

Universidad Aut3noma de Barcelona  
Departamento de Econom3a Aplicada

Desigualdad de Rentas y Desigualdad de  
Oportunidad en Espa1a

Febrero 2008

Realizado por Sapata Christelle  
Bajo la direcci3n de Xavier Ramos Morilla

## **Resumen**

Este trabajo proporciona una medición empírica de la desigualdad de renta del trabajo atribuible a la desigualdad de oportunidad entre la población ocupada de España. Esta medición se basa en estimar una ecuación de rentas del trabajo por mínimos cuadrados ordinarios y por variables instrumentales con el fin de controlar por el posible sesgo de endogeneidad de la variable de educación. Los resultados permiten seleccionar el método de los mínimos cuadrados ordinarios para estimar las ecuaciones de rentas del trabajo en España para cinco cohortes de edad. Así, se mide la magnitud de la desigualdad de oportunidad en España y se analiza sus principales determinantes como su evolución a lo largo del ciclo de vida. Asimismo se emplean índices de desigualdad para calcular la reducción de la desigualdad de renta del trabajo que se obtendría si se cumpliera la igualdad de oportunidad, y para evaluar cuales son las circunstancias que más impactarían en esta reducción.

## **Introducción**

La mayoría de la literatura de desigualdad trata de explicar la desigualdad de rentas, de consumo o de acceso a ciertos bienes y servicios. Sin embargo, la desigualdad observada es el resultado de un conjunto de factores como el talento, la suerte, el entorno social y familiar. El cambio de enfoque hacia los determinantes de la desigualdad entre individuos se ha desarrollado en el campo de la justicia distributiva. Las reflexiones de carácter filosóficas de, entre otros autores, Rawls (Rawls, 1971), Sen (Sen, 1985), Dworkin (Dworkin, 1981) han puesto de relieve qué medida del bienestar debería ser objeto de evaluación a la hora de emitir juicios sobre la justicia de una distribución de recursos. Estos mismos autores con Cohen (Cohen, 1989) y Arneson (Arneson, 1989) también han subrayado el papel de la responsabilidad individual en la formación de desigualdades. Anteriormente restringido al campo socio-filosófico, la problemática de la medición de la desigualdad de oportunidad ha sido formalizada primero en un marco económico por Roemer (Roemer, 1998). Roemer propone una metodología para explicar los determinantes de la desigualdad de renta (o de otro tipo de resultado) conocida como la teoría de la igualdad de oportunidad. Se trata de explicar una distribución de rentas por dos tipos de determinantes. Primero, la desigualdad de renta puede ser explicada por un conjunto de factores los sobre los cuales el individuo tiene control (Roemer los llama esfuerzo) y por un conjunto de factores sobre los cuales

el individuo no tiene control (llamadas circunstancias). Roemer recomienda que las desigualdades debidas a las circunstancias sean compensadas mientras que la desigualdad debida a los factores de esfuerzo no sea corregida. Desde esta primera formalización, otras metodologías han sido desarrolladas que son de igual interés como los trabajos de Van de Gaer (2000, 2003), Peragrine (2004), Fleurbaey (2005) y Lefranc, Pistolesi y Trannoy (2005). Sin embargo no entran en el ámbito de esta trabajo<sup>1</sup>.

A nivel empírico, no obstante, la literatura sobre la igualdad de oportunidad en la adquisición de la renta sigue siendo escasa. Este artículo propone una medida empírica de la desigualdad de oportunidad en España estimando con variables instrumentales (VI) y con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) una ecuación de salarios para cinco cohortes de edad. De esta forma, destacamos los mayores determinantes de la desigualdad de oportunidad y su evolución a lo largo del ciclo de vida. Utilizamos la formalización propuesta por Roemer (Roemer, 1998) para dividir entre las variables de esfuerzo y de circunstancias y utilizamos análisis de regresión para llevar a cabo el análisis de la evolución de la desigualdad de oportunidad y de sus principales determinantes. Utilizando los resultados de la estimación, podemos predecir en cuánto se reduciría la desigualdad de la renta si hubiera igualdad de oportunidad, es decir, si se eliminarán las diferencias en la distribución de las circunstancias. Para calcularlo, nos basamos en la descomposición de la desigualdad de renta propuesta por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2003).

Medir la desigualdad de oportunidad en la adquisición de la renta no sólo es importante porque los responsables políticos deben estar informados de la magnitud de la desigualdad de oportunidad en una sociedad sino que permite orientar las políticas públicas hacia la corrección de ésta. Al conocer las circunstancias que más producen desigualdad de oportunidad, los poderes públicos pueden elegir cuáles son las políticas que se tienen que llevar a cabo para igualar aquellos determinantes entre los individuos. Finalmente, como subraya el World Development Report en 2006, la desigualdad de oportunidad no es ni ética ni tampoco eficiente ya que perjudica la distribución eficiente de los recursos y por tanto perjudica el crecimiento económico de largo plazo. Por eso, la medición de la reducción de la desigualdad de rentas obtenida por la igualación de las

---

<sup>1</sup> Para una revisión completa de la literatura teórica, ver Peragrine (1999) y Fleurbaey (2005)

oportunidades podría servir de objetivo de las políticas públicas en materia de desigualdad.

## **Parte 1. Revisión teórica acerca del concepto de igualdad de oportunidad.**

### A) Un concepto con acepciones evolutivas y conflictivas.

El concepto de igualdad de oportunidad nace como una problemática de la justicia distributiva. En un contexto de economía de mercado, los individuos obtienen a lo largo de sus vidas recursos desiguales. No obstante, la igualdad entre los individuos es la base de una sociedad justa. Esta disyuntiva ha fomentado una reflexión sobre el ámbito correcto de la idea de igualitarismo. La igualdad de oportunidad es una respuesta a esta problemática dado que explica porqué individuos que tienen que nacer iguales puedan a lo largo de sus vidas resultar desiguales en términos económicos. Así, se ha de considerar en qué dimensiones la desigualdad se puede tolerar y sobre qué base se puede condicionar aquella desigualdad.

Primero, la igualdad de oportunidad puede ser relativa al alcance de un cierto nivel de bienestar (Arneson, 1989) o de cantidades de bienes (Dworkin, 1981). La dificultad de medición del bienestar (Dworkin, 1981, Rawls, 1971) lleva a la mayoría de los autores a preferir medirla con el acceso a bienes ya sea la salud, la educación o los ingresos monetarios. Los trabajos de Sen (1985) y Rawls (1971) también han puesto de relieve cómo la noción de riqueza no permite recoger una información correcta sobre la calidad de vida de los individuos. Por eso, lo más apropiado sería considerar la capacidad de una persona a acceder a los “functionnings” para Sen o a los bienes primarios según Rawls. Estas dos críticas fundamentales explican porque los trabajos empíricos no sólo miden la desigualdad de oportunidad en el acceso a unos ingresos monetarios sino que utilizan otras variables como el acceso a la salud, a la educación o a otros tipos de bienes y servicios. De hecho, la formalización económica de la igualdad de oportunidad dada por Roemer (1998) contempla varias dimensiones a las cuales se puede aplicar una medición de la desigualdad de oportunidad. Asimismo, la síntesis ofrecida por Fleurbaey (2005) sobre las diferentes acepciones del concepto muestra como esta cuestión sigue estando abierta.

Centrarse en la oportunidad de acceder a unos ingresos y no sólo en los ingresos por sí solos es otra vertiente de la reflexión acerca del concepto de desigualdad de oportunidad. En sus primeras versiones, igualar las oportunidades se concibe como un principio de no discriminación. Se trata de que la distribución de los ingresos en una sociedad se dé por meritocracia y no por herencia o otra forma de arbitrariedad. Sin embargo, una persona puede adquirir mayor capacidad para acceder a un puesto por su entorno familiar más que por su propio esfuerzo. Por ejemplo, un hijo de soldado puede ser mejor soldado que un hijo de agricultor por el mero hecho de que haya vivido en un entorno que favoreció el aprendizaje de dicho trabajo. Por eso, la idea de igualdad de oportunidad ha evolucionado para dar cuenta de la responsabilidad individual en la formación de desigualdades entre individuos<sup>2</sup>. No hay desigualdad de oportunidad en caso de que los individuos tengan recursos desiguales porque se han esforzado de forma desigual, es decir que pueden ser considerados como responsables de su situación. Pero denominamos una situación de desigualdad de oportunidad en caso de que factores ajenos a control del individuo provocan desigualdades en el acceso a ciertos bienes, servicios o ingresos. Implementar la desigualdad de oportunidad es permitir que cada uno pueda acceder a cualquier nivel de bienestar pero que el resultado final dependa únicamente de las elecciones de la persona. La desigualdad de oportunidad sólo justifica aquella desigualdad por la cual puede ser responsable el individuo. Es un concepto que reconcilia la idea de igualitarismo con la de responsabilidad individual. Con el fin de precisar este concepto desde un enfoque estrictamente económico, podemos referirnos a los trabajos de Roemer quién ofrece una rigurosa metodología para la investigación empírica sobre la desigualdad de oportunidad.

### B) El enfoque y la metodología propuestos por Roemer.

La teoría de la desigualdad de oportunidad ha sido formalizada en términos económicos por Roemer (Roemer 1998). Roemer identifica los determinantes de la desigualdad en la obtención de algún resultado (outcomes) entre individuos. Puede ser objeto de este

---

<sup>2</sup> No se trata en este artículo de centrarse en la problemática de la no discriminación pero es evidente que existe cierta similitud con la problemática de igualdad de oportunidad tal y como está concebida hoy y podría resultar interesante averiguar detalladamente en una investigación futura cómo se podría utilizar la metodología propuesta por la literatura sobre discriminación (que está mucho más desarrollada y consensuada) para luego aplicarla a la medición de la igualdad de oportunidad.

análisis la desigualdad en el acceso a la salud, al consumo como la desigualdad de rentas. La desigualdad entre individuos puede explicarse por dos tipos de factores: unas condiciones que están fuera del control individual (circunstancias) y los factores para los cuales los individuales son responsables (esfuerzo).

Basándose en la teoría de justicia distributiva, especialmente en Cohen (1989) y Arneson (1989), Roemer recomienda que los individuos deben ser compensados por las desigualdades debidas a diferencias en la distribución de las circunstancias pero que no se tiene que compensar las desigualdades resultantes de diferencias en los esfuerzos de los individuos. Por tanto, no se trata de restablecer la igualdad total entre individuos para la obtención de algún resultado sino de restablecer la igualdad de oportunidad en el acceso a este resultado. Es importante subrayar que las variables dichas de esfuerzo son todas aquellas que no son variables de circunstancias, por tanto, incluyen la suerte, las cualidades innatas, las preferencias individuales y la ambición. Si bien hay un relativo consenso sobre el hecho de que los individuos deberían asumir las consecuencias de sus preferencias individuales (por ejemplo, unos gustos lujosos), es más discutible considerar que los conocimientos adquiridos gracias al entorno familiar y que puedan materializarse en la ambición personal sean concebidos como factores sobre los cuales el individuo es responsable (Arneson, 1999)<sup>3</sup>.

También, se suma un problema empírico acerca de la no observabilidad de dichos factores y de sus consecuencias para la medición de la desigualdad de oportunidad<sup>4</sup>. Para medir la desigualdad de oportunidad, Roemer considera que la obtención de un resultado (salud, educación, renta) es función de las circunstancias y de los esfuerzos y mientras que las circunstancias y el resultado considerado son observables, el esfuerzo no lo es. Para vencer este problema, la propuesta de Roemer consiste en definir una serie de circunstancias que comparten un número elevado de personas. Se define un vector de circunstancias que representan un cierto nivel de facilidad de acceso a un resultado. Así el conjunto de personas que comparten aproximadamente el mismo vector de circunstancias se denominan tipos. Dentro de cada tipo lo que diferencia a los individuos es el nivel de esfuerzo ya que comparten las mismas circunstancias. Una vez ordenadas las personas según su nivel de esfuerzo obtenemos funciones de distribución

---

<sup>3</sup> Para una profundización del tratamiento de la correlación entre las variables de circunstancias y esfuerzos, ver Hild (2001), Bourguignon, Ferreira, Menéndez (2007)

<sup>4</sup> El tratamiento empírico del problema de no poder observar y por tanto medir estos factores está detallado en la segunda parte de este trabajo.

de esfuerzo para cada tipo. Como el esfuerzo no es directamente observable, al considerar que, en promedio, a mayor esfuerzo se consigue un mayor resultado, al poder observar el resultado conseguido se puede ordenar los individuos y construir una función de distribución del resultado sobre esta base. Las políticas consisten en compensar las diferencias causadas por las circunstancias de tal forma que el valor obtenido del objetivo sólo dependa del esfuerzo de este individuo.

Roemer define que dos personas se han esforzado igual si están ubicadas en el mismo percentil de su función de distribución. Esta aclaración es crucial porque quiere decir que Roemer considera que el esfuerzo depende del conjunto de circunstancias de un individuo. Por tanto, para eliminar totalmente los efectos de las circunstancias, para comparar un individuo correctamente con los demás, hay que medir donde se encuentra en su función de distribución, y no sólo observar el esfuerzo absoluto ejercitado. Si consideramos sólo el nivel de esfuerzo, entonces integramos información de como el entorno del individuo ha podido influir en su esfuerzo mientras que tomar el grado de esfuerzo mide lo que hace un individuo en relación a sus pares en términos de circunstancias.

Una política de igualdad de oportunidad consiste en igualar el valor del objetivo para los que están en el mismo percentil de su función de distribución o en su defecto, maximizar el valor del objetivo de los que están peor en cada tipo. Con este método, se consigue extraer la parte de individualidad de los miembros de la sociedad para dar cuenta de la responsabilidad individual de cada uno así el objetivo de las políticas socio-económicas consiste en nivelar los candidatos antes de que entren en competencia, de tal forma que una vez compensados los más desfavorecidos, se pueda aplicar el principio de no discriminación.

Sin embargo, los estudios empíricos basados en esta metodología son relativamente escasos. En el caso español, parece que ningún estudio publicado se ha interesado por la medición de la desigualdad de oportunidad en el acceso a ingresos. Con el fin de proponer tal medición, es imprescindible recordar cuales son las diferentes estrategias perseguidas en el campo empírico para determinar la forma más correcta de proceder en el caso de la distribución de ingresos en España.

## **Parte 2. Estimaciones empíricas previas de la desigualdad de oportunidad.**

### A. Los estudios pueden medir aspectos diferentes de la desigualdad de oportunidad.

#### **1. Medir la desigualdad de oportunidad antes y después de la intervención del Estado.**

Una primera línea divisoria entre los estudios empíricos de igualdad de oportunidad divide los estudios que se centran en los factores que más impactan en la desigualdad de oportunidad y los que miden cómo reducirla.

Estos últimos utilizan en general de la metodología propuesta por Roemer, es el caso del estudio del sistema fiscal estadounidense en el caso de Aaberge, Colombino y Roemer (2001). Utilizan una función de bienestar que integra una variable de aversión a la desigualdad y una función de oferta de trabajo que incluye los incentivos de los impuestos. Encuentran que el criterio de igualdad de oportunidad implica una imposición de tipo lump-sum, menos en el caso de una gran aversión a la desigualdad que implica un impuesto progresivo. En otro trabajo, Betts, Roemer, (2004) miden cuáles son las políticas de educación que idealmente tendrían que implementarse para igualar las oportunidades. Roemer y otros (2003) estudiaron el caso de 11 países. Se definen las circunstancias en virtud de la situación socio-económica de los padres. Se define el objetivo de la política fiscal como la combinación de impuestos y transferencias que consiguen maximizar el objetivo (aquí, la renta) de los individuos del primer centil de su función de distribución y se asume que se implementa una única política fiscal para todos los tipos. Concluyen que en la mayoría de los casos, los sistemas actuales no implementan una política de igualdad de oportunidad, los que se aproximan más son Suecia y Dinamarca.

Utilizando una metodología más parecida a la propuesta por Fleurbaey (1995), Kranich (1999) propone medir la desigualdad de oportunidad utilizando transferencias monetarias. Define conjuntos de oportunidades como conjuntos de situaciones que proporcionan el mismo nivel de consumo en caso de preferencias homogéneas y heterogéneas, y estima la cantidad de renta necesaria para compensar las diferencias de oportunidades como diferencias en las posibilidades de consumo. Se estima entonces la

diferencia entre las transferencias monetarias que se realizan efectivamente y las que serían necesarias para compensar las desigualdades de los conjuntos. Denomina esta diferencia “equal shadow wealth” y constituye la proxy de la desigualdad de oportunidad.

En todos los casos, estas investigaciones miden la desigualdad de oportunidad entre un número reducido de grupos (pero cada grupo contiene numerosos individuos), por tanto, limitan las variables de circunstancias a un conjunto muy restringido de factores. Nuestro estudio considera un número más elevado de circunstancias y en vez de centrarse en la desigualdad de oportunidad después de la aplicación de unas políticas redistributivas, identifica la desigualdad de oportunidad en la obtención de ingresos del trabajo antes de que se aplique cualquier política de redistribución<sup>5</sup>.

## **2. Identificar las variables más relevantes que provocan la desigualdad de oportunidad.**

Los estudios que más bien intentan definir cuales son los factores más relevantes que provocan desigualdad de oportunidad ponen de relieve diversos factores que ayudan a seleccionar los que podrían ser relevantes en el caso español. La circunstancia más utilizada es el nivel de estudio de los padres por su alta significatividad en todos los estudios; pero existen más circunstancias relevantes. Betts y Roemer (2004) han mostrado el mayor efecto del color de la piel que del nivel de educación de los padres en la formación de desigualdades de oportunidad. Wattenberg (2005) mostró como la presencia de diversidad socio-económica entre los alumnos favorece la reducción de la desigualdad de oportunidad para el caso de Brasil. Schuetz y otros (2005) ponen de relieve como la propia estructura del sistema educativo afecta a la igualdad de oportunidad. Seleccionan varios países con sistemas educativos diferentes, sea por las horas diarias de estudio, la distribución a lo largo del día de estas horas, el año en el cual el alumno empieza a especializarse y miden el nivel de desigualdad de oportunidad observada en cada país. Así se destacan cuales son los factores más decisivos a la hora de lograr para la educación la igualdad de oportunidad y permite entender cuales son los mecanismos que desde una edad temprana pueden afectar la igualdad de oportunidad. El artículo que integra más variables para explicar la parte de desigualdad de oportunidad en una distribución de ingresos lo proporciona el artículo de Bourguignon, Ferreira y

---

<sup>5</sup> De hecho, podrá resultar interesante repetir este mismo trabajo con sueldos netos para evaluar hasta que punto las políticas de redistribución en España consiguen reducir la desigualdad de oportunidad

Menéndez (2007). Muestran que en Brasil, las circunstancias más significativas son la raza, la región de origen y la educación del padre, esta última siendo de lejos la más importante. Pero también construyen un modelo por género y controlan por una variable de estatus laboral del individuo (asalariado formal, informal, empleador).

Dada la disponibilidad de los datos proporcionado por la Encuesta sobre Condiciones de Vida de España, este trabajo va a poder integrar también una amplia diversidad de variables potencialmente relevantes al mismo tiempo que va a adaptar la selección de las variables de circunstancias a las características de España. Se tratará de seguir la selección de variables propuestas por el último artículo, ya que existe una fuerte similitud en la disponibilidad de los datos de las encuestas utilizadas, pero de integrar información más precisa sobre la región de residencia, el grado de urbanización del lugar de residencia, la categoría nacional de ocupación del individuo y de su padre; pero por falta de datos eliminaremos información sobre el color de piel.

### **3. Los estudios proporcionan una aproximación de la movilidad intergeneracional a través del estudio de la evolución de la desigualdad de oportunidad.**

Dada la importancia del contexto familiar, especialmente del nivel educativo de los padres los estudios de desigualdad de oportunidad se pueden relacionar con la literatura sobre la movilidad intergeneracional. Si bien no vamos a presentar dicha literatura es importante notar lo siguiente. Las estimaciones de desigualdad de oportunidad pueden elegir como variable dependiente la renta, la riqueza familiar, alguna medida de bienestar o el nivel educativo. En cualquier caso, cuando estiman una ecuación de tipo:  $\ln y_t = \alpha + \beta \ln y_{t-1} + \xi_t$  donde  $y_t$  es la variable de interés, e  $y_{t-1}$  es la misma variable para los padres,  $\beta$  mide el grado de transmisión de la variable de interés a través de las generaciones. Por eso,  $1-\beta$  se puede interpretar como una medida de la movilidad intergeneracional.

El artículo de Lefranc, Pistolesi y Trannoy (2005) realiza dicha estimación en el caso de la distribución de la renta en Francia. La relación entre las dos corrientes de investigación también se manifiesta por el uso de matrices de transición que miden la movilidad intergeneracional al mismo tiempo que estiman la desigualdad de oportunidad que se deriva de ella (Benakou y Ok (2002), Van de Gaer(1998)). Bourguignon Ferreira y Menéndez (2007) hace una estimación similar al trabajo de

Lefranc, Pistolesi y Trannoy (2005). La variable dependiente es la renta por hora y como variable explicativa está el nivel educativo de los padres. Así el coeficiente relativo al nivel de estudio de los padres puede interpretarse como el peso de la transmisión del capital humano en la formación de desigualdades de oportunidad. Nuestro trabajo también va a permitir dicha estimación y por lo tanto, podremos analizar, con las estimaciones de las cinco cohortes, la evolución a lo largo del ciclo de vida de la transmisión del capital humano. Lo último puede resultar importante a la hora de decidir sobre las prioridades de las políticas de educación.

## B. Conflicto y soluciones sobre los métodos de medición: Elegir adecuadamente los métodos econométricos y los datos de la estimación.

Los estudios empíricos de igualdad de oportunidad se enfrentan a múltiples retos econométricos. De ello depende la robustez de los resultados, por eso, un conciso resumen de los problemas a resolver es necesario para justificar la metodología de este trabajo.

### **1. El tratamiento de la suerte.**

La mayoría de los estudios empíricos sobre igualdad de oportunidad ignora la suerte como un factor explicativo en la adquisición de unos recursos mientras que el debate teórico es abundante<sup>6</sup>. En general, los estudios no mencionan el papel de la suerte considerando que está distribuida de forma uniforme entre los individuos y que por tanto, forma parte de los residuos de cualquier ecuación que mida la igualdad de oportunidad. Sin embargo, el estudio de Alesina y Angeletos (2005) muestra que los efectos de las políticas de igualdad de oportunidad son relativos a la propia percepción de los agentes. Notan empíricamente que las personas prefieren una situación en la cual la parte de la renta no explicada por el esfuerzo y el talento (sería la suerte) sea mínima y dado que los impuestos para corregir la distribución de la renta crean distorsiones, los individuos ejercen menos esfuerzo lo cual aumenta la parte inexplicada de la renta ya que la parte de la renta explicada por el esfuerzo disminuye. Así, muestran que las creencias se cumplen en el sentido de que si una sociedad piensa que el esfuerzo determina la renta, va a elegir políticas con pocos impuestos, no habrá distorsión y

---

<sup>6</sup> En el origen de esta cuestión está Dworkin (1971) quien diferencia entre “brute luck” y “option luck”, una actualización de la cuestión se puede encontrar en Pistolesi, Lefranc, Trannoy (2006)

entonces todos disfrutarían de los efectos de sus esfuerzos. En cambio en una sociedad que piensa que la suerte y las relaciones son la mayor fuente de riqueza, habrá muchos impuestos lo que crea mucha distorsión y reduce la contribución del esfuerzo en la formación de la renta. Finalmente muestran que las políticas elegidas y la distribución de la renta dependen de las percepciones y de las experiencias presentes y pasadas de los miembros de la sociedad. Es decir, cuanto menor importancia los individuos atribuyen a la suerte en la formación de la riqueza menos impuestos eligen; lo cual alimenta la contribución del esfuerzo a la distribución de la riqueza.

Por eso, se ha de considerar todas las formas bajo la cual la suerte pueda ser una forma inequitativa de acceder a unos recursos. Por el hecho de que este estudio mide la desigualdad de oportunidad antes de la intervención del estado y con datos transversales, la suerte es un factor no observable e imposible de medir lo que impide que se tome en cuenta más que bajo la forma de un residuo. Sin embargo, con datos de panel, se puede tomar en cuenta mediante la utilización de efectos fijos, así se captura los efectos individuales de la suerte en la adquisición de rentas (Salvi, 2007).

Finalmente sobre esta cuestión, la metodología propuesta por Roemer y aplicada en este trabajo no insta corregir los efectos de la suerte en la adquisición de las rentas. Pero si se quisiera una medición de acorde a las percepciones de los miembros de la sociedad, como lo sugiere el artículo de Alesina y Angeletos (2005), una pista para futuras investigaciones sería la construcción de una encuesta a nivel español o europeo sobre las preferencias de la gente acerca de los requisitos a cumplir para instaurar una igualdad de oportunidad entre los individuos.

## **2. El trato de la habilidad.**

La presencia de variables relevantes no observables puede afectar la estimación de la desigualdad de oportunidad. En efecto, si los factores no observables afectan a la adquisición de la variable de interés y no están distribuidos uniformemente e idénticamente entre los individuos, entonces la estimación por los MCO da estimadores sesgados de los factores incluidos en la ecuación. Esta observación general es de especial importancia en el caso de la medición de la igualdad de oportunidad. Especialmente el mayor problema que supone utilizar el método de los MCO en este trabajo es el hecho de que la habilidad o talento personal pueda explicar la adquisición de la renta y que esté correlacionado con el nivel de educación del individuo. Por tanto, un reto econométrico importante en la estimación de la desigualdad de oportunidad es

resolver el problema de la posible endogeneidad de la variable de educación del individuo.

Si se considera que a mayor habilidad, el individuo realiza menos estudios ya que considera que no los necesita para conseguir más ingresos, entonces los estimadores por MCO van a sub-estimar la influencia del nivel educativo sobre las rentas (Griliches, 1977). Pocos estudios consideran esta posibilidad. En general, se considera que las personas con más habilidades realizan más estudios ya que estudiar les supone un coste menor o una rentabilidad mayor<sup>7</sup>, entonces en este caso, los estimadores con MCO van a dar una sobre-estimación de los rendimientos de la educación en la adquisición de rentas. Sobre esta discusión, subrayamos el estudio de Blackburn y Neumark (1995) quienes estiman la magnitud y el signo del sesgo en la estimación de rendimiento de la educación con una pluralidad de instrumentos de estimación y así proporciona una visión global y completa del problema.

En síntesis, existen varias soluciones para resolver el sesgo de endogeneidad de la educación en la estimación de la igualdad de oportunidad y la elección entre ellas depende en gran medida de la disponibilidad de los datos. Por eso, se detallan brevemente las soluciones propuestas para justificar la solución propuesta en el ámbito de este trabajo.

Una primera solución consiste en encontrar un variable que aproxime habilidad. De esta forma, al incluir la variable “Proxy” en la ecuación, corregimos el sesgo debido a la endogeneidad previa del nivel educativo. Las variables “proxy” más utilizadas son el coeficiente intelectual (Griliches, Mason (1972) pero también se ha utilizado otro tipo de resultados como los tests internacionales de matemáticas TIMSS (Woessman (2004)) o tests nacionales (resultados obtenido a la nacional Longitudinal Survey of Youth en Blackburn y Neumark, 1995). La ausencia de datos de este tipo impide que este trabajo proponga tal solución.

Otra alterativa consiste en seleccionar personas que se consideran con las mismas habilidades. Por eso, algunos estudios han trabajado con datos de gemelos (Behram et al. (1980)) o con hermanos (Griliches, 1979). Cuando se utilizan datos de panel, llegamos al mismo tipo de solución al incluir efectos fijos en la ecuación (Salvi, 2007). Al tratar con datos transversales, preferimos no restringir la muestra a hermanos con el fin de guardar un número grande de observaciones.

---

<sup>7</sup> Estas hipótesis se derivan del trabajo inicial de Becker (1967)

A nivel econométrico, se ha de destacar el ambicioso trabajo de Bourguignon y otros (2003). Propone medir el sesgo con una estimación de una ecuación de renta por hora con el método de Lagrange. Sin embargo, esta metodología está preferiblemente reservada para futuras investigaciones que podrían contrastar los presentes resultados.

Finalmente, la solución más utilizada consiste en utilizar el método de las variables instrumentales. La diversidad de los instrumentos es significativa. En breve, el trabajo pionero es el de Angrist y Krueger (1991) quienes utilizan el trimestre de nacimiento para instrumentalizar el nivel de educación. Relacionado con este instrumento están los trabajos que utilizan la proximidad del lugar de residencia al colegio (Card, 1999). En general se suele instrumentalizar la educación del individuo por su contexto familiar, en particular, Card (1999) utiliza el nivel de educación de la madre, Dearden (1999) prefiere otros instrumentos el número de hermanos. Por tanto, el uso empírico de este método tiene la ventaja de adaptarse a la escasa disponibilidad de datos pero puede resultar un método incorrecto en caso de elegir instrumentos débiles como los demuestran Bound, Jaeger, Baker (1995).

Con el fin de fundamentar teóricamente la elección de los instrumentos seleccionados, adoptaremos las precauciones explicitadas por este artículo y demostraremos que los instrumentos finalmente seleccionados son válidos y que no son instrumentos débiles. Para seleccionar los posibles instrumentos nos basaremos tanto en los datos disponibles en el caso español como en la lista de instrumentos considerados en la literatura previa. Por eso, de los tres instrumentos seleccionados: trimestre de nacimiento, educación de la madre y número de hermanos, utilizaremos finalmente sólo los dos últimos.

Así en base a la literatura previa acerca de desigualdades de oportunidad y con los métodos estadísticos correctamente especificados, podemos estimar la desigualdad de oportunidad en la adquisición de las rentas de trabajo en España.

### **Parte 3. Cuestiones Metodológicas.**

#### **A. Los datos.**

Para realizar este trabajo, se han utilizado los resultados de las Encuestas sobre Condiciones de Vida (ECV) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de 2005. Es una encuesta basada en entrevistas a un panel de hogares representativos de la población

española. Ya que este estudio sólo incluye a la gente que ha recibido en 2004 ingresos estrictamente positivos, los coeficientes de ponderación transversal asignados a cada individuo en la ECV no han sido conservados ya que no sirven para reflejar la muestra utilizada en este estudio.

Para la selección de la variable dependiente, a pesar de preferir trabajar con una variable de renta por hora<sup>8</sup>, el hecho de que la información sobre la renta y la cantidad de horas trabajadas se encuentra respectivamente en las encuestas de 2005 y de 2004 y los datos de estas encuestas no son de panel nos imposibilita construir esta variable. Por tanto, estimamos la renta bruta total del trabajo antes de transferencias públicas de 2004. Medimos entonces la igualdad de oportunidad en el acceso a rentas del trabajo. Las rentas procedentes del capital están excluidas de la estimación para no mezclar dos dimensiones de la desigualdad de oportunidad, así las conclusiones pueden servir para orientar las políticas del mercado del trabajo o el sistema fiscal relativo a las rentas del trabajo. Así mismo a pesar de tener información sobre las rentas netas del trabajo, elegimos trabajar con rentas brutas para medir la desigualdad resultante de la participación en el mercado del trabajo antes de que el Estado pueda compensar estas desigualdades con impuestos y transferencias. Medimos entonces la desigualdad de oportunidad producida por y dentro del marco del mercado del trabajo exclusivamente. La renta bruta total en 2004 de cada individuo se ha calculado sumando la renta monetaria bruta con la renta no monetaria bruta y los beneficios y pérdidas brutos del trabajador por cuenta propia<sup>9</sup>. Así obtenemos una estimación de la renta total bruta.

En cuanto a la muestra seleccionada se aplica este estudio a todas las personas que tienen entre 25 y 65 años ya que son personas potencialmente activas. Entre ellas, consideramos las personas que han recibido unos ingresos positivos en 2004. El estudio incluye tanto a asalariados como empresarios, trabajadores por cuenta propia y ayudas familiares que recibieron una renta por hora superior a cero. Las preguntas sobre la

---

<sup>8</sup> Esta preferencia refleja la idea según la cual esta variable reflejaría con más rigor la rentabilidad del trabajo que la renta mensual o anual. En efecto, dos personas pueden tener los mismos ingresos del trabajo pero trabajan un número de horas diferente. Dado que las horas trabajadas reflejan el esfuerzo de uno, se tendría que tomar en cuenta en este estudio, por eso al considerar la renta por hora corregiríamos el efecto que puede tener el esfuerzo sobre las horas trabajadas y por tanto sobre la renta total.

<sup>9</sup> Ya que los individuos pueden, cual sea su situación profesional, declarar uno, dos o tres tipos de rentas, al sumar los tres tipos de renta, la renta total obtenida intenta reflejar con mayor precisión las rentas totales de todas las categorías de trabajadores. A pesar de que se sugiera declarar como renta monetaria lo que los autónomos o empleadores se dan de salario a si mismos, el hecho de que el cuestionario no impida que una misma persona declare ingresos en las tres categorías justifica que sumemos las tres categorías de rentas. Así, se trata sobre todo de estimar las rentas tal y como la conciben los individuos.

situación profesional (empresario, asalariado, autónomo, ayuda familiar ), la situación laboral (trabajador a tiempo completo, trabajador a tiempo parcial, estudiante, parado, inactivo) y de la categoría nacional de ocupación corresponde a la situación declarada en 2005, por tanto esta información no es directamente utilizable ya que esta situación puede ser diferente de la de 2004. Por eso, este estudio no incluye a priori estos datos como variables de control. Pero el hecho de que puedan constituir variables relevantes para determinar las rentas del trabajo explica que se reduzca y controle la muestra seleccionada para incluir estas variables en el análisis final.

Los datos transversales utilizados para analizar los determinantes de la renta son relativos a los apartados de la encuesta ECV de 2005 sobre la situación geográfica, demográfica, social y familiar del encuestado y se basa en el cuestionario individual y el cuestionario de hogar de esta misma encuesta. Las variables explicativas seleccionadas tienen las características siguientes. El nivel de educación del individuo es una variable categórica que toma cuatro posibles valores. Toma el valor 1 si el individuo ha alcanzado el nivel de estudios primario, 2 si el individuo ha alcanzado el nivel de estudios secundario de primera etapa, 3 si el individuo ha alcanzado el nivel de estudios secundario de segunda etapa, 4 si el individuo ha alcanzado un nivel de estudios superior al bachillerato.

Si bien en la mayoría de los estudios, la variable de nivel de estudios se mide en números de años estudiados, los datos de la encuesta proporcionan una variable categórica sobre el nivel de estudio máximo alcanzado. Al convertir esta información en años estudiados, la nueva variable sería continua y lineal, sin embargo preferimos guardar la variable con su forma categórica así podemos permitir que se obtengan unos rendimientos educativos no lineales. Además la información sobre el nivel de estudio puede resultar una mejor aproximación del capital humano acumulado que una variable indicando el número de años estudiados.

La experiencia laboral es una variable continua que toma valores entre 0 y 65 y corresponde al número de años trabajados y remunerados. También incluimos la experiencia laboral al cuadrado para comprobar la ausencia de rendimientos constantes de la experiencia laboral<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> La idea es que en general la experiencia laboral se valora en salarios superiores pero, a partir de cierto número de años trabajados, la experiencia laboral refleja el bajo nivel educativo y por tanto, se espera unos niveles de ingresos inferiores.

La región del lugar de residencia es una variable categórica que toma tres valores. Toma el valor 1 si el individuo pertenece a una región cuyo PIB es inferior al 95% del PIB promedio español, toma el valor 2 si el individuo pertenece a una región cuyo PIB está incluido entre el 95% y el 105% del PIB promedio español y toma el valor 3 si el individuo pertenece a una región cuyo PIB es superior a 105% del PIB promedio español.

El grado de urbanización del lugar de residencia es una variable categórica que toma los valores 1, 2 o 3. Toma el valor 1 si el individuo vive en una zona densamente poblada, toma el valor 2 si el individuo vive en una zona medianamente poblada y toma el valor 3 si el individuo vive en una zona poco poblada.

El nivel máximo de educación alcanzado por los padres es una variable categórica que toma cinco posibles valores. El valor es 0 si el padre o la madre del individuo no tiene ningún estudio, es 1 si el padre o la madre del individuo ha alcanzado el nivel de estudios primario, es 2 si el padre o la madre del individuo ha alcanzado el nivel de estudios secundario de primera etapa, es 3 si el padre o la madre del individuo ha alcanzado el nivel de estudios secundario de segunda etapa y es 4 o la madre si el padre del individuo ha alcanzado el nivel de estudios superiores.

El país de nacimiento es una variable que toma tres posibles valores. Toma el valor 1 si el individuo nació en España. Toma el valor 2 si el individuo nació en el resto de Europa de los 25 y toma el valor 3 si el individuo nació fuera de la Unión Europea (UE) de los 25. Esta variable es un proxy de la nacionalidad que se incluye para reflejar una posible desigualdad de oportunidad entre extranjeros y nacionales<sup>11</sup>. La variable hombre es una dummy que toma el valor 1 si el individuo es un hombre y 0 si es una mujer.

La categoría profesional del padre es una variable de tipo dummy que toma el valor 1 si el padre del individuo declara que su trabajo corresponde a las categorías 1 y 2 de la categoría nacional de ocupación (lo que correspondería a la clasificación anglosajona de cuellos blancos), y 0 en los demás casos<sup>12</sup>. El número de hermanos es una variable truncada que toma valores entre 0 y 6, cada valor corresponde al número de hermanos del individuo menos 6 que corresponde a la situación de tener 6 o más hermanos. El

---

<sup>11</sup> Es importante ser conscientes de sus limitaciones. Primero, puede haber individuos de padres españoles y viviendo en España que hayan nacido fuera de España y no sería correcto que no estén incluidos en el primer grupo. Además esta variable sirve para reflejar la inmigración a España pero no podemos discriminar entre los que han elegido inmigrar, es decir que han venido de adultos y los que sencillamente han seguido los padres o el marido.

<sup>12</sup> Para una información completa sobre la clasificación de la actividad según la clasificación nacional de trabajo, ver el anexo del cuestionario individual: [http://www.ine.es/metodologia/t25/ecv\\_ind05.pdf](http://www.ine.es/metodologia/t25/ecv_ind05.pdf). No se ha incluido una dummy similar para la madre ya que nunca ha salido significativa en este estudio.

nivel de estudio de la madre es una variable categórica construida al igual que el nivel de educación máximo alcanzado por los padres. El trimestre de nacimiento es una variable categórica que toma los valores 1 si el individuo nació los tres primeros meses del año, y así sucesivamente hasta 4. Finalmente utilizamos el año de nacimiento del individuo para construir cinco cohortes de edad. La primera cohorte corresponde a los individuos entre 25 y 32 años. La segunda cohorte corresponde a los individuos entre 33 y 40 años. La tercera cohorte corresponde a los individuos entre 41 y 48 años. La cuarta cohorte corresponde a los individuos entre 49 y 56 años. La quinta cohorte corresponde a los individuos entre 57 y 65 años.

## B. La metodología.

### **1. La ecuación estimada con variables instrumentales.**

Este estudio mide la desigualdad de oportunidad en el acceso a los ingresos del trabajo. Para obtener esta medición y utilizando la metodología propuesta por Roemer, se trata de estimar una ecuación de salarios en función de dos tipos de variables.

Por un lado, los ingresos ( $w$ ) dependen del esfuerzo que un individuo ejerce para conseguir mayores ingresos. Las variables que permiten medir este esfuerzo ( $E_i$ ) son, en este estudio, el nivel de estudio ( $educ$ ) y la experiencia laboral ( $exper$ ). La región de residencia ( $region$ ) y el grado de urbanización ( $urb$ ) de residencia tienen un estatus ambiguo. Al considerar que los individuos entre 25 y 65 años son capaces de elegir por sí mismos donde viven, son variables que están bajo el control del individuo y forman parte de las variables de esfuerzo. Sin embargo, se puede considerar que dos personas con los mismos estudios y la misma experiencia deberían ganar el mismo salario real<sup>13</sup> independientemente de que vivan en un pueblo o una ciudad o que vivan en Andalucía o en Cataluña. Desde esta perspectiva, estas dos variables informan sobre las desigualdades en las oportunidades de trabajo y de ingresos del trabajo lo cual podría ser un indicador sobre la desigualdad entre las infraestructuras de las regiones por ejemplo. De hecho, la interpretación de los resultados contempla estas dos perspectivas.

Los ingresos dependen también de variables de circunstancias ( $C_i$ ), es decir de variables que no pueden modificar los individuos y que son susceptibles de afectar al nivel de rentas del trabajo. Las variables que miden estas circunstancias son el nivel de

---

<sup>13</sup> Este trabajo se ha realizado con IPC nacionales lo cual podría explicar los resultados acerca de las variables de región y de grado de urbanización.

estudio máximo alcanzado por los padres<sup>14</sup> (educpadres), la categoría socio profesional del padre<sup>15</sup> (cнопadre), el género (hombre) y el lugar de nacimiento (pais). Por tanto, la ecuación estimada es la siguiente:

$F(w) = \alpha_i E_i + \beta_i C_i + u$  donde  $E_i$  y  $C_i$  son desglosadas como:

$$F(w) = \alpha_1 \text{educ} + \alpha_2 \text{region} + \alpha_3 \text{urb} + \alpha_4 \text{exper} + \alpha_5 \text{exper}^2 + \beta_1 \text{educpadres} + \beta_2 \text{cнопadre} + \beta_3 \text{hombre} + \beta_4 \text{pais} + u \quad (1)$$

Sin embargo, la habilidad de un individuo o talento innato también influyen en los ingresos del trabajo percibidos y no hay disponibilidad de información que pueda servir de proxy de esta variable. Al no incluir la habilidad en la ecuación, el término de error podría recoger información sobre esta variable. Si la habilidad está correlacionada con el nivel de estudio, como lo sugiere la literatura previa, entonces la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) proporciona estimadores inconsistentes y sesgados ya que tendríamos:  $\text{Cov}(\text{educ}, u) \neq 0$ .

Una solución para poder realizar correctamente esta estimación, es instrumentalizar la variable de educación del individuo. Para que una variable  $Z$  sea un instrumento para la educación, se debe cumplir que:

$$\text{Cov}(Z, u) = 0 \text{ y } \text{Cov}(Z, \text{educ}) \neq 0.$$

Dicho de otro modo, los instrumentos tienen que estar correlacionados con la educación pero no con los ingresos. Si se cumplen estos requisitos, se obtendrán estimadores consistentes de las variables explicativas del modelo en (1) mediante VI.

La estimación por VI consiste en estimar primero:

$$F(E_i) = \phi_i Z_i + \delta_i X_i + v \quad (2)$$

Donde  $E_i$ , es la variable endógena del modelo,  $Z_i$  son los instrumentos seleccionados,  $X_i$  son las variables exógenas incluidas en (1) y  $v$  el término de error.

En un segundo paso, estimamos el modelo a partir de la variable estimada en (2) de  $E_i$ :

$$F(w) = \hat{\alpha} \hat{E} + \tau_i X_i + \mu \quad (3)$$

Donde  $\hat{E}$  es la estimación de la variable de educación en (2)

Entonces, los estimadores  $\hat{\alpha}$  y  $\tau_i$  son consistentes y no sesgados siempre y cuando:

$$\phi_i \neq 0 \text{ y } \text{Cov}(Z, \mu) = 0.$$

<sup>14</sup> Consideramos que el proceso de aprendizaje que recibe un individuo depende de su entorno familiar y que éste depende de la influencia del padre y de la madre, por eso no sólo consideramos el nivel de estudio del padre, además, en caso de que sea diferente, podemos pensar que es la persona con más nivel educativo la que va a marcar más las pautas de la transmisión del capital humano.

<sup>15</sup> Corresponde a la división anglosajona entre “white collar” y “blue collar”. No se incluye la misma división para la madre ya que no está utilizada en general en los estudios sobre igualdad de oportunidad ya que no suele influir sobre los ingresos del hijo.

Para comprobar estas dos condiciones, se realizan dos estimaciones.

En primer lugar, los instrumentos seleccionados estarán con las demás variables exógenas incluidos en una estimación del nivel de educación y sólo aquellos instrumentos que son significativamente diferentes de cero estarán seleccionados (se comprobará que  $\phi_i \neq 0$ ). Además los instrumentos estarán, con las demás variables exógenas, incluidos en una estimación de la renta del trabajo y sólo aquellos instrumentos cuyos estimadores no son significativamente diferentes de cero serán seleccionados (forma de aproximar el resultado  $Cov(Z, u) = 0$ ).

En segundo lugar, ya que la estimación incluye dos instrumentos, se ha de realizar un test para comprobar la validez de los instrumentos seleccionados. Es decir que aplicamos la restricción de sobre-identificación para demostrar la exogeneidad de los instrumentos comprobando que los instrumentos no están correlacionados con el término de error de la estimación con variables instrumentales ( $Cov(Z, \mu) = 0$ ).

Sobre esta base, se realiza la selección de los instrumentos necesarios para este trabajo.

## **2. Selección de los instrumentos.**

Por la disponibilidad de los datos en la encuesta de condiciones de vida en España, tres instrumentos presentes en la literatura han sido evaluados con el fin de seleccionar los que cumplen con los requisitos explicitados en el apartado anterior. Los tres instrumentos son el trimestre de nacimiento, el número de hermanos y el nivel de educación de la madre del individuo.

El primer ejercicio consiste en demostrar que los instrumentos permiten explicar una parte significativa de la variable a instrumentalizar. Por eso, la primera estimación consiste en estimar el nivel de educación a través de las variables exógenas del modelo estructural (1) y los tres instrumentos con el método de MCO. Este resultado da una primera indicación sobre la significatividad de los instrumentos. Como la variable de educación es una variable categórica, una estimación multinomial también se aplica al mismo modelo.

Se encuentra que los coeficientes relativos al nivel de estudio de la madre y al número de hermanos son significativamente diferentes de cero. El número de hermanos tiene un efecto negativo sobre el nivel de estudio del individuo mientras que el nivel de estudio de la madre tiene un efecto positivo sobre el nivel de estudio del individuo. No obstante, el trimestre de nacimiento no es significativamente diferente de cero. Las dos estimaciones proporcionan el mismo resultado por lo que nos asegura la robustez de

este primer resultado (Tablas 1.a. a 1.d.). Además, en las estimaciones por VI, se incluyen el R2 parcial para la regresión multinomial de primera etapa para mostrar el poder explicativo de los instrumentos (Tablas 3 a 7).

Segundo, se ha de demostrar que los instrumentos no influyen directamente en las rentas del trabajo. Así, se realiza una estimación de la renta total del trabajo por todas las variables de la ecuación (1) y por los instrumentos con el fin de comprobar que en este caso, los coeficientes relativos a los instrumentos no son significativamente diferentes de cero. Encontramos que ningún instrumento seleccionado tiene un efecto significativo sobre las rentas del trabajo (Tabla 2).

Por tanto, los instrumentos finalmente seleccionados son el número de hermanos y el nivel de educación de la madre ya que estos dos instrumentos cumplen con los dos primeros requisitos.

Tercero y por último, los instrumentos incluidos en la estimación por variables instrumentales tienen que someterse a un último test de exogeneidad de estas variables con el residuo de la regresión de segunda etapa. Y en este caso, el estadístico de Sargan concluye a no rechazar la hipótesis nula de no correlación entre los dos instrumentos y el término de error (Tablas 3 a7) para las cinco ecuaciones por cohorte de edad. Estos tres requisitos cumplidos aseguran la validez de los instrumentos y autoriza la realización del test de Hausman para seleccionar entre los estimadores por MCO y los estimadores por VI.

### **3. Corregir el sesgo por la omisión de variables relevantes.**

Antes de proponer los resultados finales, se propone una reflexión acerca de la posible omisión de variables relevantes. En efecto, en los estudios sobre desigualdad de oportunidad, y en general, en las estimaciones de ecuación de salarios están integradas alguna información sobre la situación profesional del individuo como variables de control. La idea es evitar la omisión de alguna variable relevante. Ser asalariado o trabajador por cuenta propia puede implicar una diferencia sistemática en los ingresos. También, aplicar la dicotomía anglosajona entre cuellos blancos y cuellos azules es útil para explicar la obtención de ingresos sistemáticamente diferentes. En la encuesta ECV de 2005, si bien existe esta información, es relativa a la situación profesional de 2005 mientras que las rentas del trabajo son las de 2004. Por tanto, no es estrictamente correcto utilizar la información de la ECV de 2005.

Sin embargo, omitir estas variables pueden tener consecuencias no deseables sobre los resultados. Si existe alguna correlación entre dos variables explicativas relevantes en la regresión de una tercera variable, entonces al omitir una de las dos variables explicativas, el estimador por MCO de la variable incluida en la regresión estará sesgado. En caso de omitir una variable relevante en una regresión múltiple, es posible que todos los estimadores de la ecuación estén sesgados, es decir que no sólo son los estimadores de aquellas variables correlacionadas con la variable omitida que sufren del sesgo sino que todos los estimadores pueden estar afectados. Además no es intuitivo saber el signo ni el tamaño del sesgo. En el caso presente, omitir información sobre la situación profesional del individuo puede sesgar todos los parámetros.

Una solución sería hacer el supuesto siguiente. Consideremos sólo las personas que declaran que no han cambiado de trabajo en los últimos 12 meses. Para estas personas, supongamos que la renta declarada en 2004 corresponde con la situación y actividad profesional declarada en 2005. Este supuesto es bastante razonable ya que la pregunta se refiere a los últimos 12 meses, así, es muy probable que la renta corresponda con la situación profesional real de 2004. Entonces reducimos la muestra a las personas que no han cambiado de trabajo en los 12 últimos meses, añadimos a la ecuación (1) dos variables explicativas: una dummy que indique si el individuo es trabajador por cuenta propia (asalariado=0) o asalariado (asalariado=1) y una dummy que vale 1 si la persona es un “cuello blanco”<sup>16</sup>(cnowhite).

El modelo es ahora:

$$F(w) = \alpha_1educ + \alpha_2region + \alpha_3urb + \alpha_4exper + \alpha_5exper2 + \alpha_6cnowhite + \alpha_7asalariado + \beta_1educpadres + \beta_2cnopadre + \beta_3hombre + \beta_4pais + h \quad (3)$$

Los resultados de la regresión por MCO de la ecuación (1) y de la ecuación (3) son notablemente diferentes (Tabla 8). Con la estimación (3) vivir en una zona medianamente poblada implica tener ingresos más bajos que vivir en una zona densamente poblada, mientras que la estimación de la ecuación (1) da que esta variable no es significativa. Al revés tener un padre “cuello blanco” no tiene una influencia significativa sobre los ingresos del individuo con el modelo (3) y la tenía en el modelo (1). Sobre todo, observamos un cambio sustancial en la magnitud de los coeficientes. En particular, la reducción de los parámetros del nivel de estudio se puede explicar por la inclusión de la dummy cnowhite que recoge información sobre el nivel de estudio.

---

<sup>16</sup> Esta variable está construida de la misma forma que la dummy sobre la categoría nacional de ocupación del padre.

En resumen, los resultados sugieren que sería preferible reducir la muestra a aquellas personas que no han cambiado de trabajo. Se reduciría la muestra en 2062 observaciones, pero la muestra sigue teniendo un tamaño aceptable de cerca de 10.000 observaciones. Otra fuente de preocupación es comprometer la representatividad de la muestra. Pero al analizar la situación profesional de las personas que no han cambiado de trabajo en los últimos 12 meses, la división entre trabajadores por cuenta propia y asalariados representa casi perfectamente la división real entre la población ocupada española, los asalariados representan un 82% de la población ocupada en España y representa 81% de la muestra.

Así en base a la comparación de los resultados de la ecuación (1) y (3) y tomando en cuenta las implicaciones de preferir estimar la ecuación (3), concluimos que para evitar problemas de estimación debido a la omisión de variables relativas a la situación profesional, preferimos medir la desigualdad de oportunidad con la ecuación (3) y entonces reducir el tamaño de la muestra final. Y en cuanto a la dummy sobre la categoría socio profesional del individuo, la integramos también pero tomando en cuenta que va a implicar una sub estimación del rendimiento de la educación ya que estas dos variables están muy correlacionadas. En la medida en que este estudio no busca medir precisamente el rendimiento de la educación, la inclusión de esta variable no perjudica directamente el estudio.

## **Parte 4. Resultados.**

### A. Estimadores por MCO versus Estimadores por VI.

Para comprobar si la estimación a estimar sufre problemas de endogeneidad en relación a la variable educación existen dos alternativas. Recordemos que en caso de endogeneidad, la estimación por MCO da estimadores inconsistentes mientras que estimar por variables instrumentales (VI) da estimadores consistentes pero no eficientes.

Normalmente, se realiza un test de Hausman y sólo este test. Sin embargo, puede estar complementado por otro test para asegurar la solidez de nuestras conclusiones. Recordemos que no rechazar la hipótesis nula del test de Hausman de igualdad de los estimadores MCO y de los estimadores por VI no quiere decir que los coeficientes sean iguales, sólo quiere decir que no se observa evidencia para afirmar con seguridad que son diferentes. Por eso, realizamos un método complementario. Este método consiste en

estimar primero la educación en función de las variables exógenas del modelo estructural y de los instrumentos. De esta estimación, sacamos el residuo ( $w$ ) e incluimos este residuo en la estimación del modelo estructural (1). Si encontramos que el coeficiente relativo al residuo es significativamente diferente de 0 entonces se puede concluir que la variable de educación es una variable endógena. La realización de dichas estimaciones para todas las personas de 25 a 65 años (Tabla 9) muestra que el coeficiente del residuo no es significativamente diferente de cero para un nivel de confianza del 95%. Por tanto, la variable de educación no muestra evidencia de ser endógena. Realizamos este test para cada una de las ecuaciones por cohorte de edad y siempre concluimos que el coeficiente del residuo  $w$  no es significativamente diferente de cero. Este test permite dar más robustez al test de Hausman.

El test de Hausman proporciona las mismas conclusiones. Bajo la hipótesis nula, la diferencia entre los estimadores no es significativamente diferente de 0, por tanto, el método por MCO es preferible ya que proporciona estimadores consistentes y eficientes. Dado que el resultado de este test conduce a no rechazar  $H_0$  para cada una de las ecuaciones por cohorte de edad a un nivel de confianza del 99%, escogemos el método de los MCO para estimar la igualdad de oportunidad en España (Tablas 3 a 7).

### B. ¿Existen diferencias de género?

Primero, controlemos si las variables de esfuerzo y de circunstancias determinan en la misma proporción los ingresos del trabajo de los hombres y de las mujeres, dicho de otra forma, revisemos si la desigualdad de oportunidad se explica por los mismos factores y si estos factores son de igual importancia para las mujeres que para los hombres. Si no fuera el caso, entonces sería más conveniente estimar un modelo para cada género. Pero si no hay diferencias significativas y sistemáticas, es preferible estimar un modelo conjunto.

Para examinar esta pregunta, el modelo inicial (3) está transformado para integrar un término de interacción entre el género y cada variable explicativa de tal forma que obtenemos:

$$F(w) = \alpha_1educ + \alpha_2region + \alpha_3urb + \alpha_4exper + \alpha_5exper^2 + \alpha_6cnowwhite + \alpha_7asalariado + \beta_1educpadres + \beta_2cnopadre + \beta_4pais + \theta_1hombre*educ + \theta_2hombre*region + \theta_3hombre*urb + \theta_4hombre*exper + \theta_5hombre*exper^2 + \theta_6hombre*educpadres +$$

$$\theta_7\text{hombre}*\text{cnopadre} + \theta_8\text{hombre}*\text{pais} + \theta_9\text{hombre}*\text{cnowhite} + \theta_{10}\text{hombre}*\text{asalariado} + \Omega \quad (5)$$

La regresión de la ecuación (5) muestra que no hay una diferencia sistemática entre hombres y mujeres en cuanto a la magnitud de la desigualdad de oportunidad en España lo que justifica la aplicación de un modelo conjunto para hombres y mujeres<sup>17</sup>.

La diferencia más notable es relativa al rendimiento de la educación. El rendimiento de los estudios para la mujer es significativamente inferior que el rendimiento de la educación del hombre. Es un resultado común a la mayoría de los países.

También, el hecho de vivir en una región con mayor PIB y ser asalariado favorece más al hombre que a la mujer en la obtención de rentas del trabajo.

El resto de los parámetros de interacción entre el género y una variable de circunstancia o de esfuerzo no es significativamente diferente de cero. Por tanto, la estimación de la desigualdad de oportunidad en España se realiza para un modelo que reúne a los hombres y a las mujeres.

Lejos de querer decir que no existe una desigualdad de oportunidad por género, este supuesto implica que si se observa desigualdad de oportunidad, esta se aplica de la misma forma a los hombres que a las mujeres. En cuanto a las variables de esfuerzo, los resultados subrayan que los esfuerzos no son igualmente recompensados entre hombres y mujeres. Las ganancias por estudiar más para una mujer son inferiores a las ganancias de un hombre, así como las ganancias de vivir en una región con mayor PIB o ser asalariado. Esta situación apunta a una clara discriminación lo que justifica que el modelo incluya una dummy de género.

El modelo (3) es finalmente seleccionado para medir la presencia de desigualdades de oportunidad en España en 2004 para el acceso a los ingresos totales brutos del trabajo.

### C. Los determinantes de la igualdad de oportunidad y su evolución a lo largo del ciclo de vida.

Primero, centrémonos en las variables de esfuerzo. La variable de esfuerzo que más impacta sobre los ingresos laborales es el nivel de estudio y observamos dos resultados importantes. Primero, el rendimiento de la educación no es constante sino que es creciente. Si bien la diferencia entre los que acabaron los estudios primarios y los que han acabado los estudios secundarios de primera etapa no es significativa al principio

---

<sup>17</sup> En la tabla 10, se proporcionan los resultados de aquella estimación.

del ciclo de vida, el rendimiento de la educación es creciente en todas las demás situaciones. El segundo resultado es que los rendimientos son crecientes a lo largo del ciclo de vida. Una persona con estudios superiores empieza su vida laboral con mayores sueldos que una persona con estudios secundarios y esta diferencia va creciendo a lo largo de su vida laboral. Hay un impacto creciente de los estudios sobre toda la vida laboral. Dos interpretaciones son posibles. Es posible que un individuo al tener más estudios empiece su vida laboral con un sueldo mayor y esta primera experiencia laboral marca el resto de sus ingresos en el sentido que su exigencia de ingresos se basa en este primer sueldo. Pero el hecho de que el rendimiento de los estudios crezca muestra que a más estudios, las perspectivas en términos de rentas crecen más deprisa, es decir que hay un efecto acumulador de los estudios sobre los ingresos. Desafortunadamente, el relativo escaso desglose de la variable no permite más precisión. Pero hay que notar que posiblemente estemos sub-estimando los rendimientos educativos y especialmente de los que han tenido estudios superiores al bachillerato al integrar la dummy sobre la categoría nacional de ocupación del individuo. Sin embargo, los resultados apuntan al fuerte poder explicativo del nivel de estudio como la mayor fuente de desigualdad equitativa en el sentido de que el nivel de estudio depende del esfuerzo de un individuo. Por tanto, los efectos en términos de desigualdad de rentas del nivel de estudio no tienen porque ser corregidos.

Un resultado esperado es el hecho de que la experiencia profesional impacte favorablemente en las rentas del trabajo. Pero el rendimiento aparece constante, no parece que haya un rendimiento decreciente a partir de cierto nivel de experiencia laboral. Sin embargo, en la estimación del modelo conjunto a todas las edades, se encuentra que la variable del cuadrado de la experiencia laboral es significativamente negativa lo cual respalda la intuición que un número elevado de experiencia laboral refleje un bajo nivel de estudios y por tanto, un sueldo menor.

La interpretación de la dummy sobre la actividad profesional del individuo es ambigua. Por un lado, se puede decir que la dicotomía entre “cuellos blancos” y “cuellos azules” es relevante para España para todos los cohortes de edad. Ser de “cuello blanco” permite ingresar por su trabajo unas rentas superiores y esta diferencia va creciendo, al principio de la vida laboral ser “cuello blanco” implica tener una rentas del trabajo un 12% superior pero para las personas de entre 41 y 48 años, pertenecer a esta categoría implica una diferencia de sueldo de un 17%. Como esta variable está correlacionada con el nivel de estudio, podría ser preferible incorporarla como una

indicación suplementaria sobre el rendimiento de los estudios y esta intuición se puede validar al ver la evolución del coeficiente de esta variable por cohorte. En efecto, el hecho de que el parámetro sea cada vez menor para las cohortes mayores podría darse porque las cohortes de más edades están compuestas de individuos con menos estudios.

Relativo a la situación profesional, ser asalariado incide positivamente sobre la obtención de ingresos. Este resultado concuerda con los resultados del INE acerca de las declaraciones de rentas del trabajo por situación profesional. Sin embargo, hay que tener presente que en las encuestas, los trabajadores por cuenta propia tienden a sub-estimar más sus rentas que las demás categorías profesionales. Esta serie de resultados proporciona información sobre el alto rendimiento global de los esfuerzos, especialmente podemos concluir que el esfuerzo más recompensado es el nivel de estudio y que este está recompensado de forma creciente.

Si centramos nuestra atención en las variables de circunstancias, una primera fuente de desigualdad viene dada por el género. Un hombre gana, cuando tiene entre 25 y 32 años, aproximadamente 14,2% más que una mujer de su edad todo lo demás constante, y esta desigualdad es mayor para todas las demás cohortes y es máxima la desigualdad de oportunidad entre hombres y mujeres en la cohorte de 33 años a 40 años. Quizás es más fuerte la desigualdad observada en este periodo del ciclo de vida laboral porque corresponde al periodo donde los padres, y especialmente las madres, tienen obligaciones familiares mayores.

Una segunda fuente de desigualdad de oportunidad es el país de nacimiento. Primero, no hay presencia evidente de desigualdad de oportunidad entre europeos y españoles. Este resultado podría ser atribuido a los esfuerzos y al éxito de la Unión Europea (UE) y de España para facilitar la movilidad de sus ciudadanos. De hecho, en España, es evidente que los europeos tienen las mismas facilidades que un nacional para entrar y desarrollarse sobre el mercado laboral. Esta observación no es válida para describir la integración de los trabajadores que vienen fuera de la UE. Para todas las edades hay evidencia clara de una fuerte desigualdad de oportunidad. A circunstancias y esfuerzos iguales, se estima que una persona que tiene entre 25 y 32 años y que ha nacido fuera de la UE gana un 11% menos en concepto de rentas del trabajo que un nacional de la misma edad y esta diferencia alcanza un 20% para las personas entre 41 y 48 años. Por tanto, podemos ver que si la integración de los trabajadores de la UE ha sido un éxito, queda un largo recorrido para observar una situación de igualdad de oportunidad entre el resto de los inmigrantes y los nacionales.

Una otra fuente de desigualdad de oportunidad sería la región de residencia siempre y cuando se considere como un componente de desigualdad de oportunidad. Si se considera que una persona ejerce algún esfuerzo por vivir en una región con mayor PIB, que le representa algún coste de oportunidad (mudarse por ejemplo), entonces la desigualdad en las rentas observada entre dos personas que viven en regiones diferentes no es entendible como una fuente de desigualdad de oportunidad. Pero en la medida que se considere que donde sea que una persona viva, a mismo nivel de estudio, misma situación y categoría profesional y misma experiencia laboral, las personas tendrían que ganar igual, entonces la región y el grado de urbanización podrían ser fuentes de desigualdad de oportunidad. Por tanto, la interpretación de los resultados sobre la incidencia de estas dos variables sobre los ingresos del trabajo está sujeta a cierto juicio de valor. Sea cómo se interprete, por vivir en una región con mayor PIB o en una zona muy poblada, un individuo puede pretender a unas rentas superiores. Si consideramos estas variables como circunstancias, estarían subrayando una distribución no equitativa de las oportunidades de ingresos laborales. Las características de empleos entre ciudades y zonas menos pobladas podrían explicar este diagnóstico pero también las diferencias en los niveles de precios y las diferencias en las infraestructuras entre regiones más ricas y más pobres.

Finalmente, una última fuente de desigualdad de oportunidad viene dada por la transmisión del capital humano. El nivel de educación de los padres determina los ingresos del hijo pero en una medida menor de lo esperado. Es interesante ver que para la cohorte de personas de 25 a 32 años, sólo el nivel 3 de estudio de los padres tiene una influencia positiva y significativa sobre los ingresos del hijo. Para las cohortes anteriores, a mayor nivel de estudio de los padres se puede prever casi sistemáticamente mayores ingresos para el hijo. Podemos entonces concluir que ha habido en España para las cohortes más recientes una significativa reducción de la desigualdad de oportunidad en el acceso a las rentas laborales debidas a la transmisión del capital humano. Este resultado refleja la amplia democratización de la educación hoy en día. Pero, es muy probable que estemos sobre-estimando la reducción de la desigualdad de oportunidad por el lado de la transmisión intergeneracional del capital humano por el hecho de que el nivel de estudio del individuo depende en gran medida del nivel de estudio de los padres. Por eso, el nivel de estudio de los padres no incide directamente sobre los ingresos del individuo sino que incide primero en el nivel de estudio y se traslade después en el nivel de rentas del individuo.

En resumen, las estimaciones por cohortes de edad evidencian la presencia de desigualdad de oportunidad en España cuya principales fuentes son el género, el nivel educativo de los padres y el país de nacimiento. Estas variables son sin ambigüedad circunstancias sobre las cuales no puede influir un individuo y por tanto, deberían ser objeto de compensación.

## D. Índices de desigualdad de rentas e índices de desigualdad de oportunidad.

### **1. Presentación de métodos alternativos.**

El último ejercicio propuesto consiste en medir la reducción de la desigualdad de rentas que se obtendría si se igualarían las circunstancias que afectan a las rentas del trabajo de los individuos. Se trata de medir de una forma sintética las consecuencias de la desigualdad de oportunidad sobre la desigualdad observada. Si nos basamos en los métodos derivados de la concepción teórica de Roemer, varios trabajos proponen métodos alternativos basándose todos en la teoría de Roemer y formulando ideas distintas para sacar el componente de desigualdad de oportunidad en una medida de la desigualdad total de rentas.

Primero, se puede medir la desigualdad de rentas causada por la desigualdad de oportunidad con tests de dominancia. Por ejemplo, Lefranc et al (2006) aplican tests de dominancia estocástica a funciones de distribución de ingresos. Cada función está construida a partir de los ingresos de individuos que comparten la misma circunstancia (en este caso, el nivel de educación de los padres). La utilización de curvas de Lorenz y otros test de dominancia tiene la desventaja de no poder siempre concluir sobre la dominancia de las distribuciones. Además, el hecho de comparar funciones dos a dos es poco práctico para nuestro estudio que contempla una amplia gama de circunstancias.

Otra opción ha sido propuesta por Checchi y Peragine (2005) para el caso italiano. Proponen descomponer la desigualdad de rentas entre un componente de desigualdad de oportunidad y un componente debido a los esfuerzos de los individuos. Centrémonos en el componente de desigualdad de oportunidad. Para medir este componente, proponen definir tipos, que son individuos que comparten las mismas circunstancias. A cada tipo le corresponde una función de distribución de los ingresos y para cada función, los percentiles representan un grado de esfuerzo diferente (tal y cómo lo define Roemer). A

todas las personas ubicadas en un mismo percentil, se les asigna la renta media de su sub-grupo (media de la renta en el percentil de la función de distribución donde se encuentra el individuo). Con esta transformación, se elimina la desigualdad que hay dentro de un subgrupo. Entonces, aíslan la desigualdad que hay entre los tipos con un índice<sup>18</sup> que mide para cada percentil de todas las funciones de distribución, la desigualdad observada con esta transformación. El índice obtenido representa la desigualdad de oportunidad, dado que individuos que sólo se diferencian por las circunstancias tienen que poder esperar la misma renta. En efecto, al agrupar todas las personas por percentil, los autores agrupan personas que se esfuerzan igual pero que tienen circunstancias diferentes.

Este método es muy interesante ya que también define cómo aislar la desigualdad debida a los esfuerzos, entonces permite tener una descomposición de la desigualdad total en sus dos componentes. Sin embargo, al asignar la media de cada subgrupo a cada persona ubicada en el mismo percentil, cuantas más circunstancias haya, más medias se ha de construir. Esto puede causar problemas de representatividad ya que a más divisiones, hay cada vez menos personas en cada subgrupo y por tanto, menos personas en cada percentil. Entonces, las medias muestrales tienen cada vez menos probabilidad de corresponder con la media poblacional. Por esta razón, vamos a proponer una simplificación de esta metodología para aproximar el papel de cada circunstancia en la desigualdad de oportunidad en España.

La simplificación que proponemos es la siguiente. Definamos 10 tipos que corresponden con las circunstancias del estudio<sup>19</sup>. Según Roemer, una política de igualdad de oportunidad consiste en igualar los ingresos mínimos o medios (dependiendo, según Roemer, de consideraciones morales) de las personas ubicadas en el mismo percentil. Entonces, observamos los individuos del percentil 10 y del percentil 25 de las funciones de distribución de cada tipo, y medimos su renta media<sup>20</sup>.

Si hay igualdad de oportunidad, la renta media del percentil 10 del grupo hombre tiene que ser la misma que la renta media del percentil 10 del grupo mujer y lo mismo para el percentil 25. Si hay diferencia, el ratio entre las dos rentas medias define el

---

<sup>18</sup> Son índices de la familia de entropía generalizada ya que tienen propiedades deseables de descomposición.

<sup>19</sup> El primer tipo está constituido por todos los hombres de la muestra, el segundo con todas las mujeres. El tercer tipo por las personas con padres sin estudios y una cuarto con padres con estudios superiores y así construimos los 10 tipos. Ver tabla 13 para ver todos los tipos.

<sup>20</sup> Tomamos las rentas medias para evitar el problema de basar el ejercicio sobre una sola observación si se tomara la renta mínima sabiendo que son datos de encuesta. Y consideramos dos percentiles para no basar nuestras conclusiones sobre una sola parte de la función de distribución.

grado de desigualdad de oportunidad entre hombres y mujeres. La comparación entre los ratios muestra cuales son las circunstancias que más provocan desigualdad de oportunidad. Los ratios mas elevados representan situaciones con mayor desigualdad de oportunidad.

Este ejercicio por si solo tiene el problema de sólo poder comparar dos percentiles de dos tipos diferentes pero tiene la ventaja de servir de punto de comparación con los resultados de la aplicación de la metodología propuesta por Bourguignon, Ferreira, Menéndez (2007) (BFM). Este último trabajo constituye una tercera propuesta de descomposición y se puede aplicar a este trabajo ya que está pensado para un número elevado de circunstancias. Partiendo de la definición de Roemer, la renta es función de esfuerzos, de circunstancias y de un residuo (la suerte entre otros factores que lo componen). La estimación de la ecuación de renta da los parámetros de cada variable y a partir de éstos parámetros se construye una función contra-factual de la renta. Esta distribución no es más que la distribución de la renta que obtendríamos si todos los individuos tuvieran las mismas circunstancias.

En resumen,

Definimos:  $y = wC + sE + u$

La estimación por MCO proporciona:  $\ln \hat{y} = \hat{w}C + \hat{s}E + \hat{u}$

Construyamos  $\ln \tilde{y} = \hat{C}\hat{w} + \hat{u}$  donde  $\hat{C}$  es un vector de circunstancias igual para todos los individuos y  $\hat{u}$  los residuos estimados.

Por las propiedades del logaritmo, obtenemos  $\tilde{y} = \exp(\hat{C}\hat{w} + \hat{u})$

El índice de Bourguignon, Ferreira y Menéndez es  $\Theta_{BFM} = 1 - I(\tilde{y})/I(y)$

Donde  $I(\tilde{y})$  es un índice de desigualdad de la renta contra-factual, construida e  $I(y)$  un índice de desigualdad de la renta observada.

El índice propuesto representa la contribución de la desigualdad de oportunidad en la desigualdad total. En nuestro caso, nos interesa especialmente la idea de la construcción de la distribución contra-factual de la renta. Dado que tenemos numerosas circunstancias, es posible aplicar esta metodología para comparar los índices de desigualdad que se obtendrían cuando se igualan todas las circunstancias o cuando se igualan parte de ellas. Así, podremos aproximar en cuánto de tendría que reducir la desigualdad total para cumplir con la desigualdad de oportunidad.

## 2. Resultados.

Para elegir las circunstancias a aplicar a todos los individuos, se ha escogido la moda de cada variable. De esta forma, consideramos que los individuos comparten las circunstancias que se encuentran ya más frecuentes en la muestra total. La moda ha sido también seleccionada ya que la mayoría de las variables son categóricas<sup>21</sup>.

Con esta condición fijada, se ha construido funciones contra-factuales de la renta igualando, una por una cada circunstancia, y finalmente igualando todas las circunstancias. A partir de estas distribuciones, calculamos dos índices de desigualdad, el índice de Gini y el índice de Theil que comparamos con los índices de las funciones reales de rentas (Tablas 11 y 12). Este ejercicio permite aislar la contribución de cada circunstancia a la desigualdad de oportunidad total. Así, permite saber, en caso de tener como objetivo reducir la desigualdad de oportunidad, cuales son las características que más reducirían la desigualdad de oportunidad. Cada uno de estos resultados está contrastado con los ratios de las rentas medias de los percentiles 10 y 25 de cada tipo (Tabla 13).

Los resultados son los siguientes. En términos generales, igualando todas las circunstancias, incluyendo la región y el grado de urbanización como circunstancias, el índice de Gini se reduciría de un 57,7%, es decir que los factores que son ajenos al control del individuo explican un 57,7% de la desigualdad de rentas brutas antes de intervención del Estado. Por tanto, si bien el mercado tiene que producir desigualdades como incentivos para los individuos, el 57,7% de las desigualdades es el resultado de variables que no pueden controlar los individuos. Si excluimos la región y el grado de urbanización de las variables de circunstancias, entonces, de forma global, la desigualdad de renta bruta debida a desigualdades de circunstancia sigue representando el 56,9%. Si consideramos cada cohorte, los resultados son similares. Podemos apuntar que a medida que avanzamos en el ciclo de vida, la desigualdad de renta aumenta pero que la proporción de las circunstancias en la desigualdad total es en general constante.

En cuanto a las circunstancias que más afectan a la desigualdad total, el género es la circunstancia que provoca más desigualdad de oportunidad. Tanto los índices de desigualdad basadas en la funciones contra-factuales de la renta como los ratios entre percentiles apuntan a la importancia de la discriminación de género. Entre las personas que no han cambiado de trabajo en los últimos 12 meses y cuya renta es positiva, la

---

<sup>21</sup> Las modas de cada circunstancia está detallada en la tabla 14.

renta media de los hombres que pertenecen al percentil 10 de su función de distribución es casi el doble de la renta media de las mujeres ubicadas en el mismo percentil. Y no tomamos el sesgo de selectividad que existe con este ejercicio. En efecto, las mujeres tienden a ser más afectadas por el desempleo y la inactividad lo cual aumenta la desigualdad entre estos dos grupos. Con los datos sobre las rentas contra-factuales, también encontramos que el género es la variable que más contribuiría a la reducción de los índices de desigualdad.

Si consideramos el contexto familiar como el conjunto de variables relativas a las características de los padres (nivel de estudio de los dos padres y categoría nacional de ocupación), entonces esta variable también produce una parte significativa de la desigualdad de oportunidad. El ratio entre los percentiles 10 de los que tienen padres sin estudios y los que tienen estudios superiores es de 1,66, el segundo mayor ratio. Y este resultado también se obtiene con la otra metodología. La igualación del contexto familiar es el segundo factor más importante a la hora de reducir la desigualdad entre individuos. Si bien no tiene la importancia para cada cohorte, a nivel de la muestra general, es la segunda mayor fuente de desigualdad de oportunidad.

La discriminación sufrida por los individuos que nacieron fuera de la UE si bien es significativa, encontramos que igualar sólo esta circunstancia permitiría reducir muy poco la desigualdad observada. Aquí, nuestro resultado sufre del sesgo de selectividad mencionado antes para las mujeres. De hecho, al observar la regresión del nivel de estudio, se observa que los inmigrantes tienen en promedio más estudios. Por tanto, los resultados no son directamente interpretables.

También, es de especial importancia elegir si las variables de grado de urbanización y de región tendrían que considerarse como variables de esfuerzo o de circunstancia ya que de ser circunstancias, participarían de forma significativa a la reducción de la desigualdad. Los ratios de percentiles también son claros. Los individuos de las regiones más ricas ubicados en el percentil 10 de su función de distribución tienen una renta media 38% superior a los que viven en las regiones más pobres. Mientras la renta media de los 10% más pobres de las ciudades es un 31% superior a los 10% más pobres de las zonas poco pobladas.

Finalmente, de forma sintética, los gráficos 1 y 2 muestran las circunstancias que afectan la desigualdad de oportunidad por orden de importancia y destaca sin ambigüedad cómo la discriminación de género es la circunstancia que más aumenta la desigualdad de oportunidad.

## **Conclusiones y pistas para futuras Investigaciones.**

Este trabajo muestra la magnitud de la desigualdad de oportunidad en España para la adquisición de ingresos del trabajo e informa sobre las mayores fuentes de esta desigualdad. Además este trabajo muestra que en España, la desigualdad de rentas brutas podría reducirse a la mitad si se igualarían las circunstancias. Dada que los poderes públicos pueden intervenir para contrarrestar los efectos del mercado en la distribución de las rentas del trabajo, mostramos que la tarea de redistribución necesaria es considerable dada la magnitud de la desigualdad de oportunidad entre las rentas brutas del trabajo. Asimismo, este trabajo muestra que las circunstancias que son fuentes de desigualdad de oportunidad son el género, el background familiar, el país de nacimiento, siendo el género, la circunstancia que más provoca desigualdades de oportunidad. Además para conseguir reducir la desigualdad total entre las rentas centrándose en la desigualdad de oportunidad, entonces las dos políticas más eficaces serían una política de lucha contra las discriminaciones de género y una política que reduzca las consecuencias en términos de desigualdad de la renta de la transmisión intergeneracional del capital humano.

También, mostramos que la definición de variables como variables constitutivas del esfuerzo o de las circunstancias es fuente de interpretaciones contradictorias y que de estas consideraciones dependen también los diagnósticos sobre la magnitud y las formas de combatir la desigualdad de oportunidad. Así, si la región y el grado de urbanización fueran consideradas como circunstancias, reducir las desigualdades debidas a estas variables podría reducir de forma significativas la desigualdad total. Por tanto, si bien existe el marco económico para entender la desigualdad de oportunidad, esta problemática no deja de ser sumamente política.

Por último, este trabajo sugiere la realización de un trabajo comparativo con las rentas netas para estimar el grado en que el Estado consigue reducir la desigualdad de oportunidad. También podría ser oportuno un trabajo más teórico sobre la elaboración de un sistema fiscal que permita tal reducción. Finalmente, la existencia de datos homogéneos para toda la UE incentiva claramente a un estudio comparativo a nivel europeo de la amplitud de la desigualdad de oportunidad.

## **Bibliografia**

Aaberge R. Colombino U. and Roemer J.E (2001) Equality of Opportunity Versus Equality of Outcome in Analysing Optimal Income Taxation. Empirical Evidence based on Italian Data. Research Department of Statistics Norway. Discussion Papers 307.

Alesina A., Angeletos G-M. (2005) Fairness and Redistribution. *The American Economic Review*, Vol 95, No 4: 960-980 (21).

Angrist, J.D., Krueger, A.B., 1991. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *Quarterly Journal of Economics* 106, 979-1014.

Arneson R.J. (1999) Against Rawlsian Equality of Opportunity. *Philosophical Studies* 93:77-112.

Arneson R.J. (1999) Equality of Opportunity for Welfare Defended and Recanted. *Journal of Political Philosophy*, Vol 7, No 4.

Becker, G.S (1967) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, with special Reference to Education. New York: Columbia University Press.

Benabou R., Ok. E.A ( 2000) Ranking Income processes According to Equality Of Opportunity. Princeton, Woodrow Wilson School. Public and International Affairs in its series Papers, Vol 211.

Benabou R., Ok E:A (2000) Mobility as Progressivity: Ranking Income Processes According to Equality of Opportunities. Working Papers in Economic Theory 00F1, Economics Department, Princeton University.

Betts J.R, Roemer J.E (2004) Equalizing Opportunity through Educational Finance Reform. Paper presented at the CESifo/PEPG conference on "Schooling and Human Capital Formation in the Global Economy: Revisiting the Equity-Efficiency Quandary" in Munich, September.

Blackburn, McKinley and David Neumark, 1995, "Is the OLS Estimate of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look," *Review of Economics and Statistics*, pp. 217-30.

Bound, J., Jaeger, D. A., and Baker, R. M. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90:443–450.

Bourguignon F., Ferreira F.H.G., Menéndez M. (2003) Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil. Working Paper 3174 World Bank.

Bourguignon F., Ferreira F.H.G., Menéndez M. (2005) Equality of Opportunity in Brazil. Discussion Paper, Ibero-America Institute For Economic Research.

Card, David (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings," in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics* Vol. 3A, Amsterdam, Elsevier Science.

Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69:1127–1160.

Cohen G.A (1989) On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics* 99(July 1989): 906-944.

Dearden, Lorraine, 1999. "The effects of families and ability on men's education and earnings in Britain1," *Labour Economics*, Elsevier, vol. 6(4), pages 551-567.

Dworkin R. (1981) What is Equality: Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy and Public Affairs*, vol 10, No 3: 186-245.

Dworkin R. (1981) What is Equality: Part 2: Equality of Resources. *Philosophy and Public Affairs*, vol 10, No 4: 283-345.

Fleurbaey M. (1995) Equality and Responsibility. *European Economic Review* 39:683-689

Fleurbaey M. (2001) Egalitarian Opportunities. *Law and Philosophy* 20:499-530.

Fleurbaey, M. (2005). Four approaches to equal opportunity. Mimeo.

Griliches, Z. ; Mason W.: "Education, Income and Ability", en *Journal of Political Economy*, 80 (2) (1972), pp. 74-103.

Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica*, 45:1-22.

Griliches (1979) "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey", en *Journal of Political Economy*, 87 (5) (1979), pp. 37-64

Hild M., (2001) Roemer on Equality of Opportunity. Social Science Working Paper 1128, California Institute of Technology.

Kranich L. (1999) Measuring Opportunity Inequality with Monetary Transfers. Discussion Paper No.99-02, Department of Economics, State University of New York at Albany.

Lefranc A., Pistolesi N., Trannoy A. (2005) Inequality of Opportunities versus Inequality of Outcomes: Are Western Societies all alike? ISER Working Paper No.15.

Lefranc A., Pistolesi N., Trannoy A. (2006) Equality of Opportunity: Definitions and testable conditions, with an application to Income in France. Mimeo THEMA.

Moreno-Ternerero J.D (2004) On Roemer's Equality of Opportunity. Working Paper, Yale University.

Okun, A. M. (1975). Equality and efficiency. Washington: The Brookings Institution.

Peragrine V. (1999) The distribution and Redistribution of Opportunity. *Journal of Economic Surveys*, Vol 13, No 1.

Rawls J. (1971) A Theory of Justice. Harvard University Press.

Roemer J.E. (1998) Equality of Opportunity. Harvard University Press.

Roemer J.E y alii. (2003) To What Extent do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among citizens? *Journal of Public Economics* Vol. 87: 539-565.

Salvi, A. (2007) An empirical approach to the measurement of inequality of opportunity. Universidad de Milano, Working Paper.

Schuetz G., Ursprung H.W, Woessmann L. (2005) Education Policy and Equality of Opportunity. CESIFO Working Paper No 1518. Category 3: Social Protection.

Sen A.(May,22 1979) Equality of What? The Tanner Lecture On Human Values.

Sen A. (1990) Justice: Means Versus Freedom. Philosophy and Public Affairs, Vol 9, No 2: 111-121.

Sen A. (1996) On the Status of Equality. Political Theory, Vol 24, No3: 394-400

Sen A. (1985) Commodities and Capabilities. Amsterdam : North Holland.

Sen (1992) Inequality Reexamined. Oxford University Press.

Waltenberg F.D., Vandenberghe V., (2005) What Does It Take to Achieve equality of Opportunity in Education? An Empirical Investigation Based on Brazilian Data. Université Catholique de Louvain. Les Cahiers de Recherche en Education et Formation, No 50.

Woessman L.(2004) How equal are Educational Opportunities? Family Background and Student Achievement in Europe and the United States. IZA Discussion Paper No. 1284

Wooldridge, (2003) Introductory Econometrics: A Modern Approach. Thomson-South-Western

<b>Tabla 1.a. Regresión de Primera Etapa.</b>		
Estimación por MCO		
Variable dependiente: Estudio		
Variables explicativas	Estimador	t student
grado de urbanización 1(base)		
grado de urbanización 2	-0.149	-7.1
grado de urbanización 3	-0.310	-16.28
región 1(base)		
región 2	-0.022	-1.12
región 3	0.129	6.57
experiencia laboral	0.003	1.11
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-9.06
hombre	0.115	6.97
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	0.089	1.290
país de nacimiento: Otro	0.089	2.250
cnopadre "white collar"	0.249	9.180
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres	0.130	4.010
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.531	10.670
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.813	17.130
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.988	20.310
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.099	-20.970
número de hermanos	-0.099	-20.970
trimestre 1(base) de nacimiento		
trimestre 2 de nacimiento	-0.006	-0.290
trimestre 3 de nacimiento	0.010	0.460
trimestre 4 de nacimiento	-0.004	-0.180
nivel 0(base) de estudio de la madre		
nivel 1 de estudio de la madre	0.393	13.520
nivel 2 de estudio de la madre 2	0.351	6.920
nivel 3 de estudio de la madre 3	0.446	8.200
nivel de 4 estudio de la madre	0.504	8.490
constante	2.396	64.59
Numero de observaciones	15520	
R2	0.313	
R2 ajustado	0.313	

<b>Tabla 1.b. Regresión de Primera Etapa</b>		
Estimación multinomial (Nivel 4 de estudio como referencia)		
Nivel 1 de Estudio		
Variables explicativas	Estimador	z
grado de urbanización 1(base)		
grado de urbanización 2	0.429	6.100
grado de urbanización 3	0.856	13.530
región 1(base)		
región 2	0.005	0.080
región 3	-0.464	-7.030
experiencia laboral	0.000	0.000
experiencia laboral al cuadrado	0.001	6.530
hombre	-0.404	-7.210
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	-0.462	-1.720
país de nacimiento: Otro	-0.151	-1.030
cnopadre "white collar"	-0.913	-8.520
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres		
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.399	-3.370
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	-1.844	-8.710
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	-2.470	-11.490
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	-3.276	-12.960
número de hermanos	0.306	18.900
trimestre 1(base) de nacimiento		
trimestre 2 de nacimiento	0.028	0.380
trimestre 3 de nacimiento	-0.020	-0.270
trimestre 4 de nacimiento	0.045	0.610
nivel 0(base) de estudio de la madre		
nivel 1 de estudio de la madre	-1.096	-11.060
nivel 2 de estudio de la madre 2	-2.129	-6.860
nivel 3 de estudio de la madre 3	-1.583	-4.820
nivel de 4 estudio de la madre	-2.413	-4.310
constante	0.190	1.480
Numero de observaciones	15520	
Pseudo R2	0.151	

<b>Tabla 1.c. Regresión de Primera Etapa</b>		
Estimación multinomial (Nivel 4 de estudio como referencia)		
Nivel 2 de Estudio		
Variables	Estimador	z
grado de urbanización 1(base)		
grado de urbanización 2	0.483	7.250
grado de urbanización 3	0.729	11.870
región 1(base)		
región 2	0.216	3.440
región 3	-0.202	-3.200
experiencia laboral	0.043	5.450
experiencia laboral al cuadrado	-0.001	-2.940
hombre	-0.055	-1.030
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	0.152	0.870
país de nacimiento: Otro	-0.312	0.690
cnopadre "white collar"	-0.565	-2.180
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres		-6.310
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.308	-2.560
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.558	-3.500
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	-1.660	-12.620
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	-2.359	13.780
número de hermanos	0.220	
trimestre 1(base) de nacimiento		
trimestre 2 de nacimiento	-0.033	-0.480
trimestre 3 de nacimiento	-0.106	-1.500
trimestre 4 de nacimiento	-0.074	-1.040
nivel 0(base) de estudio de la madre		
nivel 1 de estudio de la madre	-0.873	-8.800
nivel 2 de estudio de la madre 2	-0.528	-3.360
nivel 3 de estudio de la madre 3	-1.538	-6.320
nivel de 4 estudio de la madre	-2.005	-5.920
constante	-0.113	-0.900
Numero de observaciones	15520	
Pseudo R2	0.151	

<b>Tabla 1.d. Regresión de Primera Etapa</b>		
Estimación multinomial (Nivel 4 de estudio como referencia)		
Nivel 3 de Estudio		
Variables	Estimador	z
grado de urbanización 1(base)		
grado de urbanización 2	0.204	3.250
grado de urbanización 3	0.131	2.140
región 1(base)		
región 2	0.012	0.200
región 3	-0.133	-2.270
experiencia laboral	0.046	6.030
experiencia laboral al cuadrado	-0.001	-4.850
hombre	0.070	1.340
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	0.247	1.280
país de nacimiento: Otro	0.650	6.190
cnopadre "white collar"	-0.256	-3.580
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres		
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.122	-0.940
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.157	-0.990
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.289	-1.920
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.980	-6.320
numero de hermanos	0.064	4.070
trimestre 1(base) de nacimiento		
trimestre 2 de nacimiento	-0.002	-0.030
trimestre 3 de nacimiento	-0.023	-0.340
trimestre 4 de nacimiento	0.080	1.190
nivel 0(base) de estudio de la madre		
nivel 1 de estudio de la madre	-0.332	-3.210
nivel 2 de estudio de la madre 2	-0.312	-2.180
nivel 3 de estudio de la madre 3	-0.547	-3.700
nivel de 4 estudio de la madre	-0.613	-3.700
constante	-0.279	-2.210
Numero de observaciones	15520	
Pseudo R2	0.151	

<b>Tabla 2. Análisis de los Instrumentos</b>		
ln(renta total bruta)		
VARIABLES	Estimador por MCO	t student
nivel 1(base) de estudio		
nivel 2 de estudio	0.050	5.860
nivel 3 de estudio	0.152	17.010
nivel 4 de estudio	0.307	34.180
grado de urbanización 1(base)		
grado de urbanización 2	-0.010	-1.370
grado de urbanización 3	-0.072	-10.550
región 1(base)		
región 2	0.024	3.460
región 3	0.069	10.050
experiencia laboral	0.024	27.830
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-20.360
hombre	0.207	36.120
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	-0.025	-1.020
país de nacimiento: Otro	-0.131	-9.810
cnopadre "white collar"	0.029	3.110
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres		
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.047	3.950
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.055	3.080
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.056	3.280
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.073	4.170
número de hermanos	-0.001	-0.650
trimestre 1 de nacimiento		
trimestre 2 de nacimiento	0.002	0.220
trimestre 3 de nacimiento	0.012	1.600
trimestre 4 de nacimiento	0.001	0.100
nivel 0(base) de estudio de la madre		
nivel 1 de estudio de la madre	0.017	1.590
nivel 2 de estudio de la madre	0.015	0.850
nivel 3 de estudio de la madre	0.049	2.610
nivel 4 de estudio de la madre	0.039	1.900
constante	3.506	231.910
R2	0.315	
R2 ajustado	0.313	
Número de observaciones	11633	

<b>Tabla 3. Regresión MCO/VI</b>				
Personas de 25 a 32 años.				
ln(renta total bruta)				
VARIABLES	MCO	t	VI	z
nivel 1(base) de estudio				
nivel 2 de estudio	0.021	1.010	0.263	0.380
nivel 3 de estudio	0.059	2.890	0.331	0.660
nivel 4 de estudio	0.160	7.410	-0.172	-0.580
grado 1(base) de urbanización				
grado 2 de urbanización	-0.004	-0.270	-0.019	-0.500
grado 3 de urbanización	-0.009	-0.700	0.002	0.944
región 1(base)				
región 2	0.041	3.080	0.055	2.350
región 3	0.081	6.150	0.145	1.660
experiencia laboral	0.041	8.050	0.007	0.170
experiencia laboral al cuadrado	0.001	-5.560	-0.001	-0.520
cnowhite	0.118	7.770	0.318	1.500
trabajador por cuenta propia (base)				
asalariado	0.090	9.950	0.118	3.550
hombre	0.142	13.160	0.095	2.010
país de nacimiento: España(base)				
país de nacimiento: UE	-0.003	-0.090	-0.031	-0.450
país de nacimiento: Otro	-0.110	-4.470	-0.152	-2.850
cnopadre "white collar"	0.031	1.830	0.028	1.040
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres				
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.025	1.230	0.055	1.180
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.037	1.570	0.026	0.310
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.054	2.190	0.102	1.300
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.037	1.420	0.138	0.213
constante	3.400	76.120	3.473	15.270
Número de observaciones	1861			1839
R2	0.251			
R2 ajustado	0.243			
Test de hausman (Prob>chi2)			1.000	
Test de Sargan (Chi-sq(2) P-val)			0.305	
t student del residuo w			0.670	
Resultados de la regresión multinomial de primera etapa	R2 parcial	F-stat	Pvalue	
R2 de la estimación MCO del nivel de estudio	0.313			
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio2	0.003	1.190	0.310	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio3	0.004	1.560	0.167	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio4	0.004	1.500	0.186	

<b>Tabla 4. Regresión MCO/VI</b>				
Personas de 33 a 40 años.				
ln(renta total bruta)				
Variabes	MCO	t	VI	z
nivel 1(base) de estudio				
nivel 2 de estudio	0.020	1.220	0.621	0.610
nivel 3 de estudio	0.123	7.270	0.260	0.260
nivel 4 de estudio	0.198	11.110	0.939	1.880
grado 1(base) de urbanización				
grado 2 de urbanización	-0.008	-0.670	-0.005	-0.080
grado 3 de urbanización	-0.017	-1.400	-0.017	-0.600
región 1				
región 2	0.027	2.150	-0.004	-0.090
región 3	0.050	4.210	0.011	0.350
experiencia laboral	0.022	5.490	0.032	1.680
experiencia laboral al cuadrado	-0.001	-3.920	-0.001	-1.480
cnowhite	0.165	11.910	-0.068	-0.200
trabajador por cuenta propia (base)				
asalariado	0.086	12.710	0.067	1.450
hombre	0.196	19.790	0.220	10.190
país de nacimiento: España				
país de nacimiento: UE	0.022	0.610	0.073	1.030
país de nacimiento: Otro	-0.081	-3.800	-0.014	-0.180
cnopadre "white collar"	0.019	1.230	-0.002	-0.060
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres				
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.059	4.040	0.023	0.270
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.066	3.000	-0.003	-0.030
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.071	3.100	0.020	0.280
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.094	4.370	-0.022	-0.300
constante	3.414	89.650	2.984	5.360
Número de observaciones	2449			
R2	0.362			
R2 ajustado	0.357			
Test de hausman (Prob>chi2)			0.999	
Test de Sargan (Chi-sq(2) P-val)			0.794	
t student del residuo w			-1.610	
Resultados de la regresión multinomial de primera etapa	R2 parcial	F-stat	Pvalue	
R2 de la estimación MCO del nivel de estudio	0.313			
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio2	0.014	6.670	0.000	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio3	0.007	3.340	0.005	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio4	0.015	7.200	0.000	

<b>Tabla 5. Regresión MCO/VI</b>				
Personas de 41 a 48 años.				
ln(renta total bruta)				
VARIABLES	MCO	t	VI	z
nivel 1(base) de estudio				
nivel 2 de estudio	0.010	0.710	0.829	0.740
nivel 3 de estudio	0.086	5.710	-0.234	-0.470
nivel 4 de estudio	0.188	11.260	0.692	1.570
grado 1(base)de urbanización				
grado 2 de urbanización	-0.013	-1.040	-0.006	-0.190
grado 3 de urbanización	-0.040	-3.410	-0.065	-1.600
región 1(base)				
región 2	0.020	1.730	0.001	0.040
región 3	0.060	5.140	0.063	2.330
experiencia laboral	0.033	9.320	0.044	2.930
experiencia laboral al cuadrado	-0.001	-7.270	-0.001	-2.230
cnowhite	0.155	11.440	-0.001	0.000
trabajador por cuenta propia (base)				
asalariado	0.097	15.040	0.056	1.540
hombre	0.171	16.940	0.179	7.450
país de nacimiento: España				
país de nacimiento: UE	-0.068	-1.470	-0.112	-1.060
país de nacimiento: Otro	-0.201	-7.750	-0.086	-0.610
cnopadre "white collar"	-0.018	-1.100	0.052	0.740
nivel 0(base)de estudio maximo alcanzado por los padres				
nivel 1 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.055	4.430	0.034	0.680
nivel 2 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.088	3.580	0.053	0.700
nivel 3 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.069	2.970	0.131	1.270
nivel 4 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.131	6.160	0.054	0.570
constante	3.266	80.070	3.050	6.340
Número de observaciones	2592		2535	
R2	0.409			
R2 ajustado	0.405			
Test de hausman (Prob>chi2)			1.000	
Test de Sargan (Chi-sq(2) P-val)			0.880	
t student del residuo w			-1.530	
Resultados de la regresión multinomial de primera etapa	R2 parcial	F-stat	Pvalue	
R2 de la estimación MCO del nivel de estudio	0.313			
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio2	0.003	1.280	0.269	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio3	0.004	1.880	0.095	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio4	0.019	9.650	0.000	

<b>Tabla 6. Regresión MCO/VI</b>				
Personas de 49 a 57 años.				
ln(renta total bruta)				
VARIABLES	MCO	t	VI	z
nivel de estudio 1(base)				
nivel de estudio 2	0.051	3.100	-1.189	-0.820
nivel de estudio 3	0.125	7.340	0.173	0.530
nivel de estudio 4	0.208	10.610	-0.192	-0.250
grado de urbanización 1(base)				
grado de urbanización 2	-0.036	-2.320	-0.022	-0.550
grado de urbanización 3	-0.053	-3.720	-0.045	-1.220
región 1				
región 2	-0.007	-0.460	-0.011	-0.320
región 3	0.044	3.150	0.118	1.310
experiencia laboral	0.021	5.950	0.017	1.370
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-4.560	0.000	-0.780
cnowwhite	0.143	8.250	0.176	0.590
trabajador por cuenta propia (base)				
asalariado	0.115	15.500	0.113	2.470
hombre	0.178	13.750	0.209	4.430
país de nacimiento: España				
país de nacimiento: UE	0.000	0.000	0.380	0.800
país de nacimiento: Otro	-0.109	-3.360	-0.184	-1.620
cnopadre "white collar"	0.021	0.980	0.034	0.630
nivel de 0(base) estudio máximo alcanzado por los padres				
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.035	2.460	0.018	0.400
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.017	-0.480	0.083	0.550
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.047	1.500	-0.064	-0.360
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.076	2.790	0.042	0.220
constante	3.325	66.230	3.670	8.810
Número de observaciones	1914		1838	
R2	0.400			
R2 ajustado	0.394			
Test de hausman (Prob>chi2)			1.000	
Test de Sargan (Chi-sq(2) P-val)			0.311	
t student del residuo w			0.410	
Resultados de la regresión multinomial de primera etapa	R2 parcial	F-stat	Pvalue	
R2 de la estimación MCO del nivel de estudio	0.313			
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio2	0.001	0.500	0.777	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio3	0.016	5.970	0.000	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio4	0.008	3.090	0.009	

<b>Tabla 7. Regresión MCO/VI</b>				
Personas de 58 a 65 años.				
ln(renta total bruta)				
Variabes	MCO	t	VI	z
nivel 1(base) de estudio				
nivel 2 de estudio	0.060	2.580	-0.269	-0.780
nivel 3 de estudio	0.159	5.720	0.055	0.230
nivel 4 de estudio	0.277	9.440	0.221	0.870
grado 1(base) de urbanización				
grado 2 de urbanización	-0.013	-0.570	-0.025	-0.690
grado 3 de urbanización	-0.042	-2.040	-0.037	-0.850
región 1				
región 2	-0.007	-0.330	0.014	0.540
región 3	0.023	1.140	0.045	1.320
experiencia laboral	0.015	3.360	0.014	1.960
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-2.540	0.000	-1.450
cnowwhite	0.083	3.430	0.086	0.860
trabajador por cuenta propia (base)				
asalariado	0.080	8.540	0.081	3.870
hombre	0.188	9.770	0.202	8.910
país de nacimiento: España				
país de nacimiento: UE	-0.132	-1.660	-0.088	-0.820
país de nacimiento: Otro	-0.054	-0.930	-0.062	-0.970
cnopadre "white collar"	-0.042	-1.480	-0.018	-0.440
nivel 0(base) de estudio máximo alcanzado por los padres				
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.016	0.850	0.017	0.550
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.024	0.470	0.089	0.900
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.047	1.180	0.029	0.310
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.087	2.240	0.055	0.560
constante	3.439	45.080	3.536	27.670
Número de observaciones	1044		9987	
R2	0.400			
R2 ajustado	0.389			
Test de hausman (Prob>chi2)			0.996	
Test de Sargan (Chi-sq(2) P-val)			0.571	
t student del residuo w			0.220	
Resultados de la regresión multinomial de primera etapa	R2 parcial	F-stat	Pvalue	
R2 de la estimación MCO del nivel de estudio	0.313			
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio2	0.007	1.320	0.252	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio3	0.015	3.030	0.010	
R2 parcial de la estimación multinomial de nivel estudio4	0.020	4.050	0.001	

Tabla 8. Información sobre la situación profesional

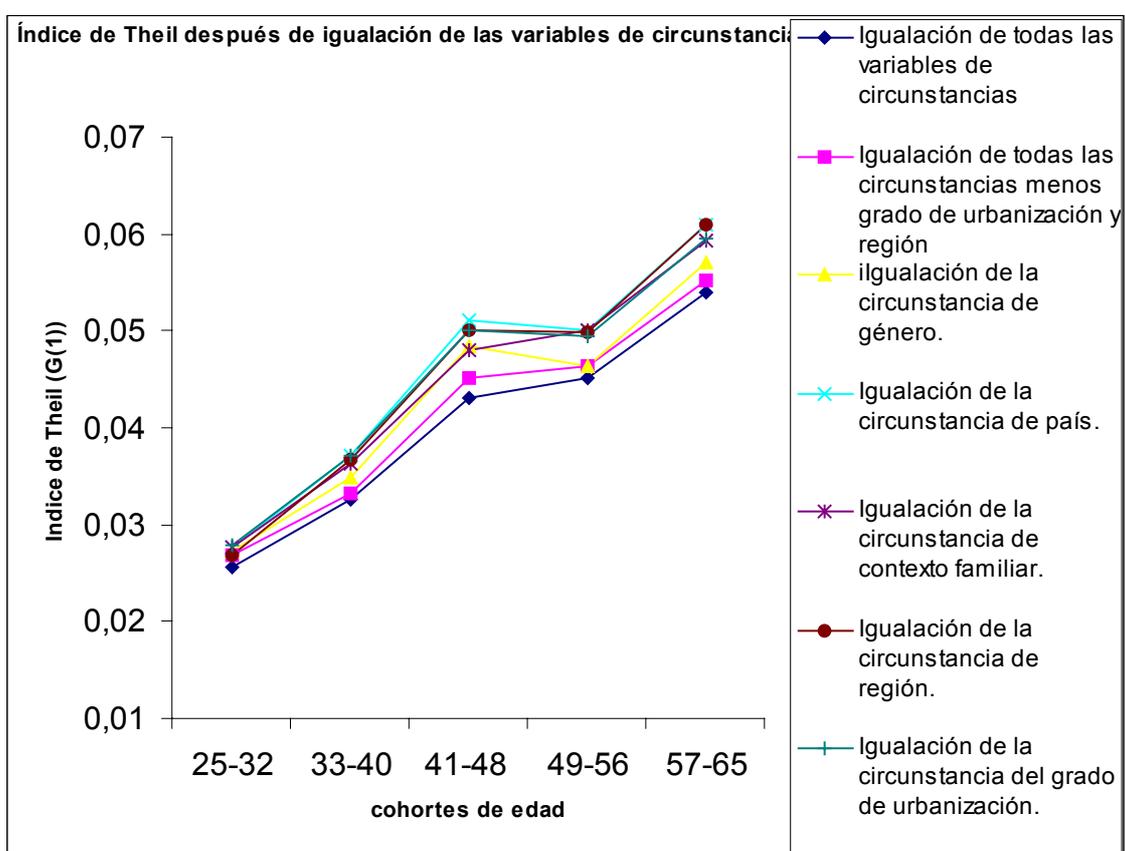
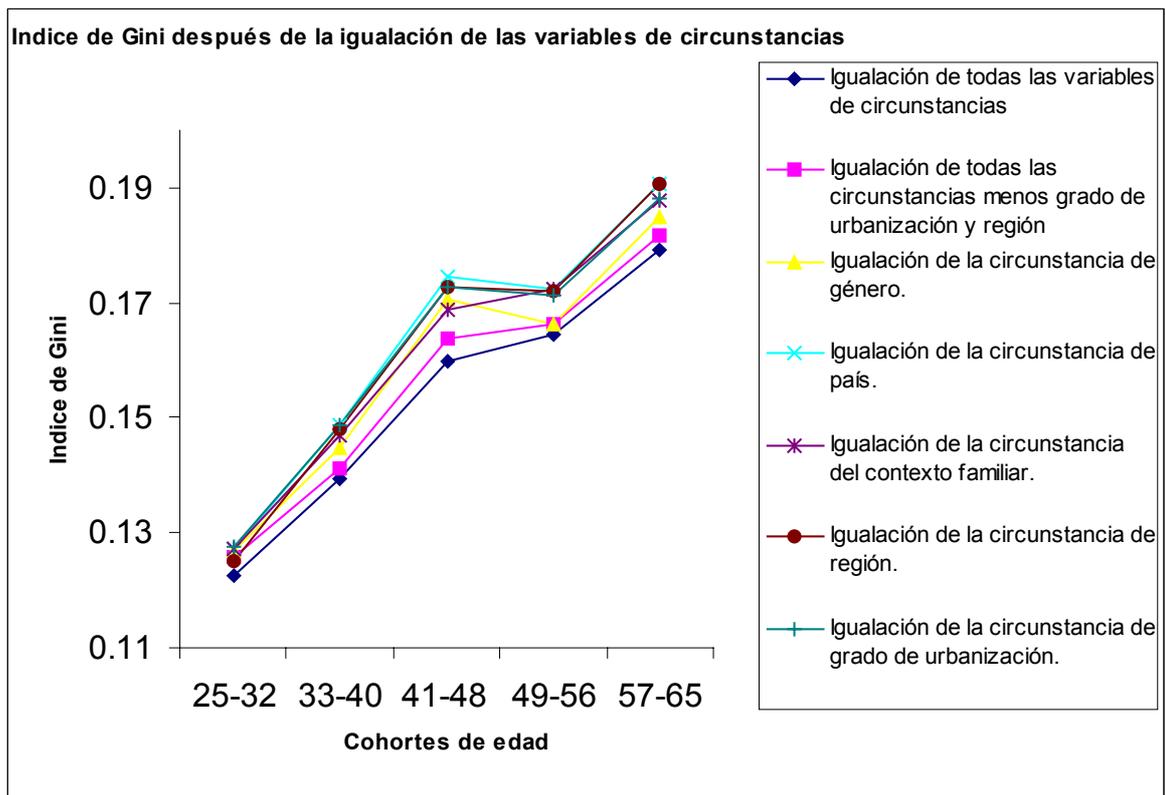
ln(renta total bruta)					
Variables	MCO (1)	t student (1)	MCO (3)	t student (3)	MCO(3) -MCO (1)
nivel 1(base)de estudio					
nivel 2 de estudio	0.049	5.820	0.034	4.470	-0.014
nivel 3 de estudio	0.151	17.360	0.115	14.620	-0.036
nivel 4 de estudio	0.309	35.520	0.209	24.740	-0.100
grado 1(base) de urbanización					
grado 2 de urbanización	-0.010	-1.350	-0.014	-2.180	-0.004
grado 3 de urbanización	-0.072	-10.690	-0.032	-5.240	0.040
región 1(base)					
región 2	0.025	3.700	0.016	2.620	-0.009
región 3	0.070	10.320	0.055	9.220	-0.014
experiencia laboral	0.024	28.250	0.016	20.430	-0.008
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-20.690	0.000	-13.810	0.000
hombre	0.206	36.400	0.179	35.090	-0.027
país de nacimiento: España					
país de nacimiento: UE	-0.020	-0.820	-0.014	-0.630	0.006
país de nacimiento: Otro	-0.133	-10.180	-0.116	-9.300	0.016
enopadre "white collar"	0.030	3.190	0.008	1.010	-0.021
nivel 0(base)de estudio maximo alcanzado por los padres	-	-	-	-	-
nivel 1 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.061	8.170	0.046	6.710	-0.016
nivel 2 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.065	5.200	0.062	5.430	-0.003
nivel 3 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.083	6.480	0.065	5.630	-0.018
nivel 4 de estudio maximo alcanzado por los padres	0.099	8.060	0.089	8.030	-0.011
enindividuo "white collar"	-	-	0.142	20.200	-
trabajador por cuenta propia(base)	-	-	-	-	-
asalariado	-	-	0.097	29.040	-
constante	3.510	267.420	3.415	217.740	-0.096
Número de observaciones	11922		9860		-2062
R2	0.315		0.368		0.053
R2 ajustado	0.314		0.367		0.053

<b>Tabla 9 Análisis del Residuo</b>		
Modelo general		
ln(renta total bruta)		
VARIABLES	estimador MCO	t student
nivel 1(base) de estudio		
nivel 2 de estudio	0.075	4.660
nivel 3 de estudio	0.202	7.140
nivel 4 de estudio	0.384	9.220
grado 1(base) de urbanización		
grado 2 de urbanización	-0.007	-0.860
grado 3 de urbanización	-0.064	-8.050
región 1(base)		
región 2	0.025	3.540
región 3	0.066	9.130
experiencia laboral	0.024	27.920
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-19.000
hombre	0.204	34.060
país de nacimiento: España		
país de nacimiento: UE	-0.024	-0.980
país de nacimiento: Otro	-0.131	-9.880
cnopadre "white collar"	0.023	2.340
nivel 0(base)de estudio máximo alcanzado por los padres		
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.049	4.730
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.045	2.530
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.051	2.390
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.065	2.750
constante	3.479	169.790
Residuo estimado a partir de la estimación por MCO de la educación en función de todas las variables exógenas y de los instrumentos (w)	-0.026	-1.830
Número de observaciones	11633	
R2	0.3143	
R2 ajustado	0.3132	

<b>Tabla 10. Modelo hombre/mujer</b>		
Modelo general estimado con MCO		
log(renta total bruta)		
Variables	MCO	t
nivel de estudio 2	0.0592433	4.48
nivel de estudio 3	0.1645015	12.5
nivel de estudio 4	0.2775427	20.06
hombre*nivel de estudio 2	-0.0345369	-2.14
hombre*nivel de estudio 3	-0.0731284	-4.47
hombre*nivel de estudio 4	-0.1125849	-6.46
grado de urbanización 2	-0.0250486	-2.44
grado de urbanización 3	-0.0338639	-3.5
hombre*grado de urbanización 1	-0.0173907	-1.32
hombre*grado de urbanización 3	-0.0174674	-1.23
región 1(base)	0.2227838	4.19
región 2	0.023279	2.35
región 3	0.054	5.810
hombre*región 2	0.211	0.054
hombre*región 3	0.225	4.180
cnowwhite	0.164	15.130
hombre*cnowwhite	-0.038	-2.640
asalariado	0.077	13.300
hombre*asalariado	0.027	3.880
experiencia laboral	0.017	13.450
experiencia laboral al cuadrado	0.000	-8.360
hombre*experiencia laboral	-0.001	-0.830
hombre*experiencia laboral al cuadrado	0.000	0.580
país de nacimiento: UE	-0.006	-0.180
país de nacimiento: Otro	-0.125	-6.500
hombre*país de nacimiento: España	0.016	0.370
hombre*país de nacimiento: Otro	0.035	0.700
cnopadre "white collar"	0.036	2.890
hombre*cnopadre "white collar"	-0.045	-2.720
nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.063	5.300
nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.092	5.130
nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.077	4.380
nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	0.094	5.430
hombre*nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.026	-1.810
hombre*nivel 2 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.053	-2.300
hombre*nivel 3 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.023	-0.970
hombre*nivel 4 de estudio máximo alcanzado por los padres	-0.011	-0.490
constante	3.395	137.470
Número de observaciones	9860	
R2	0.378	
R2 ajustado	0.376	

<b>Tabla 11 Índice de Gini e Igualdad de Oportunidad</b>							
Coeficiente de Gini	25-32años	33-40años	41-48años	49-56años	57-65años	Muestra total	⊖BFM
Observado	0.3195	0.3587	0.3694	0.3879	0.3879	0.3412	
Con igualación de todas las circunstancias	0.1225	0.1395	0.1600	0.1644	0.1793	0.1442	0.5774
Con igualación de todas las circunstancias menos grado de urbanización y región	0.1257	0.1411	0.1639	0.1662	0.1816	0.1469	0.5695
Con igualación de la circunstancia de genero.	0.1270	0.1448	0.1705	0.1662	0.1848	0.1500	0.5604
Con igualación de la circunstancia de pais.	0.1272	0.1486	0.1746	0.1723	0.1906	0.1535	0.5501
Con igualación de la circunstancia de background familiar.	0.1272	0.1469	0.1689	0.1723	0.1878	0.1511	0.5572
Con igualación de la circunstancia de región.	0.1251	0.1479	0.1728	0.1720	0.1906	0.1522	0.5539
Con igualación de la circunstancia del grado de urbanización.	0.1277	0.1486	0.1728	0.1713	0.1883	0.1523	0.5536

<b>Tabla 12. Índice de Theil e Igualdad de Oportunidad</b>							
Coeficiente de Theil G(1)	25-32años	33-40años	41-48años	49-56años	57-65años	muestra total	⊖BFM
Observado	0.1954	0.2367	0.2449	0.2738	0.3539	0.2051	
Con igualación de todas las circunstancias	0.0256	0.0326	0.0431	0.0452	0.0539	0.0349	0.8298
Con igualación de todas las circunstancias menos grado de urbanización y región	0.0268	0.0332	0.0451	0.0463	0.0553	0.0361	0.8239
Con igualación de la circunstancia de genero.	0.0274	0.0348	0.0485	0.0463	0.0571	0.0376	-0.0758
Con igualación de la circunstancia de pais.	0.0277	0.0370	0.0512	0.0501	0.0610	0.0396	0.8068
Con igualación de la circunstancia de background familiar.	0.0277	0.0362	0.0481	0.0501	0.0593	0.0384	0.8126
Con igualación de la circunstancia de región.	0.0269	0.0367	0.0501	0.0498	0.0610	0.0390	0.8098
Con igualación de la circunstancia del grado de urbanización.	0.0279	0.0370	0.0501	0.0495	0.0595	0.0390	0.8098



<b>Tabla 13. Ratios de desigualdad de oportunidad</b>		
Tipos	Ratios entre las medias del percentil 10.	Ratios entre las medias del percentil 25.
Hombre/Mujer	<b>1.94</b>	<b>1.79</b>
Nacido en UE/ Nacidos fuera de la UE	<b>1.21</b>	<b>1.2</b>
De padres con estudios superiores/ De padres sin estudios	<b>1.66</b>	<b>1.62</b>
De padres con estudios secundarios o más/ De padres con estudios primarios o menos	<b>1.28</b>	<b>1.03</b>
De región con PIB>105% PIB medio español/ De región con PIB<95% PIB medio español	<b>1.38</b>	<b>1.32</b>
De zonas densamente pobladas/ de zonas poco pobladas	<b>1.31</b>	<b>1.31</b>

<b>Tabla 14. Modas de las variables de circunstancias</b>	
Circunstancia	Moda
Género	Hombre
País de nacimiento	España
Contexto familiar	Nivel 1 de estudio máximo alcanzado por los padres y cnopadre "blue collar"
Grado de urbanización	Zonas densamente pobladas
Región	PIB<95% PIB medio español