a comparison between natives and immigrants. Available at SSRN 912720.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G., & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3), 2-39.
- Behrman, J. R., Gaviria, A., Székely, M., Birdsall, N., & Galiani, S. (2001). Intergenerational mobility in Latin America. *Economia*, 2(1), 1-44.
- Bielby, W. T., & Hauser, R. M. (1977). Response error in earnings functions for nonblack males. *Sociological Methods & Research*, 6(2), 241-280.
- Björklund, A., & Jäntti, M. (1997). Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *The American Economic Review*, 87(5), 1009-1018.
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2010). Recent developments in intergenerational mobility (No. w15889). National Bureau of Economic Research.
- Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*, NY.
- Bloise, F., Brunori, P., & Piraino, P. (2021). Estimating intergenerational income mobility on sub-optimal data: a machine learning approach. *The Journal of Economic Inequality*, 19(4), 643-665.
- Böhlmark, A., & Lindquist, M. J. (2006). Life-cycle variations in the association between current and lifetime income: Replication and extension for Sweden. *Journal of Labor Economics*, 24(4), 879-896.
- Bratsberg, Bernt, Knut Røed, Oddbjørn Raaum, Robin Naylor, Markus Jäntti, Tor Eriksson, and Eva Österbacka (2007). "Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: Consequences for Cross-Country Comparisons." *Economic Journal* 117(519): C72- C92.
- Bulcock, J. W. (1974). Education and the Socioeconomic Career II: A Model of the Resource Conversion Properties of Family, School, and Occupational Environments. Research Notes from the Malmo Study. Report No. 10.
- Cervini Plá, M. (2015). Intergenerational Earnings and Income Mobility in Spain. *Review of Income and Wealth*, 61(4), 812-828.

- Cervini Plá, M. y Ramos, X. (2013). Movilidad intergeneracional y emparejamiento selectivo en España. *Papeles de Economía Española*, 2013, núm. 135, p. 217-229.
- Chen, W. H., Ostrovsky, Y., & Piraino, P. (2017). Lifecycle variation, errors-in-variables bias and nonlinearities in intergenerational income transmission: new evidence from Canada. *Labour Economics*, 44, 1-12.
- Chetty, R., & Hendren, N. (2018). The impacts of neighborhoods on intergenerational mobility I: Childhood exposure effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1107-1162.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Chuard, P., & Grassi, V. (2021). Switzer-Land of opportunity: Intergenerational income mobility in the land of vocational education. Available at SSRN 3662560.
- Chyi, H., Zhou, B., Jiang, S., & Sun, W. (2014). An estimation of the intergenerational income elasticity of China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(sup6), 122-136.
- Comi, S. (2004). *Intergenerational Mobility in Europe: Evidence from ECHP*. Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics (CHILD).
- Contreras, D., M. Fuenzalida and J. Nuñez (2006), "Persistencia Intergeneracional del Ingreso en Chile y el Rol de la Habilidad de los Hijos", Masters thesis, Economics Department, Universidad de Chile.
- Corak, M. (2006). Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility. In *Dynamics of inequality and poverty*. Emerald Group Publishing Limited.
- Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Corak, M. (Ed.). (2004). *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- D'Addio, A. (2007), "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations?", OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 52, OECD Publishing, Paris.
- Dardanoni, V. (1993). Measuring social mobility. *Journal of Economic Theory*, 61(2), 372-394.

- De Pablos, L., & Gil, M. (2011). Movilidad intergeneracional educativa y ocupacional en España: ¿Importan las cuestiones de género?
- Deutscher, N., & Mazumder, B. (2021). Measuring intergenerational income mobility: A synthesis of approaches.
- Dunn, C. (2007) "The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*: Vol. 7: Iss. 2 (Contributions), Article 2.
- Ermisch, J., Francesconi, M., & Siedler, T. (2006). Intergenerational mobility and marital sorting. *The Economic Journal*, 116(513), 659-679.
- Ferreira, F. H., & Gignoux, J. (2011). The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of income and wealth*, 57(4), 622-657.
- Ferreira, S. G., & Veloso, F. A. (2006). Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 26(2), 181-211.
- Fortin, N. M., & Lefebvre, S. (1998). Intergenerational income mobility in Canada. *Labour markets, social institutions, and the future of Canada's children*, (89-553).
- Fox, L., Torche, F., & Waldfogel, J. (2016). Intergenerational mobility. *The Oxford handbook of the social science of poverty*.
- Gibbons, M. (2010). Income and occupational intergenerational mobility in New Zealand (No. 10/06). *New Zealand Treasury Working Paper*.
- Ginsberg, M. (1929). Interchange between social classes. *The Economic Journal*, 39(156), 554-565.
- Goldberger, A. S. (1989). Economic and mechanical models of intergenerational transmission. *The American Economic Review*, 79(3), 504-513.
- Grawe, N. (2004). Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earning sons in international perspective. In M. Corak (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe* (pp. 58-89). Cambridge University Press.
- Güell, M., Rodríguez Mora, J. V., & Telmer, C. I. (2015). The informational content of surnames, the evolution of intergenerational mobility, and assortative mating. *The Review of Economic Studies*, 82(2), 693-735.
- Haider, S., & Solon, G. (2006). Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings. *American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.

- Hardin, J. W. (2002). The robust variance estimator for two-stage models. *The Stata Journal*, 2(3), 253-266.
- Hausen, T. (1969). *Talent, opportunity, and career*. Almquist & Wicksell, Stockholm.
- Heidrich, S. (2017). Intergenerational mobility in Sweden: a regional perspective. *Journal of Population Economics*, 30(4), 1241-1280.
- Helsø, Anne-Line (2021). "Intergenerational Income Mobility in Denmark and the United States\*". *The Scandinavian Journal of Economics* 123.2, pp. 508–531.
- Hertz, T. N. (2001). *Education, inequality and economic mobility in South Africa*. University of Massachusetts Amherst.
- Hnatkovska, V., Lahiri, A., & Paul, S. B. (2013). Breaking the caste barrier intergenerational mobility in india. *Journal of Human Resources*, 48(2), 435-473.
- Inoue, A., & Solon, G. (2010). Two-sample instrumental variables estimators. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), 557-561.
- Jerrim, J., Choi, A., & Simancas, R. S. (2014). Two-Sample Two-Stage Least Squares (TSTSLS) estimates of earnings mobility: how consistent are they? (No. 14-17). Quantitative Social Science-UCL Social Research Institute, University College London.
- Jiménez, M., & Jiménez, M. (2009). *La movilidad intergeneracional del ingreso: Evidencia para Argentina*. Documentos de Trabajo del CEDLAS.
- Kim, S. (2017). Intergenerational mobility in Korea. *IZA Journal of Development and Migration*, 7(1), 1-18.
- Klevmarcken, A. (1982). Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set (No. 62). IUI Working Paper.3
- Labar, K. (2007). *Intergenerational Mobility in China* (No. 200729). CERDI.
- Lee, Chul-In, and Gary Solon (2009). Trends in intergenerational income mobility. *Review of Economics and Statistics* 91 (4): 766–72.
- Lefranc, A. (2011). *Educational expansion, earnings compression and changes in intergenerational economic mobility: Evidence from French cohorts, 1931-1976*. Unpublished manuscript, University of Cergy.
- Lefranc, A., & Trannoy, A. (2005). Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US? *Annales d'Economie et de Statistique*, 57-77.



- Lefranc, A., Ojima, F., & Yoshida, T. (2014). Intergenerational earnings mobility in Japan among sons and daughters: levels and trends. *Journal of Population Economics*, 27(1), 91-134.
- Leigh, A. (2007). *Intergenerational Mobility in Australia*, Contributions to Economic Analysis & Policy, Berkeley Electronic Press, vol. 7(2), pages 1781-1781.
- Martín, N. S., & García-Perez, C. (2022). The Intergenerational Mobility of Income: A Study Applied to the Spanish Case (2005–2011). *Journal of Family and Economic Issues*, 1-19.
- Mazumder, B. (2005). Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 235-255.
- Mazumder, B. (2018). Intergenerational mobility in the United States: What we have learned from the PSID. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 680(1), 213-234.
- Mendolia, S., & Siminski, P. (2016). New estimates of intergenerational mobility in Australia. *Economic Record*, 92(298), 361-373.
- Mercan, M. A., & Barlin, H. (2016). Intergenerational Income Elasticity in Turkey: A New Estimate. *International Journal of Research in Business and Social Science* (2147-4478), 5(3), 30-37.
- Mitnik, P. (2018) Two-Sample Estimation of Intergenerational Income Elasticities: The IGETWOS Command. Working Paper, Center on Poverty and Inequality, Stanford University.
- Mocetti, S. (2007). Intergenerational earnings mobility in Italy. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2).
- Nicoletti, C., & Ermisch, J. F. (2008). Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2).
- Núñez, J., & Risco, C. (2004). Movilidad intergeneracional del ingreso en un país en desarrollo: el caso de Chile. Documento de trabajo, 210, 17.
- OECD (2018), *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, OECD Publishing, Paris.
- Palencia, A. y Salas, P. (2021). Personal Wellbeing and Intergenerational Mobility in Spain. *EQUALITAS Working Paper No. 69*.
- Parsons, D. (1975). Intergenerational wealth transfers and the educational decisions of male youth, *Quarterly Journal of Economics*.

- Plá, N. B., & Suelves, B. G. (2019). ¿PSM o imputación?: herramientas para la fusión estadística de las encuestas ECV y EPF. Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales. Serie economía, (8), 1-37.
- Prais, S. J. (1955). Measuring social mobility. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 118(1), 56-66.
- Ramírez Zuluaga, J. S. (2015). Movilidad social intergeneracional por ingresos en Colombia (Doctoral dissertation, Universidad Nacional de Colombia).
- Sánchez Hugalde, A. (2004). Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90). IEB Working Paper 2004/01.
- Sewell, W. & Hauser, R. (1975). *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. Academic Press, New York.
- Solon, G. (1989). Biases in the estimation of intergenerational earnings correlations. *The Review of Economics and Statistics*, 172-174.
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*, 393-408.
- Solon, G. (2002). Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 59-66.
- Solon, G. (2004). A model of intergenerational mobility variation over time and place. In Corak, M. (Ed.). *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- Soltow, L. (1965). *Toward income equality in Norway* (University of Wisconsin Press, Madison, WI).
- Soria, J. (2022). Intergenerational Mobility, Gender Differences and the Role of Out-Migration: New Evidence from Spain. *Gender Differences and the Role of Out-Migration: New Evidence from Spain* (May 16, 2022).
- Wiegand, J., 1997. Intergenerational Earnings Mobility in Germany. Mimeo. University College London. Zimmerman, David, 1992. Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review* 82, 409 – 429 (June).
- Wolff, P. de and A.R.D. van Shjpe, 1973, The relation between income, intelligence, education and social background, *European Economic Review*.
- Yavuz, H. B., Pastore, F., & Doruk, Ö. T. (2019). Intergenerational Mobility: An Assessment for Latin American Countries (No. 12312). IZA Discussion Papers.

Zimmerman, D. J. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature. *The American Economic Review*, 409-429.

**Anexo I: Principales estimaciones IGE.**

País	Estudio	Datos	Medición hijos	Medición padres	$\beta_{OLS}$	$\beta_{TSIV}$	$\beta_{TSTSLs}$
Alemania	Coach y Dunn (1997)	German Socio-Economic Panel, 1984.	Media 6 años ingresos anuales (log), edad media: 22,8 años.	Media 6 años ingresos anuales (log), edad media: 22,8 años.	0,11		
Alemania	Wiegand (1997)	German Socio-Economic Panel, 1994.	Ingresos mensuales (log), 27-33 años.	Media 5 años ingresos mensuales (log).		0,34	
Argentina	Jiménez y Jiménez (2009)	Encuesta Permanente de Hogares (EPH), 1987, 2007.	Ingreso mensual de ocupación principal (log); 26-38 años.	Predicción: experiencia, nivel educativo y residencia; 15-64 años.			0,49
Australia	Mendolia y Siminsky (2016)	Household, Income and abour Dynamics Australia (HILDA), 2001-2012.	Salario hora (log), 25-54 años.	Predicción: ocupación, 25-54 años.			0,35
Australia	Leigh (2007)	Household, Income and Labour Dynamics in Australia Survey,	Ingreso del salario hora, 25-54 años.	Predicción: edad y ocupación; 25-54 años.		0,18	
Brasil	Ferreira y Veloso (2006)	PNAD y Censo Demográfico, 1996.	Salario hora (log), 25-64.	Predicción: ocupación (6) y educación (6), 25-64 años.			0,58
Brasil	Yavuz et al. (2019)	IPUMS, 2010.	Ingreso anual (log).	Ingreso anual (log).	0,42		
Brasil	Ferreira y Gignoux (2011)	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1996.	Ingresos del hogar per cápita (log)	Predicción: Educación		0,57	
Brasil	Dunn (2007)	PNAD, 1982-1996.	Ingreso mensual (log), 25-34 años.	Predicción: Educación, 30-50 años.		0,69	
Canadá	Corak y Heisz (1999)	Registros fiscales, 1995.	Ingreso total anual (log), 29-32 años.	Media de 5 años, ingresos anuales (log).	0,23		

Canadá	Chen et al. (2017)	International Income Data, 2008.	Media 3 años, 38-42 años.	Media 10 años, 35-55 años.	0,32	
Canadá	Fortin y Lefebvre (1998)	General Social Surveys (GSS) y Censo fiscal, 1986, 1994.	Ingreso personal pre-tax (log), 17-59 años.	Predicción: ocupación; 17-59 años.		0,2
Chile	Nuñez y Risco (2004)	Encuesta de Ocupación y Desocupación, 2004.	Ingreso personal, 23-55 años.	Predicción: educación y experiencia, 23-55 años.		0,55
Chile	Nuñez y Miranda (2007)	Employment and Unemployment Survey, 2004.	Ingreso anual (log), 23-65 años.	Predicción: educación y experiencia.	0,54	
China	Chyi et al. (2014)	China Health and Nutrition Survey, 1989-2006.	Ingreso personal anual (log), 16-65 años.	Predicción: educación, edad media 46.7 años.		0,56
China	Labart (2007)	China Health and Nutrition Survey, 1991-2004.	Ingreso salarial anual (log), 16-30 años.	Predicción: educación, 16-30 años.		0,29
Colombia	Ramirez Zuloaga (2016)	Encuesta de Calidad de Vida y Movilidad Social, 2010; y Encuesta Nacional de Hogares, 1976-1991.	Ingreso corriente anual (log), 25-52 años.	Predicción: educación, ocupación, edad, tamaño de hogar y zona de nacimiento; 25-52 años.		0,74
Dinamarca	Helsø (2021)	Datos administrativos, 1996-2012.	Ingreso personal total anual.	Ingreso personal total anual.	0,24	
Dinamarca	Bratsberg et al. (2007)	Datos administrativos, 1998 y 2000.	Ingresos anuales, 40-42 años.	Ingresos anuales.	0,12	
Ecuador	Grawe (2009)	WBLSMS, 1994.	Ingreso laboral anual, 24-40 años.	Predicción: educación; 24-40 años.		1,13
EEUU	Jerrim y Choi (2014)	PSID, 1983	Media 15 datos ingresos anuales (log).	Predicción [raza, educación, ocupación, industria]		0,57

EEUU	Bratsberg et al. (2007)	National Longitudinal Survey of Youth, 1979.	Ingreso anual.	Ingreso anual del hogar, hijos 13-21 años.	0,54	
EEUU	Lee y Solon (2009)	PSID, 1977.	Media 3 años de ingreso anual del hogar (log), 25-48 años.	Media 3 años de ingreso anual del hogar (log).	0,34	
EEUU	Lee y Solon (2009)	PSID, 2000.	Media 3 años de ingreso anual del hogar (log), 25-48 años.	Media 3 años de ingreso anual del hogar (log), 25-48 años.	0,49	
EEUU	Mazumder (2005)	Datos fiscales (SER) y Survey of Income and Program Participation.	Media 4 años ingreso anual del hogar (log).	Media 4 años ingreso anual del hogar (log).	0,6	
EEUU	Solon (1992)	PSID, 1984.	Ingreso anual, 25-33 años.	Predicción: años de educación; edad media 44 años.	0,53	
EEUU	Altonji y Dunn (1991)	NLSY, 1965-1967	Ingresos anuales, 29-39 años.	Predicción: ingresos anteriores, media 52 años.	0,21	
España	Cervini (2015)	ECV, 2005; EPF, 1980-81.	Media de hasta 4 años, ingreso salarial anual (log), 30-49 años.	Predicción: educación; 37-57 años.		0,42
España	Hugalde (2004)	EFP, 1980 y 1990.	Ingreso salarial anual (log), >23 años.	Ingreso salarial anual (log), con IV: años educación y ocupación, edad media 61 años.	0,41	
España (y otros)	Comi (2004)	European Community Household Panel (ECHP), 1993-1998.	Media de 5 años de ingreso mensual (log), 18-35 años.	Media de 5 años de ingreso mensual (log), 35-70 años.	0,09	
Finlandia	Jäntti y Osterbacka (1996)	Datos administrativos, 1990.	Ingresos anuales (log), 30-40 años.	Ingresos anuales (log), media de 2 años.	0,13	

Finlandia	Osterbacka (2001)	Datos administrativos.	Media 3 años ingresos anuales (log), 25-45 años.	Media 3 años ingresos anuales (log).	0,13	
Finlandia	Bratsberg et al. (2007)	Datos fiscales, 1998 y 2001.	Ingreso anual, 38-45 años.	Ingresos anuales.	0,19	
Francia	Trannoy (2005)	Formation, Qualification, Profession Surveys, 1964-1993.	Intervalos salariales de asalariados (log), 30-40 años.	Predicción [educación, grupo social, criterio geográfico], 30-40 años.		0,41
Francia	Lefranc (2011)	Formation, Qualification, Profession surveys, 1964-2003.	Intervalo salarial anual, 28-50 años.	Predicción: educación (10); 25-60 años.		0,53
India	Hnatkovska et al. (2013)	National Sample Survey, 1983-2005.	Ingreso diario (log), 16-65.	Ingreso diario (log) instrumentado con consumo y tamaño del hogar, 16-65.	0,55	
Italia	Piraino (2006)	Survey on Household Income and Wealth (SHIW), 2000-2004.	Ingresos después de impuestos, 30-45 años.	Predicción: educación, status laboral, sector, área geográfica; 30-50 años		0,55
Italia	Mocetti (2007)	SHIW, 1977-1980; 2000-2004.	Ingreso personal, post-tax y rentas del hogar imputadas (log), 30-50 años.	Predicción: educación, ocupación y sector; 30-50 años.		0,5
Japón	Lefranc et al. (2014)	Social Stratification and Mobility survey, 1985-2005.	Ingreso personal anual / familiar (log), 30-59 años	Predicción: educación, ocupación, residencia y estatus social; 30-59 años.		0,34

Korea	Kim (2017)	KLIPS, 2003-2008.	Media de 3 años, rentas salariales pre-tax (log), 30-39 años.	Rentas salariales pre-tax (log), predicción: educación (7), industria (9) y ocupación (7), 25-54 años.	0,31	
Malasia	Lillard y Kilburn (1995)	Malaysian Family Life Survey, 1988.	Ingresos anuales (log), edad media 25 años.	Ingresos anuales (log).	0,26	
Nepal	Grawe (2009)	World Bank k Living Standards Measurement Survey (WBLSMS), 1995.	Ingreso laboral anual, 24-40 años.	Predicción: educación; 24-40 años.		0,32
Noruega	Bratsberg et al. (2007)	Datos administrativos, 1992 y 1999.	Todas las rentas, 34-41 años.	Todas las rentas.	0,15	
Nueva Zelanda (Dunedin)	Gibbons (2010)	Dunedin Study, 1973.	Ingreso anual, 32 años.	Ingreso anual, media de 42 años.	0,25	
Pakistán	Grawe (2009)	WBLSMS, 1991.	Ingreso laboral anual, 24-40 años.	Predicción: educación; 24-40 años.		0,24
Panamá	Yavuz et al. (2019)	IPUMS, 2010.	Ingreso anual (log).	Ingreso anual (log).	0,28	
Panamá	Ferreira y Gignoux (2011)	Encuesta de Niveles de Vida (ENV), 2003.	Ingresos del hogar per cápita (log)	Predicción: Educación		0,51
Perú	Grawe (2009)	WBLSMS, 1985.	Ingreso laboral anual (log), 24-40 años.	Predicción: educación; 24-40 años.		0,67
Reino Unido	Atkinson, Maynard y Trinder (1983)	Familias de clase trabajadora, 1950.	Ingreso por hora en encuesta (log), media de 3 años, 25-65 años.	Ingresos semanales (log), 1950.	0,42	
Reino Unido	Dearden, Machin y Reed (1997)	National Child Development Survey, 1991.	Ingreso semanal, 23-33 años.	Predicción [educación y clase social].		0,58



Reino Unido	Ermisch y Nicoletti (2008)	British Household Panel Survey, 1991-2003.	Media interanual de ingresos anuales (log), 31-45 años	Predicción [educación, ocupación, edad], 31-55 años		0,25
Reino Unido	Bratsberg et al. (2007)	National Child Development Study, 1991 y 1997.	Ingreso anual, 33-41 años.	Ingreso anual del hogar, hijos 16 años.	0,45	
Reino Unido	Zimmerman (1992)	NLSY, 1981.	Ingresos anuales (log), 29-39 años.	Predicción: status ocupacional, media 49.7 años.		0,41
Sudáfrica	Hertz (2001)	Encuestas de familiares co-residentes, 1993 y 1998.	Ingresos mensuales, 16-39 años.	Ingresos mensuales	0,44	
Suecia	Björklund y Jantti (1997)	Swedish Level of Living Survey, 1990.	Ingresos anuales (log), 28-36 años.	Predicción [educación y ocupación]; edad media 45 años.		0,28
Suecia	Gustaffson (1994)	Familias de Estocolmo, 1955.	Ingresos individuales (log), 31-41 años.	Ingreso individual (log).	0,14	
Suecia	Osterberg (2000)	Registros fiscales.	Media 3 años ingresos anuales (log), 25-51 años.	Media 3 años ingresos anuales (log).	0,13	
Suiza	Bauer (2006)	Swiss Household Panel (SHP), 1999-2003.	Media 5 años salario anual (log), 25-55 años.	Predicción: ocupación, educación, ciudadanía; de la encuesta (SLFS); 25-65 años.		0,45
Suiza	Chuard y Grassi (2021)	Datos administrativos y ficheros fiscales, STATPOP e INFOSTAR, 2010.	Todas las rentas (log) 38-41 años.	Todas las rentas (log).	0,21	
Turquía	Mercan (2016)	Income and Living Conditions Survey (ILCS), 2009-2012	Media de 4 años ingreso personal anual (log), edad media 25 años.	Media de 4 años ingreso personal anual (log), edad media 54 años.		0,6

## Anexo II. Coeficientes estimados 1ª y 2ª Etapa (TSTSLS).

Coeficientes de 1ª Etapa					
	M1	M2	M3	Muestras restringidas	
<i>Edad del padre</i>		<b>0,0628**</b>	(0,0048)		<b>0,0053**</b> (0,0005)
<i>Edad^2</i>		<b>-0,0006**</b>	(0,0000)		
<i>Nivel educativo del padre</i>				<b>0,2420**</b>	(0,0102)
Medio (secundaria de 2ª etapa)	<b>0,2524**</b>	(0,0165)	<b>0,2825**</b>	(0,0165)	<b>0,2798**</b> (0,0166)
Alto (educación superior)	<b>0,5101**</b>	(0,0250)	<b>0,5284**</b>	(0,0248)	<b>0,5275**</b> (0,0250)
<i>Ocupación del padre</i>				<b>-0,612**</b>	(0,0032)
Técnicos y profesionales científicos e intelectuales	<b>-0,1448**</b>	(0,0347)	<b>-0,1328**</b>	(0,0342)	<b>-0,1358**</b> (0,0346)
Técnicos y profesionales de apoyo	<b>-0,2067**</b>	(0,0389)	<b>-0,1882**</b>	(0,0384)	<b>-0,1895**</b> (0,0387)
Empleados contables, admtvos. y otros	<b>-0,1762**</b>	(0,0317)	<b>-0,1648**</b>	(0,0312)	<b>-0,1633**</b> (0,0315)
Trabajadores restauración, servicios personales, protección y vendedores	<b>-0,3679**</b>	(0,0317)	<b>-0,3256**</b>	(0,0314)	<b>-0,3411**</b> (0,0317)
Trabs. cualificados sector agrícola, ganadero, forestal y pesquero	<b>-0,2171**</b>	(0,0389)	<b>-0,2039**</b>	(0,0384)	<b>-0,2050**</b> (0,0388)
Artesanos y trabs. cualif. Industria manufacturera y construcción	<b>-0,3534**</b>	(0,0291)	<b>-0,3276**</b>	(0,0288)	<b>-0,3270**</b> (0,0291)
Operadores de instalaciones, maquinaria y montadores	<b>-0,2883**</b>	(0,0321)	<b>-0,2589**</b>	(0,0318)	<b>-0,2620**</b> (0,0321)
Ocupaciones elementales	<b>-0,7620**</b>	(0,0331)	<b>-0,7376**</b>	(0,0326)	<b>-0,7542**</b> (0,0329)
	<i>R2</i>	0,2798	0,3011	0,2574	0,2875
Variables de control 2ª Etapa					
<i>Edad del padre</i>		<b>-0,0326*</b>	(0,0125)		
<i>Edad del padre ^2</i>		<b>0,0003*</b>	(0,0001)		
<i>Grado de urbanización</i>					
Zona media				-0,0266	(0,0316)
Zona muy poblada				<b>-0,2006**</b>	(0,0358)
<i>Tamaño del municipio</i>					
Entre 10.000 y 100.000 habitantes				<b>0,0961**</b>	(0,02)
Más de 100.000 habitantes				<b>-0,0585*</b>	(0,0276)
<i>CCAA</i>				<b>0,0167**</b>	(0,0022)

*Nivel de significación \*(0,05) \*\*(0,01)*

*Nota:* Las variables de control geográficas solo se introducen en la 2ª etapa por corresponder a los hijos/as. "Muestras restringidas" hace referencia a las estimaciones con submuestras de hombres y mujeres, mismos coeficientes en la 1ª etapa.

