

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN-UDELAR
Trabajo de Investigación para la obtención del título de Licenciado en Economía, Plan 1990

DESIGUALDAD DE INGRESOS Y DE LOGROS EDUCATIVOS EN LOS JÓVENES DE URUGUAY

UNA MIRADA DESDE EL ENFOQUE DE IGUALDAD DE OPORTUNIDADES

Mery Ferrando Gutiérrez

Tutora: Andrea Vigorito

Montevideo, Uruguay
2011

Página de aprobación

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título: Desigualdad de ingresos y de logros educativos en los jóvenes de Uruguay: una mirada desde el Enfoque de Igualdad de Oportunidades.

Autora: Mery Ferrando

Tutora: Andrea Vigorito

Carrera: Licenciatura en Economía, Plan 1990

Puntaje: _____

Tribunal

Profesor _____

Profesor _____

Profesor _____

Fecha: _____

Agradecimientos

Agradezco en primer lugar a mi familia y amigos que están tan contentos como yo porque culmina esta etapa. En especial, a mi papá, que está muy contento porque dejará de oficiar de lavadero, a mi mamá, que dejará de armar milanesas de berenjena, y a Guzmán, el más contento de todos, porque a partir de ahora dejará de ser amo de casa a tiempo completo, y pasará a comer esas tortas ricas que le vengo prometiendo hace meses.

En segundo lugar, agradezco a quienes me ayudaron a realizar este trabajo. Principalmente, quisiera agradecer a Andrea por su apoyo permanente y su dedicación como tutora. Sus múltiples comentarios y sugerencias sin duda hicieron de éste un mejor trabajo. Agradezco también a Rodrigo Arim y a Gonzalo Salas por sus comentarios y aportes sobre distintas partes del trabajo, y a los investigadores del Instituto de Economía que participaron del seminario interno de presentación de los avances de la investigación. Por último, agradezco a Guzmán Ourens, por su paciencia para ayudarme a encontrar y solucionar errores en la programación de Stata.

Finalmente, se agradece a la Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Universidad de la República, que financió este trabajo bajo la modalidad Proyectos de Iniciación a la Investigación, edición 2009.

Resumen

Este trabajo intenta analizar en qué medida las desigualdades en los ingresos y en los logros educativos de los jóvenes entre 25 y 29 de Uruguay se explican por factores ajenos a su control, en base al marco teórico de igualdad de oportunidades. Para que exista igualdad de oportunidades se requiere que las circunstancias o factores exógenos a los individuos no influyan en sus logros o ventajas. El estudio de la población joven en términos de igualdad de oportunidades resulta particularmente relevante, en la medida que es una etapa del ciclo de vida en la cual se concentran cambios con consecuencias duraderas en las trayectorias vitales. Siguiendo las propuestas de Ferreira y Gignoux (2008) y Checchi y Peragine (2005), se construyen índices escalares de desigualdad de oportunidades que permiten analizar en qué medida las desigualdades de ingresos y de años de educación observadas obedecen a diferencias en las oportunidades que se les presentan a los jóvenes. Se realiza tanto una estimación paramétrica como no paramétrica de la desigualdad de oportunidades, con el fin de obtener resultados robustos. Adicionalmente, se busca determinar cuáles son las circunstancias que influyen en mayor medida en el acceso a oportunidades para el ingreso y los logros educativos de los jóvenes. La investigación se realiza en base a una encuesta específica para jóvenes entre 12 y 29 años realizada en Uruguay en 2008. Los resultados muestran que una proporción menor al 12% de la desigualdad en los ingresos laborales es explicada por las circunstancias observadas. Los resultados para años de educación son sensiblemente mayores, explicando las circunstancias observadas entre 19% y 27% de la desigualdad global. Los resultados son robustos a la estrategia de estimación seguida, mostrando leves diferencias entre la estimación paramétrica y no paramétrica en ambas dimensiones de logros. Por último, el efecto parcial de las circunstancias muestra que la educación de los padres constituye la circunstancia con mayor peso como determinante de la desigualdad tanto en ingresos laborales como en años de educación, en tanto el resto de las circunstancias presentan un peso muy reducido.

Palabras claves: igualdad de oportunidades, ingresos laborales, años de educación, Uruguay, jóvenes.

“An opportunity is a chance of getting a good if one seeks it”
(Arneson 1989:85)

Índice

1	Introducción	6
2	Marco teórico	9
2.1	Antecedentes teóricos: introducción del concepto de responsabilidad	13
2.2	Evolución de la noción de igualdad de oportunidades.....	15
2.3	Ventajas y circunstancias.....	27
2.4	Debilidades del enfoque.....	30
3	Antecedentes	33
3.1	Metodologías disponibles para el análisis de la desigualdad de oportunidades.....	33
3.2	Resultados de estimaciones de desigualdad de oportunidades.....	37
3.3	Selección de circunstancias relevantes.....	44
3.4	La importancia de las circunstancias seleccionadas en los logros en Uruguay.....	47
4	Estrategia empírica.....	54
4.1	Metodología	54
4.2	Fuente de información y conformación de <i>tipos</i>	70
5	Resultados	74
5.1	Los ingresos y logros educativos de los jóvenes.....	74
5.2	Desigualdad de oportunidades en ingresos	88
5.3	Desigualdad de oportunidades en educación	99
6	Síntesis y conclusiones.....	107
7	Bibliografía	112
Anexo I	120
Anexo II	134

1 Introducción

En base al marco teórico de igualdad de oportunidades, este trabajo intenta analizar el grado en qué las desigualdades en los ingresos y logros educativos de los jóvenes en Uruguay están determinados por factores ajenos a su control o condiciones de partida desiguales.

El enfoque de igualdad de oportunidades establece que la desigualdad no debe analizarse en base a resultados, como comúnmente sucede en las aplicaciones del igualitarismo, sino que las evaluaciones sobre desigualdad deben analizar las oportunidades o acceso que enfrentan las personas para cierta ventaja (Arneson 1989; Cohen 1989; Roemer 1993). En este sentido, se postula que las personas enfrentan igualdad en las oportunidades si las circunstancias o factores ajenos al control individual no influyen en el logro de cierta ventaja, considerada relevante. En consecuencia, las desigualdades observadas en los resultados que se explican por las diferentes circunstancias que enfrentan los individuos son consideradas como moralmente arbitrarias y, por ende, sujetas a intervención, mientras que las desigualdades que son producto de los diferenciales de responsabilidad o esfuerzo individuales se consideran moralmente justas.

Partiendo de este enfoque teórico, este trabajo se concentra en la desigualdad de oportunidades de los jóvenes entre 25 y 29 años. Si bien, como señalan Filardo et al. (2010), las definiciones de las distintas etapas del ciclo de vida no son precisas y muchas veces se superponen, la población aquí analizada se ubicaría en la juventud tardía o en la etapa final de la transición a la adultez e inicio de la vida adulta. El período de transición a la adultez, que comprende aproximadamente entre los 18 y 30 años, es una etapa del ciclo de vida particularmente importante en la medida que en ella se procesan un conjunto de cambios que pueden tener efectos duraderos en las trayectorias de los jóvenes, entre los que se cuentan la salida del sistema educativo y entrada al mercado laboral, el abandono del hogar de origen y la formación de pareja (Ciganda 2008). Estos calendarios, varían tanto históricamente como por países y estratos socioeconómicos, procesándose más tardíamente para aquellos con condición más favorable. La población objetivo de este estudio, entonces, ya habrá procesado en gran medida o estará procesando estos cambios, debido a que se encuentra cercana a la consolidación de la vida adulta. En este sentido, el estudio de esta población en términos de igualdad de oportunidades resulta particularmente relevante. En la medida que las condiciones de partida sean importantes en esta etapa, en la cual se concentran estos cambios con consecuencias importantes, ello puede afectar las posibilidades que enfrentan para alcanzar niveles de bien-estar adecuados en la vida adulta.

Las variables que aproximan los resultados o ventajas analizadas en este trabajo son los ingresos laborales y los años de educación aprobados. Ambos aspectos constituyen ventajas importantes que dan acceso a ciertas posiciones en el mercado de trabajo, al consumo de bienes o a la mayor autoestima, entre otros beneficios. Por otra parte, ambas variables se encuentran muy correlacionadas (Roemer 1993). En este sentido, el análisis del acceso a ingresos y años de educación permitirá comparar en qué medida las circunstancias influyen en el acceso de los jóvenes a cada una de estas dimensiones. Esta comparación resulta particularmente importante en la medida que el análisis se centra en una población joven, la cual se encuentra transitando el pasaje desde la juventud a la vida adulta, y, por ende, puede presentar formas de inserción en los ámbitos laborales y educativos diferenciales al resto de la población adulta.

Analizar la desigualdad de oportunidades en ingresos laborales y logros educativos para los jóvenes en Uruguay implica determinar en qué medida es posible que jóvenes con iguales talentos tengan posibilidades de alcanzar resultados similares en términos de ingresos y nivel educativo, o si por el contrario dos jóvenes con igual talento no pueden acceder a iguales niveles de ventaja debido a factores como el sexo o la educación de los padres. Esto último ameritaría el diseño de políticas públicas para paliar el efecto de dichas circunstancias.

Específicamente, se construyen índices escalares de desigualdad de oportunidades que permiten determinar en qué medida la desigualdad de ingresos y años de educación observada obedece a diferencias en las oportunidades que se les presentan a los jóvenes. Se siguen las propuestas metodológicas de Ferreira y Gignoux (2008) y Checchi y Peragine (2005), quienes proponen estimar cómo se reduciría la desigualdad si las circunstancias no tuvieran efecto sobre los logros, o, lo que es equivalente, si todas las personas enfrentaran las mismas circunstancias (Bourguignon et al. 2003). Se realiza tanto una estimación paramétrica como no paramétrica de la desigualdad de oportunidades, con el fin de obtener resultados robustos. Las estimaciones permiten determinar un límite inferior de la importancia de las circunstancias observadas para explicar la desigualdad, en la medida en que las mismas no dan cuenta de la totalidad de factores exógenos que explican los logros. Adicionalmente, se busca determinar cuáles son las que influyen en mayor medida en el acceso a oportunidades para el ingreso y los logros educativos de los jóvenes.

La investigación se realiza en base a una encuesta específica para jóvenes entre 12 y 29 años realizada en Uruguay en 2008. Esta encuesta tiene la ventaja de contar con un conjunto de variables que reflejan circunstancias, y en particular incluye el nivel educativo de los padres para todos los jóvenes, incluso para quienes no conviven con sus padres. En concreto, las variables consideradas como circunstancias son el nivel educativo de los padres, la raza, la región de nacimiento y el sexo del joven. Además, se realizan estimaciones separadas para hombres y mujeres, lo que permite captar si las circunstancias operan de forma diferencial según sexo.

La medición de la desigualdad de oportunidades es un campo de estudio relativamente nuevo, y en particular los trabajos empíricos que aplican este enfoque para Uruguay son muy escasos. Según nuestro conocimiento, no existen en Uruguay antecedentes de medición de desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación, y existen escasos trabajos que se centran en otras dimensiones educativas o en acceso a otros servicios básicos (Barros et al. 2008; Llambí et al. 2009; Banco Mundial 2010; Molinas et al. 2010). Este trabajo intenta profundizar el estudio de los determinantes de la desigualdad de ingresos y logros educativos en los jóvenes. De esta forma, la estimación de la desigualdad de oportunidades intenta aproximarse al surgimiento de las desigualdades, lo que permite enfocar el diseño de políticas distributivas. En este sentido, esta medición tiene una gran aplicabilidad en tanto resulta de utilidad para el diseño de políticas públicas tendientes a reducir la desigualdad en el ingreso y nivel educativo, entendiendo que las mismas deberían tender a “nivelar el campo de juego”, compensando a los individuos por el efecto de las circunstancias que no controlan.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En el capítulo 2 se presenta el marco teórico que guía este trabajo. El capítulo 3 desarrolla los principales antecedentes en relación a las metodologías utilizadas en la medición de desigualdad de oportunidades, los principales hallazgos de estudios empíricos similares,

las principales circunstancias utilizadas en la literatura sobre igualdad de oportunidades y estudios previos sobre Uruguay que dan cuenta de la relevancia de las circunstancias seleccionadas como determinantes de los logros educativos y de ingresos. El capítulo 4 presenta la estrategia empírica y la fuente de datos utilizada. Finalmente, el capítulo 5 presenta los principales resultados encontrados y en el capítulo 6 se señalan las principales conclusiones.

2 Marco teórico

La idea de que una mayor igualdad es deseable es compartida por los principales enfoques de justicia social. Sen (1992) argumenta que las principales teorías éticas del arreglo social consideran la igualdad en términos de alguna variable focal, la cual tiene un papel central en cada teoría. En consecuencia, se puede argumentar que todas las teorías son “igualitaristas” en cierto sentido esencial. Incluso aquellas teorías que comúnmente se consideran como anti-igualitarias suelen demandar igualdad en algún espacio evaluativo. Por ejemplo, los utilitaristas clásicos son igualitaristas en cuanto exigen igual tratamiento para los individuos en el espacio de ganancias y pérdidas de utilidades, es decir que exigen igual peso a las utilidades individuales.

Sin embargo, las teorías difieren significativamente en la elección del espacio en el cual las personas serán comparadas. En otras palabras, no existe consenso sobre la variable focal en base a la cual la igualdad debería ser evaluada. De hecho, las variables focales pueden ser muy diversas, involucrando desde libertades, derechos, ingresos, recursos, *bienes primarios*, utilidades, oportunidades o capacidades, entre otras. La diversidad de propuestas para evaluar la igualdad en términos de diferentes aspectos de la vida de las personas surge básicamente de la naturaleza heterogénea de las mismas, tanto en sus características internas como externas. Exigir igualdad en una variable podría contradecirse con la igualdad en otra(s) variable(s). En definitiva, la cuestión central en el análisis de la desigualdad es entonces determinar cuáles son los aspectos focales o espacios sobre los cuales se analiza la igualdad. Además de las características consideradas relevantes para la evaluación, las teorías se diferencian en la forma en que combinan esas características. Por ejemplo, pueden combinarse siguiendo los criterios de igualdad, maximización de la suma, prioridades lexicográficas y *maximin*¹, entre otros (Sen 1992).

La visión dominante en economía para evaluar aspectos normativos ha sido históricamente, y casi exclusivamente hasta 1970, el utilitarismo, que constituye la corriente más conocida de las teorías bienestaristas. Las teorías de bienestar² consideran exclusivamente la satisfacción de preferencias personales, a través de la utilidad individual, como base para la evaluación de justicia. En este marco, las comparaciones interpersonales no deben basarse en los medios sino en los resultados subjetivos, como la satisfacción o utilidad alcanzada, debido a que dos personas con iguales medios, por ejemplo ingresos, podrían diferir en cuanto al bienestar alcanzado (Pereira 2007).

El utilitarismo se centra en la utilidad de las personas y sustenta la evaluación de los estados de la sociedad en la suma de utilidades de todas las personas tomadas en su conjunto. La utilidad se puede definir de diversas formas, por ejemplo, como placer, satisfacción de deseos, o representación de elección (Sen 2000). Los utilitaristas buscan la equidad en la asignación de igual peso a las ganancias de utilidad

¹ La regla *maximin* busca maximizar la situación del individuo más desventajado. La incorporación de prioridades lexicográficas al criterio *maximin* deriva en el criterio *leximin*, el cual ordena los distintos estados tomando como referencia la maximización del individuo peor situado. Pero si la persona más desventajada se ubica en igual situación en dos estados, entonces los estados se ordenan según la situación del segundo peor situado, y así sucesivamente (Sen 1979).

² En inglés existe una distinción relevante entre las palabras *welfare* y *well-being*. La primera se refiere a un concepto restringido de bienestar, en el sentido que se le da en la economía del bienestar tradicional, asociado al bienestar subjetivo principalmente, mientras que la segunda es utilizada por las corrientes posteriores para diferenciarse y se refiere a la condición de la persona, a la calidad de vida (Nussbaum y Sen 1996). Dado que en español no hay una palabra diferente para cada una de ellas, se tradujo *welfare* como bienestar y *well-being* como bien-estar.

individual en la función objetivo global, de forma que las ganancias de utilidad de cada persona tienen igual peso en el ejercicio de maximización de utilidades (Sen 1992)³.

A pesar de su predominancia, el utilitarismo no constituye un marco adecuado para la consideración de la desigualdad por diversas razones. En primer lugar, una limitación importante del enfoque utilitarista, y en general de todas las teorías bienestaristas, es que no toma en cuenta los arreglos sociales, oportunidades o libertades que se asocian a diferentes bienestar individuales (Sen 2000). En efecto, bajo el criterio distributivo de la suma de utilidades, se prioriza todo lo que aumenta dicha suma, aún cuando esto implique la violación de derechos fundamentales (Pereira 2007). En segundo lugar, la realización de comparaciones interpersonales en el marco del utilitarismo, las cuales suelen enfocarse en la interpretación clásica de la utilidad como satisfacción de deseos o placer, es altamente problemática (Sen 2000)⁴. El primer problema radica en que el deseo o placer no constituyen buenos indicadores de la privación real, debido al desarrollo de preferencias adaptativas, es decir, el ajuste inconsciente de las preferencias a lo que los individuos consideran como posible, con el fin de evitar frustración o tensión por tener deseos que no pueden cumplir (Elster 1985). El segundo problema se asocia a las diferentes capacidades individuales para transformar ingresos en utilidad. La maximización de la suma de utilidades requiere otorgarle más ingreso a la persona que obtiene mayor utilidad a partir de un mismo ingreso. Pero de esta forma, la persona más desaventajada físicamente, por ejemplo, termina doblemente perjudicada, porque es menos eficiente para transformar ingreso en utilidad y porque recibe un menor ingreso (Sen 1979; Sen y Foster 1997).

Sin embargo, la teoría de bienestar aplicada no estima en general utilidades, sino que asume, arbitrariamente, que las personas obtienen el mismo nivel de utilidad a partir de una canasta de bienes dada (y por ende un nivel de ingreso dado)⁵. Si bien este procedimiento evita el problema de las preferencias adaptativas, es completamente insensible a las diferencias interpersonales. Esta aproximación, al juzgar la situación de las personas exclusivamente en base al ingreso o canasta de bienes, ignora información relevante sobre otros factores que pueden afectar el bienestar de las personas. Por ejemplo, en esta aproximación al utilitarismo se ordena en el mismo nivel de utilidad a dos personas con igual ingreso, aún cuando una de ellas tenga una discapacidad (Sen 2000).

Por último, como consecuencia de la forma de agregación de las utilidades mediante adición, el utilitarismo no puede ordenar en términos de desigualdad dos estados con igual utilidad total. Sin embargo, ambos estados pueden reflejar situaciones internas muy dispares en términos de la distribución de utilidades (Sen 2000). En otras palabras, el utilitarismo, con su análisis marginalista, es evidentemente no igualitarista en cuanto a la distribución total de utilidades. En efecto, cualquier ganancia en la suma de

³ Más precisamente, en un contexto de distribución de un bien cuyo tamaño depende de su distribución, la maximización de la suma de utilidad total requiere que se realicen transferencias hasta que la ganancia de utilidad marginal de los ganadores iguale a la pérdida de utilidad marginal de los perdedores (Sen 1979).

⁴ Si la utilidad es interpretada como representación de elección, el problema radica en que no hay una forma evidente de realizar tales comparaciones debido a que las personas no pueden elegir ser diferentes personas.

⁵ Cabe destacar que no todas las vertientes del utilitarismo aproximan la utilidad a través de medios objetivos. En particular, la interpretación subjetiva de la utilidad, asociada al logro de un estado mental particular, no permite aproximar el nivel de utilidad alcanzado mediante los ingresos u otras variables objetivas, y por ende no permite realizar comparaciones interpersonales. En cambio, la interpretación objetiva de la utilidad se centra en las elecciones que los individuos realizan, considerando que actúan racionalmente, lo que les permite evaluar el bienestar a partir del ingreso o el consumo de bienes que disponen (Bérgolo et al. 2006).

utilidad total, por mínima que sea, se considera superior a desigualdades distributivas de cualquier magnitud (Sen 1979).

Desde 1971, año en que Rawls presenta su teoría de justicia distributiva, se han desarrollado un conjunto de teorías como respuesta a los problemas presentes en las teorías bienestaristas. Las teorías igualitaristas desde Rawls comparten la idea de que la desigualdad no debe analizarse en base a resultados, como comúnmente sucede en las aplicaciones del igualitarismo. Las nuevas teorías desplazan el espacio evaluativo de la igualdad desde el bienestar o utilidad a un conjunto diverso de variables focales, como los *bienes primarios* de Rawls (1971), los *recursos* de Dworkin (1981b), las *capacidades para funcionar* de Sen (1979) o las *oportunidades* de Arneson (1989), Cohen (1989) y Roemer (1993)⁶.

Estos enfoques pueden clasificarse en tres grandes grupos según el espacio que consideran para realizar evaluaciones normativas de justicia: los medios, las capacidades o las oportunidades. Las teorías de medios son aquellas que realizan las evaluaciones de justicia a partir de un conjunto objetivo de medios que se entienden necesarios para poder desarrollar un proyecto de vida. Las evaluaciones distributivas no se realizan a partir de las preferencias individuales sino de medios que sirven para lograr ciertos fines. En consecuencia, estas teorías intentan asegurar una distribución de medios igualitaria. Las dos propuestas más importantes de la igualdad de medios son las de Rawls y Dworkin, que se verán brevemente más adelante, en tanto constituyen antecedentes relevantes del enfoque teórico adoptado en este trabajo. Estas propuestas, al igual que los enfoques de igualdad de oportunidades, se enmarcan en el liberalismo igualitario, que implica una concepción de los sujetos como seres libres e iguales. La aceptación de estas condiciones requiere, por un lado, el respeto a las diversas concepciones individuales del bien, y, por otro, asegurar que las personas puedan efectivamente proseguir su propia concepción del bien (Pereira 2007).

En segundo lugar, se encuentran las teorías de igualdad de capacidades, que surgen del enfoque propuesto por Sen (1979, 1993). Allí se sostiene que las personas deben recibir trato igualitario en la distribución de recursos que aseguran un conjunto de capacidades, las cuales permiten a cada persona alcanzar aquello que tiene razones para valorar. Sen sugiere que la igualdad no debe enfocarse entonces en los recursos sino en la capacidad de una persona para transformar recursos en logros que valoran. La capacidad refleja la libertad de la persona para elegir entre distintos tipos de vida (Pereira 2007).

Finalmente, los desarrollos más recientes sobre justicia distributiva se ubican en las teorías de igualdad de oportunidades, que será el marco teórico guía de esta investigación. La igualdad de oportunidades busca que los individuos enfrenten igualdad de acceso para cierta ventaja que se considera relevante. Según Roemer (2002), la igualdad de oportunidades es probablemente la concepción de justicia que tiene mayor apoyo en las sociedades modernas. Pero existen dos concepciones diferentes de igualdad de oportunidades. Una concepción es lo que Roemer (1998) llama el *principio de no discriminación*⁷, que establece que todos los individuos que poseen las características relevantes para ocupar una posición en la sociedad sean considerados para dicha posición. Además, la elección de quien ocupará el cargo debe basarse únicamente en esas características relevantes y no se deben tomar en cuenta otras características irrelevantes o injustas (como sexo y raza) que no influyen el desempeño del individuo en la posición. La segunda concepción implica *nivelar el campo de juego* entre individuos que compiten por posiciones, y

⁶ Una breve revisión de estas teorías se presenta en Roemer (2009) y parcialmente en Sen (2000).

⁷ Este principio es por el que abogan los libertaristas (Nozick 1974).

establece que durante los períodos de formación de las personas, la sociedad debe actuar de forma que todos aquellos con potencial para ocupar un cargo lleguen a ser candidatos al mismo (Roemer 1998). Una política igualadora de oportunidades debe nivelar el campo de juego, pero una vez hecha la nivelación, los individuos están solos, es decir que lo que finalmente ocurra depende del esfuerzo que realicen (Roemer 2002).

Estas dos concepciones introducen una tensión entre diferentes objetivos. El primer criterio se justifica en que la sociedad, en pos de maximizar la eficiencia, debería asignar los individuos más competentes para los puestos relevantes. En cambio, una visión más compensadora se justifica sobre la base de los derechos morales de todos los individuos para el desarrollo de sus capacidades, independientemente de la posición social en la que nacieron (Joseph 1980). La concepción de nivelación del campo de juego, que se ubica en el extremo compensador, es la que corresponde con la concepción de igualdad de oportunidades en la línea de las contribuciones de Arneson, Cohen y en la influyente versión de Roemer.

El principio de igualdad de oportunidades, entendido como nivelación del campo de juego, parte de la idea básica de que las acciones individuales que resultan en una cierta ventaja están determinadas por circunstancias fuera del control del individuo y por la propia voluntad o esfuerzo. Bajo este principio se busca una distribución de recursos tal que las circunstancias ajenas al control individual no afecten el logro de la ventaja. La idea básica de este enfoque es la distinción entre las acciones de una persona que se explican por características fuera de su control y las acciones por las cuales debe ser considerado responsable. Además, considera que las desigualdades que surgen del primer tipo de factores deberían ser contrarrestadas mientras que las desigualdades que surgen del segundo tipo se consideran moralmente aceptables. En consecuencia, desde la igualdad de oportunidades no se aboga por igualdad de resultados en la ventaja; por el contrario, se aceptan las desigualdades que se explican por las diferencias en la ambición o esfuerzo con la que las personas persiguen sus fines (Roemer 1993).

La visión de igualdad de oportunidades combina aspectos de libertarismo con igualitarismo. El primero se expresa en que los individuos deben tener libertad para elegir sus metas, y el segundo en que las condiciones ajenas al control individual que afectan el desarrollo personal deben ser igualadas (Checchi y Peragine 2005). De hecho, los desarrollos recientes han señalado que el concepto de igualdad de oportunidades se descompone en dos principios éticos diferentes, el *principio de compensación* y el *principio de recompensa*.

El *principio de compensación*, de carácter igualitario, establece que las diferencias en los resultados que se explican por factores fuera de la responsabilidad personal (circunstancias) son éticamente inaceptables y deberían ser eliminadas (Aaberge et al. 2010). Los efectos de las diferentes circunstancias sobre los resultados de los agentes deberían ser neutralizados lo máximo posible, por lo que la compensación completa implica que individuos con iguales características de responsabilidad logren iguales resultados (Fleurbaey 1995a, 2005; Fleurbaey y Peragine 2009). El *principio de recompensa* por su parte establece que las diferencias en los resultados que se explican por el diferencial de esfuerzo empleado por los individuos son consideradas éticamente aceptables y no justifican ninguna intervención (Aaberge et al. 2010). Su objetivo es permitir que los diferenciales asociados a las características de responsabilidad se expresen completamente, es decir que la sociedad debería permitir que los agentes hagan ejercicio de su responsabilidad y no interferir en los resultados que resultan de tal ejercicio (Fleurbaey 1995a). El

principio se relaciona con cómo ser justos con individuos que tienen circunstancias iguales y esfuerzos diferenciales, y cómo asignar el resultado al esfuerzo (Fleurbaey y Peragine 2009).

La noción de igualdad de oportunidades tiene vínculos importantes con otras teorías de justicia. En particular, el concepto de responsabilidad, que es un concepto fundamental para la teoría, apareció en los debates sobre justicia distributiva con la propuesta de Rawls, y fue desarrollado en mayor medida por Dworkin. A continuación, se presentan brevemente las propuestas de Rawls y Dworkin, poniendo especial énfasis en su concepción de responsabilidad (sección 2.1). Luego, se realiza un recorrido histórico que sintetiza los principales aportes de los autores que han contribuido en mayor medida al desarrollo del enfoque de igualdad de oportunidades, incluyendo los desarrollos más recientes (sección 2.2).

2.1 Antecedentes teóricos: introducción del concepto de responsabilidad

Como se vio, las evaluaciones de justicia en el marco de las teorías bienestaristas se realizan exclusivamente en base a información sobre el bienestar individual, por lo que no asignan una importancia intrínseca al proceso que lleva a una determinada situación. De esta forma, estas teorías no consideran aspectos de autonomía individual y responsabilidad. El esfuerzo individual no tiene un valor en sí mismo, sino que es valorado en la medida en que contribuye al bienestar. Por ejemplo, el utilitarismo solo recompensa el esfuerzo individual si contribuye al aumento del bienestar global (Cappelen y Tungodden 2005).

Rawls introdujo la idea de que la noción de igualdad no debía ser la igualdad de resultados, debido a la responsabilidad de los individuos en su comportamiento (Roemer 2009). La concepción de justicia de Rawls implica que la sociedad no debería asegurar una distribución equitativa de bienestar entre los individuos, sino que debería distribuir *bienes primarios sociales* de forma equitativa o de forma desigual solamente si tal desigualdad beneficia a los más desaventajados (Rawls 1971). Los *bienes primarios sociales*, que incluyen libertad y oportunidad, ingreso y riqueza, y las bases sociales del autorrespeto, son recursos que se entiende que cualquier persona racional desea para realizar su plan de vida. Una vez que se asegura tal distribución de *bienes primarios sociales*, la sociedad no se preocupa por el uso que hacen los individuos de esos bienes, en la medida que se les asegura igual libertad para perseguir el plan de vida que deseen (en tanto no violen los principios de justicia) (Rawls 1971). En este sentido, los individuos son responsables por el plan de vida o la concepción de lo bueno que finalmente persigan.

Dworkin constituye un antecedente aún más importante de la noción de igualdad de oportunidades, debido precisamente a que el concepto de responsabilidad constituye un punto central de su teoría. De hecho, Cohen (1989) reconoce que Dworkin realizó una contribución relevante al igualitarismo al incorporar la idea más potente del anti-igualitarismo de derecha: la idea de elección y responsabilidad, es decir que las personas deben ser responsables por sus logros. Dworkin (1981b) introduce un corte distinguiendo entre la persona y sus circunstancias, donde la persona incluye sus gustos y ambiciones, y las circunstancias incluyen sus poderes mentales y físicos. Las circunstancias son consideradas recursos por los cuales las personas no deben ser consideradas responsables, y que por lo tanto dan lugar a compensación. También considera, distanciándose de Rawls, que los elementos de la persona -sus preferencias y ambiciones- caen en la esfera de su responsabilidad, no habilitando a compensación. En

este marco, la igualdad de bienestar no es una buena norma ética porque falla en considerar a los individuos responsables por sus preferencias o ambiciones. En cambio, la noción de justicia que propone Dworkin busca igualar solamente los factores por los cuales los individuos no son responsables (Roemer 1993, 1996, 2002).

La justificación de la noción de responsabilidad de Dworkin radica en que no considerar a la persona responsable por las consecuencias de ejercitar las preferencias con las que se identifica, sería un acto degradante para la integridad de la persona, en tanto las preferencias se consideran como estrechamente vinculadas a la concepción de uno mismo, y por ende también de las decisiones y acciones que de ellas se deriven (Roemer 1996, 1998). Sin embargo, autores como Roemer y Sen argumentan que considerar a las personas responsables por las preferencias con las que se identifican, puede en muchos casos tener consecuencias negativas para las mismas, siendo el caso más notorio el de las preferencias adaptativas - las uvas amargas de Elster (1985) y la esposa domada o el esclavo maltratado de Sen (1987)-. En el otro extremo, los gustos caros⁸ que reconocían Rawls y Dworkin como crítica a la igualdad de bienestar también pueden llevar a los individuos al padecimiento, en caso de que no puedan complacerlos, aunque no hayan sido responsables por el desarrollo de los mismos.

La propuesta de justicia distributiva de Dworkin implica *igualdad de recursos*, dentro de los cuales incluye a los poderes físicos y mentales de las personas, en la medida que son usados por ellas, al igual que los recursos materiales, para realizar algo valioso con su vida, pero no compensa a los individuos por los resultados que derivan de las preferencias caras o frustrantes (Dworkin 1981b)⁹. Esta propuesta de igualdad consistente con su noción de responsabilidad implica, entonces, que se debe lograr una distribución inicial de recursos equitativa, pero los resultados desiguales que se obtengan son moralmente justificables en tanto surgen de las decisiones individuales derivadas de las preferencias diferenciales (Roemer 2002, 2009).

Las teorías de justicia igualitaria desarrolladas a partir de las propuestas de Rawls y Dworkin incorporan la responsabilidad individual en la determinación del propio bien-estar (Fleurbaey 1995a). La introducción del concepto de responsabilidad llevó al desarrollo de una corriente del igualitarismo restringido por o sensible a la responsabilidad, en la que destacan mayoritariamente, además de Dworkin, Arneson, Cohen y Roemer. Estos desarrollos intentan combinar la noción de igualdad con la responsabilidad individual, asociada a la idea de que los individuos influyen en alguna medida sobre sus propios resultados. Si las personas enfrentan igualdad de oportunidades y respeto por la libertad personal, deberán ser consideradas responsables de sus logros. Por el contrario, en tanto se enfrentan a circunstancias fuera de su responsabilidad individual, se deberán compensar las desigualdades resultantes. Consecuentemente, estos desarrollos incorporan dos elementos que no estaban presentes en las teorías bienestarristas: una distinción entre las desigualdades (justificables y no justificables) y una justificación para recompensar el esfuerzo por el cual se consideran responsables (Cappelen y Tungodden 2005).

⁸ Los gustos caros se refieren al desarrollo de preferencias cuya satisfacción se asocia al consumo de bienes o servicios suntuarios. Dworkin (1981a) y Rawls (1971) plantean los gustos caros como crítica a la norma de igualdad de bienestar, en tanto las personas que desarrollan estos gustos requieren más recursos para conseguir un mismo nivel de bienestar que otras con gustos más modestos.

⁹ Dworkin reconoce que algunos tipos de preferencias, como las adicciones, antojos u obsesiones, que las personas desearían no tener y creen que estarían mejor sin ellas aunque les cuesta ignorarlas, pueden dar lugar a compensación al asimilarlos a discapacidades (Dworkin 1981b).

La incorporación de la responsabilidad individual en la determinación del propio bien-estar, es considerada por Roemer (2002) como uno de los mayores avances del igualitarismo desde ese momento. La importancia de la noción de responsabilidad radica, en primer lugar, en una idea de justicia que entiende que los agentes deben ser considerados responsables de sus elecciones (Cappelen y Tungodden 2005). Pero además reduce problemas de eficiencia asociados con la equidad completa. En este sentido, Fleurbaey (1995a) argumenta que la equidad completa removería la mayor parte de la expresión de agencia de las personas libres y/o los aliviaría excesivamente de las cargas por las consecuencias de sus elecciones¹⁰.

2.2 Evolución de la noción de igualdad de oportunidades

La noción de igualdad de oportunidades recibió fundamentalmente las contribuciones filosóficas de Cohen (1989) y Arneson (1989). Ambos autores realizan propuestas similares, aunque con matices, de revisión de Dworkin, intentando distinguir más precisamente entre aspectos que caen en la esfera de responsabilidad y los que no. Esto lleva a una nueva propuesta de justicia distributiva, que establece que lo que debe igualarse no son los recursos sino las oportunidades. Por su parte, más recientemente, Roemer (1993, 1996, 1998) propuso una influyente formalización del enfoque, que contribuyó al desarrollo de aplicaciones desde la economía. Finalmente, los últimos desarrollos en torno al enfoque han contribuido a mostrar la complejidad y carácter multifacético del concepto.

2.2.1 Los orígenes: Arneson

Los inicios del enfoque se remontan a Arneson (1989), quien argumenta que la norma apropiada de igualdad distributiva son las oportunidades que las personas tienen para obtener bienestar, entendiendo como oportunidad la posibilidad de obtener un bien si se busca. Esta propuesta se diferencia en dos sentidos del enfoque de Dworkin; por un lado, plantea una noción más convencional de responsabilidad, estableciendo el corte entre lo que se considera bajo la esfera de responsabilidad y lo que no, en base al control que las personas tienen sobre las acciones y creencias. En particular, considera que en la medida que la formación de preferencias está influida por factores sociales y biológicos, si las personas deben ser consideradas responsables solo por aquello dentro de su control, no deberían ser considerados completamente responsables por sus preferencias. La segunda diferencia radica en que lo que debe igualarse son las oportunidades, y en particular las oportunidades para el bienestar y no los recursos (Arneson 1989; Roemer 1996).

La igualdad de oportunidades para el bienestar según Arneson (1989) implica que, normativamente, cada individuo enfrente *efectivamente* un conjunto de opciones que le ofrece las mismas posibilidades para la satisfacción de preferencias que las opciones que enfrenta el resto de individuos, lo que no implica que los resultados sean equivalentes. La igualdad de oportunidades es entonces igualdad de *conjuntos* de oportunidades (Roemer 2002).

Arneson (1989) considera que las personas se enfrentan a un árbol de decisión con muchos caminos o ramas que comienzan en el presente. Cada acción que los individuos eligen se asocia con un posible

¹⁰ En términos más amplios, Fleurbaey (2008) argumenta que la responsabilidad es parte integral de cualquier sociedad libre.

resultado, de forma que frente a cada posible decisión (con su respectivo resultado), el individuo se enfrenta a un conjunto adicional de opciones y así sucesivamente. Cada camino o rama del árbol que puede seguir está asociado a una expectativa de satisfacción de preferencias, que toma en consideración las preferencias de las personas vinculadas con enfrentarse a un cierto conjunto de opciones en cada punto de decisión. El árbol de decisión completo entonces incluye todas las posibles historias de vida personales, con sus expectativas de satisfacción de preferencias respectivas.

Para la igualdad de oportunidades de bienestar se requiere que una vez que las personas llegan a la adultez responsable, todas se enfrenten *efectivamente* a árboles de decisión equivalentes, es decir que el valor esperado de cada conjunto de caminos dentro del árbol que sería razonable que una persona siguiera se iguale entre individuos. Esto implica que el valor esperado de cada una de las secuencias de opciones, ordenadas según preferencias, sea igual entre individuos (Arneson 1989, 1999). Lo que debe igualarse entonces no es el bienestar (o el bienestar esperado) resultante de los caminos de decisión que las personas eligen, porque las personas son vistas como responsables por realizar esa elección (Roemer 1993). En este marco los individuos no son responsables por sus oportunidades, pero sí son responsables por transformar dichas oportunidades en resultados (Roemer 1993).

La condición de enfrentarse *efectivamente* a opciones equivalentes refiere a que para que haya igualdad de oportunidades, las personas no solo deben enfrentar un conjunto de opciones equivalentes sino que además, deben ser igualmente conscientes de la existencia de esas opciones, al tiempo que deben tener la misma habilidad para elegir entre ellas y la misma fuerza de carácter para llevar adelante la opción que han elegido (Arneson 1989). Esto significa que para que exista igualdad de oportunidades, los individuos necesitan no solo igualdad de recursos materiales, sino también habilidades similares para transformar esos recursos y lograr resultados deseables. Por eso, dado que también las habilidades se distribuyen desigualmente, para que las personas enfrenten igualdad de oportunidades, se requiere distribuir los recursos para que individuos que se comportan tan prudentemente como sería razonable esperar logren igual bienestar esperado (Arneson 1999)¹¹.

La propuesta de Arneson tiene una condición adicional asociada al ambiente en el cual los individuos desarrollan sus preferencias y por ende sus caminos, que intenta solucionar el problema de preferencias adaptativas que tienen las teorías basadas en el bienestar. La condición es que las preferencias asociadas a la evaluación de las ramas sean preferencias (racionales) de segundo óptimo. Las preferencias racionales o hipotéticas son preferencias consideradas idealmente, que surgen de un proceso individual de deliberación profundo con información pertinente completa, en un estado de ánimo calmado, pensando claramente y sin cometer errores (Arneson 1989)¹².

¹¹ En términos más precisos, la disposición *efectiva* de opciones requiere que se cumpla una de las siguientes condiciones: (i) que las opciones sean equivalentes y que las personas tengan igual habilidad para “negociar” esas opciones, (ii) que en caso de que las opciones no sean equivalentes, esto se deba a una compensación exacta por las disparidades en las habilidades negociadoras de las personas; o (iii) que las opciones sean equivalentes y que cualquier desigualdad en las habilidades negociadoras se deba a causas cuya responsabilidad sea imputable a las personas (Arneson 1989).

¹² Las preferencias racionales se dividen en preferencias racionales de primer y segundo óptimo; las primeras se forman considerando que el resultado de la deliberación en condiciones ideales puede modificar las preferencias actuales sin costo alguno, mientras que las de segundo orden se derivan de un proceso de deliberación ideal sobre las preferencias pero conociendo las preferencias actuales y su resistencia a cambiar (Arneson 1989).

El supuesto de que las preferencias relevantes para la evaluación de ramas son las preferencias de segundo orden es introducido por Arneson, como señala Roemer (1996), en un intento de superar la crítica realizada al bienestarismo tradicional, referida al desarrollo de preferencias adaptativas en situaciones de privación. Si se consideran simplemente las preferencias actuales para evaluar las ramas del árbol de decisión, se puede establecer una distribución de recursos que otorgue pocos recursos a una persona y mayor cantidad a otra pero que resulte en caminos equivalentes debido a que la primera persona concibe caminos de menor calidad de vida debido al desarrollo de preferencias adaptativas, mientras que la otra persona concibe caminos asociados a una vida más cara.

Finalmente, Arneson (1989) plantea una visión más dinámica de su propuesta, según la cual las personas tienen iguales oportunidades si se enfrentan al mismo conjunto de opciones en este momento y si cualquier diferencia en resultados que surja en el futuro depende de decisiones voluntarias o comportamientos negligentes por los cuales deben ser considerados responsables. Bajo estas condiciones, cualquier diferencia observada en el bienestar de los individuos es resultado de factores bajo control individual, y por ende no es cuestionable, en la medida que desde un punto de vista moral es correcto considerar a los individuos responsables por las consecuencias de sus elecciones voluntarias (Arneson 1989).

Más adelante, respondiendo a sus críticas, Arneson (1999) presenta una revisión de su visión original de igualdad de oportunidades. Una primera crítica establece que si bien dos personas en un momento pueden enfrentar igualdad de oportunidades para el bienestar (según la definición original), luego la ocurrencia de eventos desafortunados inevitables, fuera del control de las personas, pueden llevar a que una de las personas tenga una calidad de vida claramente peor que la otra. La concepción original de igualdad de oportunidades requiere que en un momento inicial, se neutralice la mala suerte de las personas hasta ese momento (asociada a dotaciones y circunstancias personales), pero no parece justificable que la mala suerte posterior no merezca compensación desde el punto de vista de la justicia distributiva. Para salvar la crítica, Arneson plantea una *revisión* del principio de igualdad de oportunidades de la siguiente forma: para que exista igualdad de oportunidades los individuos que se comportan tan prudentemente como sería razonable esperar, deben obtener igual bienestar, salvo en los casos en que las personas se enfrentan a alternativas satisfactorias riesgosas y no riesgosas (de manera que las riesgosas son una elección voluntaria). En este caso, la mejor opción de vida riesgosa (y también la segunda mejor opción riesgosa, y así sucesivamente) le debe ofrecer a cada individuo el mismo bienestar esperado, pero no necesariamente el mismo bienestar efectivamente alcanzado. En definitiva, se presentan dos situaciones frente a la existencia de elección voluntaria de alternativas riesgosas: por un lado, si los individuos no eligen voluntariamente opciones riesgosas, con igualdad de oportunidades sus resultados en términos de bienestar deben ser iguales, y por otro lado, si los individuos optan por las opciones riesgosas, sus resultados deben ser iguales solamente en términos de bienestar esperado¹³.

¹³ Cabe aclarar que Arneson (1999) establece que el principio revisado no intenta ser un principio completo sino que simplemente intenta mostrar la dirección por la cual debería ir la reformulación del mismo.

2.2.2 La propuesta de Cohen

En línea similar a los planteos de Arneson (1989), Cohen (1989) establece que el criterio adecuado para determinar si la compensación es justa o no surge de la distinción entre responsabilidad o elección, y mala suerte, no entre preferencias y recursos como plantea Dworkin. En este sentido, Cohen retoma el concepto de mala suerte bruta (*bad brute luck*) planteado por Dworkin, quien en su análisis sobre la responsabilidad, establece una distinción importante entre lo que llama *option luck* y *brute luck* (suerte elegida y suerte bruta). La primera refiere a los resultados de una apuesta cuyo riesgo la persona anticipó y pudo haber declinado, mientras que la segunda refiere a los riesgos que no resultan de apuestas deliberadas (Dworkin 1981b). En el planteo de Dworkin, mientras que los individuos se pueden asegurar contra la suerte elegida, la suerte bruta es no asegurable, por lo que los resultados de la primera son justos en tanto la persona podría haber elegido asegurarse, mientras que los de la segunda son injustos (Roemer 2009).

Cohen (1989) considera que el concepto de mala suerte bruta es un aporte básico, en la medida que establece una distinción importante para la justicia igualitaria: entre las desventajas que se deben a la mala suerte bruta y las que no. De hecho, Cohen reconoce que la motivación de la filosofía de Dworkin es similar a un corte en este sentido entre elección y mala suerte pero que el desarrollo de su teoría, basada en el corte entre preferencias y recursos, no respalda tal motivación. En consecuencia, considera que Dworkin no estableció correctamente cuáles son aquellos elementos por los que los individuos deben ser considerados responsables¹⁴. Cohen argumenta que el igualitarismo implica eliminar la influencia de la mala suerte bruta y que lo opuesto a consecuencias desafortunadas son las consecuencias adjudicables al control individual. En consecuencia, mientras que Dworkin considera que las personas tienen responsabilidad sobre las preferencias y gustos con las que se identifican, Cohen entiende por responsabilidad tener control sobre las acciones, por lo que las desigualdades que no requieren compensación son las que resultan de las elecciones individuales (Cohen 1989; Roemer 1996). En el caso de las preferencias, el problema radica en que las mismas son incorporadas por el ambiente sin que las personas puedan tener control sobre el proceso (Roemer 1996)¹⁵.

La propuesta de Cohen (1989) como métrica para el igualitarismo es la igualdad de acceso para la ventaja, en tanto entiende que logra levantar las críticas a la igualdad de bienestar. El objetivo del igualitarismo debe ser compensar a los individuos únicamente por aquellos *déficits* de ventaja que no pueden ser adjudicados a las decisiones individuales. La compensación se justifica en los casos en que los individuos no pudieron evitar la desventaja y que no pueden sobrellevarla actualmente (Cohen 1989)¹⁶. En síntesis, la propuesta de justicia distributiva de Cohen, que establece el corte entre suerte y elección, busca igualar el acceso a la ventaja, pero acepta las desigualdades en la ventaja en tanto reflejan elección.

¹⁴ Para un análisis detallado de las diferencias entre Dworkin y Cohen, ver Cohen (1989).

¹⁵ En las categorías de Dworkin, las preferencias de los individuos pueden estar determinadas por los recursos, por lo que si la persona no es responsable por su dotación de recursos no parece razonable que sea responsable por las preferencias cuya formación es consecuencia de esa dotación. Dworkin no es ajeno a esta crítica pero considera que en tanto las personas se identifican con sus preferencias deben ser responsables por ellas (Roemer 1996).

¹⁶ En caso de que puedan sobrellevar la desventaja, la sociedad puede subsidiar el esfuerzo que implica sobrellevarla pero la compensación solo se justifica si el costo de sobrellevarla es mayor a la compensación (Cohen 1989).

Esta lectura del igualitarismo se diferencia de la propuesta de Arneson en un doble sentido, a pesar de que ambos comparten un concepto similar de responsabilidad que los distancia de Dworkin. En primer lugar, Cohen (1989) propone sustituir bienestar por ventaja, argumentando que aquello para lo cual las oportunidades (o el acceso) deben ser equiparadas debe ser un concepto más amplio que el bienestar, que comprenda recursos además de bienestar. Argumenta esta sustitución en base a un contra ejemplo. Supone el caso de una persona paralítica que necesita una silla de ruedas para moverse, pero que tiene una muy buena predisposición que le otorga amplias oportunidades para la felicidad. En este caso, la propuesta igualitarista no le quitaría la compensación por su discapacidad debido a esa predisposición, lo que estaría cuestionando a la igualdad de oportunidades para el bienestar como métrica del igualitarismo. Sin embargo, como el propio autor reconoce, no realiza una definición precisa del concepto de ventaja. En segundo lugar, Cohen propone sustituir oportunidades por acceso. Argumenta a favor del acceso sobre la base de que normalmente no se considera a una escasa capacidad personal como una detracción en las oportunidades, a pesar de que la capacidad personal debería ser parte de los aspectos igualitarios en tanto resta acceso a ventajas valorables¹⁷.

Cabe mencionar que Cohen (1989) presenta una revisión de su propuesta original al considerar la visión de Scanlon (1986), quien establece que los *déficits* de bienestar que reflejan adhesión a una religión no requieren compensación, aún cuando ésta responde a circunstancias que enfrentó durante la crianza. El argumento es que si las cargas de una religión son objeto de compensación, esto invalida su carácter de creencia y convicción, es decir que una persona valora y adhiere a ellas porque considera que son correctas (Scanlon 1986). Cohen (1989) entiende que esto es cierto para un cierto tipo de cargas religiosas pero no para todas. En particular, considera el ejemplo de las cargas religiosas que inducen culpa, que según Scanlon no debería recibir compensación por el estilo de vida penoso que conlleva. Este ejemplo lleva a Cohen (1989) a reformular su propuesta de la siguiente forma: la compensación justa implica compensar a los individuos solamente por aquellas desventajas que no son consecuencia de la elección individual y por las cuales el sujeto elegiría no sufrir. La justificación es que algunas cargas de los compromisos no elegidos no son mala suerte en la medida que se encuentran en la esencia de los compromisos asumidos por esa persona al punto que no elegiría despojarse de ellos. No obstante, como plantea Roemer (1996), esta revisión llevaría a no compensar a las personas por sus preferencias adaptativas, lo cual puede tener consecuencias muy negativas para ellas, como ya fue mencionado.

2.2.3 La formalización de Roemer

Roemer (1993, 1996, 1998) desarrolló y dotó de mayor formalización a la concepción de igualdad de oportunidades, acercándose su formalización a la propuesta de Cohen (1989), que considera que lo que debe igualarse es el acceso u oportunidad para una ventaja. En este sentido, establece que la oportunidad es un concepto vago, que implica un acceso a una ventaja como establece Cohen, pero que no debe ser equiparada a un bien, pues aunque éste puede ayudar a realizar la oportunidad, no llega a identificarse con ella (Roemer 1998). En segundo lugar, argumenta que la ventaja no se reduce a bienestar, sino que puede ser cualquier otro resultado (bienestar esperado, ventaja, auto-realización, etc.) (Roemer 1993).

¹⁷ No obstante, Roemer (1996) argumenta que el concepto de oportunidad desarrollado por Arneson, que implica tener árboles de decisiones efectivamente equivalentes, comprende la capacidad personal entre las oportunidades, por lo que concluye que esta distinción es una distinción semántica y no sustantiva.

El objetivo de Roemer (1993, 1996, 1998) es básicamente analizar cómo implementar igualdad de oportunidades para una cierta ventaja considerada relevante, por lo que tiene un objetivo de corte político y no ahonda con profundidad las cuestiones de corte más filosófico asociado al tipo de ventajas para las cuales la sociedad debería igualar oportunidades y a la delimitación de los factores bajo la responsabilidad individual. De hecho, Roemer (1996) reconoce que su planteo constituye una teoría de justicia distributiva basada en igualdad de oportunidades para la ventaja pero que deja dos elementos sin resolver en términos conceptuales: qué es la ventaja y cómo se determina qué factores están fuera del control individual. Posteriormente, el autor advierte que su objetivo no es argumentar por una teoría particular de justicia distributiva, sino describir lo que implica la igualdad de oportunidades en la práctica (Roemer 1998).

Previo al desarrollo de su enfoque, Roemer (1996) intenta superar algunas debilidades que señala a la propuesta de Arneson. Roemer entiende que este último fue demasiado ambicioso al intentar atacar al mismo tiempo las inequidades futuras y previas (estas últimas a partir de la deliberación ideal sobre las preferencias). La primera crítica que realiza a la propuesta de Arneson es que las preferencias de segundo óptimo no cumplen el objetivo esperado. Las personas en situaciones de privación ajustan sus preferencias mediante la formación de preferencias adaptativas, pero una vez que se han desarrollado estas preferencias ajustadas a la situación de privación, no resulta razonable que puedan desarrollar nuevas preferencias muy alejadas a las ya instaladas.

En segundo lugar, dada la crítica anterior, Roemer analiza si la misma puede ser superada mediante una propuesta revisada de Arneson, que considera preferencias de primer orden. Esta propuesta implicaría permitir a niños que aún no han formado sus preferencias realizar un proceso de deliberación ideal sobre sus preferencias futuras. Sin embargo, esta nueva propuesta presenta al menos dos debilidades. La primera es que una vez que se han elegidos los caminos, pueden suceder actos de mala suerte que disminuyan el bienestar de algunas personas y otras no, y por los cuales los perjudicados no deberían ser considerados responsables. La propuesta de Arneson no incluye compensación para estos casos, debido a que el autor considera solamente la utilidad *ex ante*. En cambio, Roemer propone un enfoque *ex post*, como se verá más adelante. La segunda debilidad refiere a la imposibilidad de generar un ambiente en el cual se puedan desarrollar las preferencias idealmente consideradas de primer orden. Según Roemer no es posible que el proceso de formación de preferencias sea autónomo en la forma que plantea Arneson, en la medida que dicho proceso está influido inevitablemente por el contexto. Roemer concluye entonces que el planteo de Arneson, a pesar de ser un buen intento, no logra mejorar completamente el concepto de responsabilidad de Dworkin (Roemer 1996).

Como se mencionó, la propuesta de Roemer (1993, 1996, 1998) busca darle mayor formalización al enfoque. Con este objetivo, propone un algoritmo para implementar el concepto de igualdad de oportunidades, que puede ser aplicado a diferentes visiones sobre responsabilidad individual que tenga la sociedad y por ende a diferentes grados de igualdad de oportunidades. El algoritmo permitirá determinar cuándo las oportunidades en una ventaja han sido equiparadas¹⁸. En consecuencia, el planteo de Roemer aquí desarrollado constituye en cierta medida un paso intermedio hacia la operacionalización del enfoque.

¹⁸ La propuesta constituye un método alternativo a los árboles de decisión de Arneson que tenían el problema de que, en la práctica, difícilmente se podrían distribuir recursos de forma de que los árboles de decisión fueran isomórficos (Roemer 1996).

En términos precisos, Roemer (1998) establece que el resultado o ventaja que obtienen los individuos está determinado por las circunstancias que enfrentan y el esfuerzo que realizan¹⁹. Las circunstancias son los aspectos del entorno o las acciones de los individuos que afectan su habilidad para alcanzar la ventaja y por los cuales se considera que no deberían rendir cuentas, mientras que el esfuerzo comprende las acciones tomadas por los individuos y por las cuales se consideran responsables. La noción de justicia de igualdad de oportunidades busca nivelar el campo de juego, lo que implica que se deben nivelar las circunstancias de los individuos. En consecuencia, se intenta que los resultados obtenidos dependan en la mayor medida posible del esfuerzo individual. Esto requiere compensar a los individuos con montos diferentes de recursos por las desventajas que enfrentan para el logro de resultados valorados, las cuales son producto de las circunstancias, pero no compensarlos por sus diferenciales de esfuerzo. En definitiva, como se mencionó, es una norma de justicia que acepta como moralmente justificables las diferencias en los resultados en tanto los mismos deriven de diferencias en el esfuerzo empleado.

Un aspecto relevante de esta propuesta es la distinción entre las circunstancias más allá del control individual y que influyen en la habilidad para el logro de una ventaja dada y los actos de voluntad autónoma y esfuerzo. Sin embargo, como señala Roemer, su planteo no incluye una teoría para distinguir cuáles factores son responsabilidad de los individuos y cuáles no, sino que la sociedad será quien deba decidir qué factores genéticos y socioeconómicos se consideran circunstancias (Roemer 1993, 1996).

Otro elemento importante de la propuesta de Roemer (1998), al cual presta particular atención, es cuál es el grado de esfuerzo individual que se considera moralmente adjudicable a la responsabilidad individual. El problema radica en que los niveles de esfuerzo empleados por los individuos están, en parte al menos, determinados por las circunstancias. Las personas forman sus visiones sobre el grado de esfuerzo que es deseable emplear a partir de un conjunto de factores, muchos de los cuales se considera que están fuera del control del individuo. En consecuencia, el nivel de esfuerzo empleado no es una buena medida de responsabilidad porque sería moralmente incorrecto considerar a una persona responsable por no hacer algo que no habría sido razonable que hiciera una persona en sus circunstancias (Roemer 1998:18).

Para considerar el impacto de las circunstancias sobre el esfuerzo, Roemer propone particionar a la población en grupos formados por individuos con iguales circunstancias, denominados *tipos*. Todos los individuos pertenecientes a un mismo *tipo* tienen la misma capacidad para alcanzar niveles de logros similares, en la medida que la sociedad ha incluido en la determinación de los *tipos* todos los factores que se considera que influyen en el resultado obtenido y se encuentran fuera del control individual. Dentro de cada *tipo* hay una distribución de esfuerzo²⁰, y la ubicación de cada individuo en dicha distribución refleja los diferentes grados de responsabilidad que han ejercitado los individuos, consecuencia de su elección de esfuerzo. La distribución de esfuerzo dentro de un *tipo* entonces permite calibrar el grado de acceso (en el

¹⁹ Cabe destacar que Lefranc et al. (2009) argumentan que la dicotomía entre circunstancias y esfuerzo es insuficiente para analizar los determinantes de los logros, y proponen una concepción alternativa de igualdad de oportunidades que incluye a la suerte como tercer factor. Los autores entienden que la propuesta de Roemer que exige que los individuos que ejercen esfuerzo similar obtengan igual resultado es excesivamente restrictiva. La razón es que la suerte puede ser una fuente de desigualdad justa, si no está correlacionada con las circunstancias, y por ende su efecto no debe anularse. La propuesta de igualdad de oportunidades alternativa consiste en que dado un nivel de esfuerzo nadie enfrente perspectivas de resultados más favorables, como resultado de la suerte, por razones que se explican por las circunstancias.

²⁰ Esto implica el supuesto de que el esfuerzo es unidimensional y que se puede medir (Roemer 1998).

sentido de Cohen) a la ventaja que tienen los miembros de ese *tipo*²¹. Y de hecho ciertas opciones, en el sentido de Arneson, están efectivamente prohibidas para algunos *tipos* (Roemer 1996).

En consecuencia, se pueden comparar las diferencias de esfuerzo dentro del *tipo*, pero al realizar comparaciones de esfuerzo entre individuos de diferentes *tipos*, se debe tener en cuenta que los esfuerzos provienen de distribuciones diferentes, en la medida que las circunstancias impactan sobre el esfuerzo determinando que algunos grupos de personas tengan menor propensión a esforzarse que otros (Roemer 2002). La solución planteada por Roemer es tomar como medida moralmente adecuada de la responsabilidad ejercida por una persona, el grado de esfuerzo y no el nivel absoluto de esfuerzo, definiendo al grado de esfuerzo como la posición o cuantil que ocupa en la distribución de esfuerzo de su *tipo*. De esta forma, dos personas pueden ejercer niveles muy diferentes de responsabilidad debido a las diferentes circunstancias que enfrentan, pero al tomar en cuenta esas circunstancias se puede decidir que ambos han ejercido grados de responsabilidad comparables (Roemer 1993). El grado de esfuerzo así definido es una medida adecuada para realizar comparaciones de esfuerzo entre *tipos*, en tanto anula el elemento de esfuerzo que se explica por la pertenencia a un *tipo*.

Considerando esta definición de esfuerzo, esta concepción de igualdad de oportunidades busca que todas aquellas personas que se considera se han esforzado por igual, terminen con igual logro, independientemente de sus circunstancias. Esto implica igualar los niveles de ventaja para todos los individuos, a lo largo de *tipos*, que se sitúan en las mismas posiciones de sus respectivas distribuciones de esfuerzo del *tipo* (Roemer 1996, 1998). Esta norma es consistente entonces con la existencia de desigualdades dentro de cada *tipo* que se deben a diferencias de esfuerzo autónomo.

Por último, cabe destacar que la definición de esfuerzo de Roemer evidencia otro elemento de contraste importante entre su propuesta y la de Arneson, relacionado al tratamiento de las preferencias o gustos caros, que es un aspecto central de la crítica a la igualdad de bienestar, en la medida en que la misma exige mayores recursos para personas que voluntariamente desarrollan ese tipo de preferencias. Arneson propone no compensar a las personas con gustos caros si hubiera sido prudente para esa persona aprender a tener gustos más modestos. En cambio, la propuesta de Roemer implica analizar cómo se ubica esa persona en la distribución de preferencias de su *tipo* para decidir si corresponde compensarla o no. En términos generales, deberán recibir una compensación que les permita obtener el mismo resultado que obtienen aquellos con gustos más frugales que han ejercido grado de responsabilidad comparable según la distribución de preferencias de cada *tipo* (Roemer 1993).

²¹ Esto se justifica porque como se verá a continuación se puede estimar cuál es la probabilidad para un individuo de realizar un nivel de esfuerzo dado, condicionado a que pertenece a un cierto *tipo* con una cierta distribución de esfuerzo. De esta forma, se puede afirmar por ejemplo que realizar un nivel de esfuerzo igual a e_1 condicionado a pertenecer al *tipo* 1 es igualmente accesible a realizar un nivel de esfuerzo e_2 condicionado a pertenecer al *tipo* 2, donde $e_1 > e_2$ y el *tipo* 1 es un *tipo* más aventajado que el *tipo* 2 (Roemer 1996).

2.2.4 Planteos recientes

Más recientemente, Fleurbaey y Peragine (2009) argumentan que el desarrollo de la literatura económica sobre igualdad de oportunidades ha mostrado que el concepto es multifacético, dando lugar a diferentes interpretaciones, aunque las mismas comparten la idea común de distinción entre desigualdades justas y arbitrarias.

En referencia a la presencia de los dos principios en el concepto de igualdad de oportunidades vistos previamente, el *principio de recompensa* y el *principio de compensación*, Fleurbaey (2005) argumenta que la idea de “equiparar oportunidades”, entendida como la neutralización del efecto de las circunstancias sobre los resultados, no es suficiente para determinar precisamente la política óptima, en la medida que se debe decidir además cómo recompensar el ejercicio de la responsabilidad.

En particular, como establecen Fleurbaey y Peragine (2009), la literatura económica de igualdad de oportunidades ha llevado al desarrollo de dos aproximaciones principales al concepto, el enfoque *ex ante* y el enfoque *ex post*, los cuales pueden ser incompatibles. Los dos enfoques implican diferentes definiciones de igualdad de oportunidades y se relacionan de diferente manera con los dos principios mencionados (Aaberge et al. 2010).

El enfoque *ex ante* se centra en el *conjunto* de oportunidades²² a los que las personas tienen acceso y considera que hay igualdad de oportunidades si el *conjunto* es el mismo para todos los individuos, independientemente de sus circunstancias (Ooghe et al. 2007; Aaberge et al. 2010). Más precisamente, se centra en las diferencias en las perspectivas de resultados entre grupos de individuos con circunstancias idénticas (lo que Roemer denomina *tipos*) (Fleurbaey 2005; Fleurbaey y Peragine 2009). Es un enfoque centrado en las desigualdades entre *tipos* pero es neutral con respecto a la desigualdad intra *tipos* (Aaberge et al. 2010). Esta aproximación es propuesta por van de Gaer (1993, citado por Fleurbaey 2005) y Kranich (1996).

El enfoque *ex post* se centra en las desigualdades de resultados entre individuos que realizan el mismo esfuerzo o que tienen características de responsabilidad idénticas (Fleurbaey 2005; Fleurbaey y Peragine 2009). Entiende que hay igualdad de oportunidades si hay igualdad de resultados dentro de cada grupo con igual responsabilidad. Este enfoque se centra en las desigualdades dentro de los grupos de individuos que realizan igual esfuerzo, denominados *tramos*; en la medida que las diferencias entre *tramos* se entiende responden al esfuerzo individual, se consideran justas (Aaberge et al. 2010). Esta aproximación es la propuesta por Roemer (1998) y Fleurbaey (1995b).

Cuadro 2.1. Principales características de los enfoques *ex ante* y *ex post* sobre igualdad de oportunidades.

Enfoque	Análisis	Desigualdad "injusta"	Desigualdad "justa"
<i>ex ante</i>	<i>tipos</i>	desigualdad entre <i>tipos</i>	desigualdad intra <i>tipos</i>
<i>ex post</i>	<i>tramos</i>	desigualdad intra <i>tramos</i>	desigualdad entre <i>tramos</i>

Fuente: elaboración propia

²² La distribución de resultados de cada *tipo* es interpretada como el conjunto de oportunidades de los individuos con las mismas circunstancias.

Como se mencionó, ambos enfoques se vinculan de forma diferentes con los dos principios constitutivos del concepto de igualdad de oportunidades. En particular, el enfoque *ex ante* o de *tipos* se asocia al principio de recompensa, mientras que el enfoque *ex post* o de *tramos* se asocia al principio de compensación. Checchi y Peragine (2010) presentan una demostración de cómo los dos enfoques pueden llevar a resultados contradictorios cuando se analiza desigualdad, que presentaremos a continuación.

Se considera una sociedad con seis individuos, tres *tipos* y dos niveles de esfuerzo (bajo y alto). Existen dos sociedades, con las siguientes distribuciones de ventajas:

Cuadro 2.2. Ejemplo de contradicción entre enfoques *ex ante* y *ex post*.

Sociedad 1		
tipos /nivel de esfuerzo	Bajo	Alto
tipo 1	10	20
tipo 2	20	30
tipo 3	30	40
Sociedad 2		
tipos/nivel de esfuerzo	Bajo	Alto
tipo 1	10	20
tipo 2	10	40
tipo 3	10	60

Fuente: Checchi y Peragine (2010).

En las dos sociedades es mejor en términos de la ventaja, *ceteris paribus*, pertenecer a un *tipo* más aventajado y realizar un mayor nivel de esfuerzo. Según el enfoque de *tipos*, las dos sociedades tienen el mismo nivel de desigualdad de oportunidades, en la medida que las medias de cada uno de los *tipos* son idénticas. Se observa que el enfoque de *tipos* es totalmente neutral con respecto a las desigualdades que se deben a esfuerzo, por lo que ninguna redistribución dentro de los *tipos* altera la desigualdad de oportunidades. Por el contrario, según el enfoque *ex post* o de *tramos*, la sociedad 1 tiene mayor desigualdad de oportunidades que la sociedad 2. Esto se debe a dos razones: i. que en la sociedad 1 el vector de ventaja correspondiente a la columna de esfuerzo bajo muestra el mismo nivel de desigualdad que el vector correspondiente a la columna de esfuerzo alto de la sociedad 2, para cualquier medida de desigualdad con propiedades deseables²³; ii. que la columna de esfuerzo alto en la sociedad 1 muestra mayor desigualdad que la columna de esfuerzo bajo de la sociedad 2, que no presenta ninguna desigualdad. De esta forma, se observa que los enfoques *ex ante* y *ex post* pueden generar diferentes ordenamientos de las distribuciones en términos de desigualdad de oportunidades.

Por otro lado, Fleurbaey (2005) plantea una segunda dimensión que divide en dos categorías adicionales las aproximaciones al enfoque de igualdad de oportunidades. El principio de recompensa se subdivide en un principio *liberal* y un principio *utilitarista*, que derivan de dos posibles interpretaciones de las implicancias de la responsabilidad personal para la justicia distributiva. El principio *liberal* establece que la responsabilidad personal limita la justificación para intervenir en la distribución, y propone que dos individuos con iguales circunstancias reciban tratamientos equivalentes, independientemente de sus

²³ En particular, para cualquier índice Lorenz-consistente, es decir si cumple con el principio de independencia de la escala, de replicación de población, de transferencias o de Pigou-Dalton y de anonimato o simetría. Los tres primeros se presentan en el capítulo metodológico. El principio de anonimato establece que las permutaciones de personas no deben afectar la medida de desigualdad.

características de responsabilidad. La interpretación *utilitarista* establece que la responsabilidad personal reduce la preocupación y aversión por la desigualdad en los resultados. Sugiere que si los individuos son completamente responsables por sus logros, se debe ser indiferente a la distribución y buscar la maximización de la suma de esos resultados (Fleurbaey 2005, 2008; Fleurbaey y Peragine 2009). Es un enfoque centrado en mayor medida en la eficiencia.

Del cruce de la dimensión que separa las aproximaciones *ex ante* y *ex post* con la dimensión que distingue a las visiones *liberal* y *utilitarista*, surgen cuatro abordajes diferentes de la igualdad de oportunidades (ver Cuadro 2.3). Cada una de las categorías de las dos dimensiones implica realizar una elección de corte ético. A pesar de que cada una de las interpretaciones llevan a propuestas de política sensiblemente diferentes, la literatura sobre igualitarismo sensible a la responsabilidad no ha prestado suficiente atención a estas distinciones (Fleurbaey 2005). En este trabajo, siguiendo la literatura empírica de medición de desigualdad de oportunidades, en particular para América Latina, se aplica un enfoque utilitarista. Se presenta entonces muy brevemente el enfoque liberal y se realiza mayor énfasis en las propuestas del enfoque utilitarista.

	<i>Liberal</i>	<i>Utilitarista</i>
Compensación (<i>ex post</i>)	Igualitario equivalente	Media de mínimos
Perspectivas (<i>ex ante</i>)	Igualdad condicional	Mínimo de medias

Fuente: Fleurbaey (2005).

La interpretación liberal se subdivide en una política *igualitaria equivalente* y una política de *igualdad condicional*, que se enfocan de forma diferencial en la neutralidad o la compensación²⁴. El principio de recompensa liberal, que establece que la responsabilidad disminuye la necesidad de redistribución, introduce la noción de neutralidad y en particular la “neutralidad de intervención”. La idea de neutralidad de intervención se puede formular en la condición de que la asignación de recursos sea independiente de las características de responsabilidad, pudiendo las personas cambiar sus características de responsabilidad sin que haya cambios en la transferencia que reciben (Fleurbaey 2005, 2008).

La aproximación *igualitaria equivalente* busca obtener una distribución equivalente a la que se obtendría en la situación ideal en la que todos los individuos tuvieran las mismas circunstancias. Con este fin evalúa la situación de los individuos a partir del monto de recursos externos necesarios para mantener su nivel actual de resultado si sus circunstancias se modifican desde su nivel actual al nivel de referencia (por ejemplo: el promedio), manteniendo incambiadas sus características de responsabilidad. A partir de esa evaluación, da prioridad, mediante el criterio *maximin*²⁵, a los individuos más desaventajados dentro de cada grupo con iguales características de responsabilidad, entendiendo por desaventajados a quienes necesitarán menores transferencias para alcanzar sus niveles actuales de resultados si tuvieran las circunstancias de referencia. Este criterio se enfoca en la compensación pero incumple la neutralidad con

²⁴ La neutralidad y compensación no se pueden cumplir simultáneamente por lo que cuál priorizar deriva en un problema ético (Fleurbaey 2005). Para que se cumpla la neutralidad la asignación de recursos debe ser independiente de las características de responsabilidad, mientras que la compensación requiere que iguales características de responsabilidad lleven a iguales resultados. La incompatibilidad surge si para lograr lo segundo se requiere que la distribución dependa de las características de responsabilidad (Fleurbaey 1995a).

²⁵ En todos los casos que se puede aplicar alternativamente *leximin*.

respecto a características de responsabilidad, no obstante, no se aleja tanto de la neutralidad como el criterio *media de mínimos*. En particular, cumple con la recompensa liberal solo para aquellos individuos cuyas circunstancias corresponden a las de referencias (Fleurbaey 2005, 2008).

El criterio de *igualdad condicional* consiste en buscar igualdad en la situación contrafactual (hipotética) en la que las características de responsabilidad de los individuos toman valores de referencia (por ejemplo el promedio). Más precisamente, consiste en dar prioridad a los individuos más desaventajados, que son aquellos que obtendrían peores niveles hipotéticos de resultados, es decir los resultados que obtendrían si adoptasen el valor de referencia en las características de responsabilidad, con sus recursos y circunstancias actuales. Este criterio, si bien cumple con la neutralidad, tiene la desventaja de no neutralizar completamente el efecto de las circunstancias, debido a que evalúa las consecuencias de las circunstancias desfavorables combinadas con características de responsabilidad de referencia y no actual (Fleurbaey 2005, 2008).

La interpretación *utilitarista* da lugar a una aproximación centrada en las perspectivas *ex ante*, denominada *mínimo de medias* y otra enfocada en la compensación *ex post*, denominada *media de mínimos*. Representan dos alternativas que combinan el criterio *maximin* dentro de los *tramos* (a lo largo de las circunstancias), porque dentro de esos grupos las desigualdades se deben a las circunstancias, con el promedio utilitarista dentro de los *tipos* (sobre características de responsabilidad), porque dentro de los *tipos* las desigualdades se deben a características de responsabilidad. Esta interpretación no satisface la neutralidad de intervención de la recompensa liberal, la cual es reemplazada por el principio de recompensa utilitarista que tiene aversión a la desigualdad en los resultados cero, y por ende pone el énfasis en la maximización de la suma de resultados (Fleurbaey 2005, 2008; Fleurbaey y Peragine 2009).

El criterio *media de mínimos* corresponde a la propuesta desarrollada por Roemer (1993, 1996, 1998), e implica computar el valor mínimo del resultado en cada *tramo*, y luego maximizar el promedio de esos valores a lo largo de todos los grupos. El objetivo es maximizar el promedio del resultado de los individuos en peor situación en cada clase de responsabilidad, siendo los más desaventajados aquellos que obtienen peores resultados (Fleurbaey 2005).

El criterio *mínimo de medias*, propuesto por van de Gaer (1993, citado por Fleurbaey 2005) consiste en computar el resultado promedio en cada tipo, y luego aplicar el criterio *maximin* al grupo con el menor promedio. También le da prioridad a los desaventajados, pero define a los desaventajados como aquellos que pertenecen a un tipo con resultados promedios más bajos. En otras palabras, aplica el criterio *maximin* al “valor” de las oportunidades que se ofrecen a cada individuo, estimando dicho valor como el resultado promedio de los individuos con las mismas circunstancias. Este criterio tiene la debilidad de que puede aceptar diseños de políticas que no logran neutralizar las desigualdades en los resultados debidas a las circunstancias (Fleurbaey 2005, 2008).

Si bien formalmente ambos criterios son similares, subyacen diferencias importantes de carácter ético. La diferencia de corte ético fundamental entre ambos criterios radica en el corte entre *ex ante* y *ex post*²⁶. El criterio *mínimo de medias* se enfoca en las diferencias en las perspectivas de resultados *ex ante* para clases de individuos con circunstancias idénticas, y en particular en la clase de individuos con circunstancias más desaventajadas. De esta forma, se centra en las desigualdades entre *tipos*. Este criterio es particularmente relevante cuando los individuos no han definido el nivel de las características de responsabilidad aún. En cambio, el criterio *media de mínimos* se centra en las desigualdades de resultados *ex post* entre individuos que realizan el mismo esfuerzo o que tienen características de responsabilidad idénticas, pero no se preocupa por las diferencias en resultados entre los distintos grados de esfuerzo. En consecuencia, este criterio cumple en mayor medida con la compensación (en resultados) en comparación con el anterior; debido a que se centra en el mínimo resultado dentro de los grupos con características de responsabilidad similares, busca igualdad de resultados dentro de cada *tramo* (Fleurbaey 2005; Fleurbaey y Peragine 2009). En síntesis, mientras que la propuesta de Roemer se preocupa por compensar por los efectos de las circunstancias en los resultados, intentado equiparar los resultados de diferentes *tipos* con el mismo esfuerzo, la propuesta de van de Gaer se preocupa por equiparar el *set* de oportunidades al que acceden los individuos de diferentes *tipos* (Ooghe et al. 2007).

El presente trabajo considera como variables de ventaja relevantes el ingreso laboral y logros educativos de los adultos jóvenes en Uruguay. De esta forma, se aproxima a la propuesta de Roemer de considerar las oportunidades o el acceso a una ventaja concreta. No obstante, la medición de desigualdad de oportunidades se realiza mediante una aproximación utilitarista *ex ante*, más cercana a la propuesta de van de Gaer, como se verá en el capítulo 4. A continuación antes de revisar las principales debilidades del enfoque de igualdad de oportunidades, se plantea la relevancia teórica de las ventajas y circunstancias aquí estudiadas.

2.3 Ventajas y circunstancias

Resulta relevante analizar los argumentos teóricos que sustentan la elección de las variables de ventajas y circunstancias de este trabajo. En la medida que el enfoque de igualdad de oportunidades no incorpora una forma de determinación de ventajas y circunstancias, se analizan también contribuciones desde otros enfoques teóricos que contribuyen a justificar la elección.

En este trabajo se consideran como variables de ventajas el ingreso y los años de educación. Como se vio, el enfoque de igualdad de oportunidades no incorpora una forma de determinación de las dimensiones que son ventajas. No obstante, tanto los ingresos como los años de educación son reconocidas dentro del enfoque como posibles variables de ventajas (Roemer 1998).

²⁶ Cabe señalar que este dilema no es tan fundamental como el que enfrenta compensación a neutralidad. Mientras que no es posible hallar un criterio que cumpla completamente con la compensación y la neutralidad de forma simultánea, sí es posible definir criterios que tomen en cuenta las perspectivas *ex ante* y la compensación *ex post*. Hay además una conexión entre ambos dilemas; la neutralidad se justifica en mayor medida cuando la redistribución se realiza *ex ante*, y especialmente cuando las características de responsabilidad no se han determinado.

Los ingresos laborales constituyen la principal fuente de ingresos personales. En particular, en Uruguay el 65% de los ingresos personales constituyen ingresos por trabajo²⁷. La importancia del ingreso laboral como ventaja radica en que las personas con mayores ingresos pueden tener acceso a mayor cantidad de bienes y a mayores niveles de autoestima. En este sentido, aún algunos autores como Amartya Sen, que consideran al ingreso solamente como un medio para el logro de otros fines, reconocen que el mismo es un medio crucial, en tanto ayuda a las personas a hacer cosas que valoran (Sen 1997).

Por su parte, la educación es considerada como un insumo importante en las sociedades modernas para el acceso a una “buena vida” (Roemer 1998). Desde la teoría del capital humano, la educación es señalada como una inversión fundamental para el logro de mayores ingresos en el mercado laboral (Becker 1964). En este sentido, la educación es instrumental al aumento de la productividad y al logro de mayores ingresos. No obstante, la importancia de la educación en los individuos trasciende al rol instrumental para alcanzar ciertas posiciones en el mercado laboral asociadas a buenos ingresos. Por ejemplo, Roemer (1998) argumenta que la educación juega un papel importante en la adquisición de autoestima. Además, la educación promueve otras capacidades básicas, como la participación en instituciones políticas (Barros et al. 2008). Por último, otros enfoques normativos, como el enfoque de las capacidades, resaltan el valor intrínseco de la educación como fin en sí mismo, aunque también reconocen su importante valor instrumental para convertir ingresos y recursos en funcionamientos o acciones que las personas quieren realizar, así como para colaborar en la elección entre diferentes tipos de vidas que las personas pueden llevar (Sen 1989). Cabe señalar que en este trabajo se utiliza como medida de logros educativos los años de educación alcanzados. No obstante, se reconoce que es una medida parcial de tales logros, en tanto aproxima solamente la cantidad de educación recibida. De este modo, no se incorporan aspectos asociados a la calidad y contenidos de la educación, los cuales constituyen aspectos fundamentales de los logros educativos de los individuos.

Cabe destacar que Peragine y Serlenga (2007) señalan que la aplicación del marco de igualdad de oportunidades a los logros educativos no es inmediata. En particular, se argumenta que la distinción entre circunstancias y esfuerzo no es relevante en la educación debido a que no es razonable responsabilizar a los estudiantes por sus esfuerzos, dado que en una gran parte de los años de educación, los individuos no son adultos. No obstante, difícilmente se puede argumentar que todos los años de educación, y en particular los obtenidos después de la adolescencia, están determinados completamente por las circunstancias. Además, se entiende que es relevante analizar empíricamente la importancia de las distintas circunstancias observadas para explicar la desigualdad en los años de educación de los jóvenes, en tanto contribuye a entender los determinantes de esta última.

En síntesis, analizar la distribución de los ingresos laborales y años de educación en los jóvenes, y cuánto de esa distribución refleja ausencia de oportunidades, resulta particularmente relevante para entender las posibilidades que enfrentan las personas para acceder a ciertos niveles de bien-estar.

Por otra parte, es señalado comúnmente que el ingreso y la educación se encuentran fuertemente correlacionadas (Roemer 1993). En este sentido, el análisis del acceso a estas dos ventajas permitirá analizar en qué medida las circunstancias influyen de igual manera en ambas. Esta comparación resulta

²⁷ Cálculo propio en base a datos de la ECH 2010.

particularmente importante en la medida que el análisis se centra en una población joven, la cual puede no estar aún completamente inserta en el mercado de trabajo.

Por otra parte, el enfoque tampoco incluye una forma de determinar cuáles variables se consideran circunstancias. En este trabajo se incorporan como variables de circunstancias la educación de los padres, la etnia o raza, la región de nacimiento y el sexo. La selección de las circunstancias se basa en la revisión de antecedentes sobre desigualdad de oportunidades (sección 3.3), así como en la disponibilidad de información.

En primer lugar, estos factores constituyen candidatos a circunstancias en la medida que son todos factores exógenos a los individuos. Pero además, su relevancia como circunstancias radica en su influencia sobre el acceso de las personas a los logros educativos e ingresos laborales.

En primer lugar, la extensa literatura sobre movilidad intergeneracional ha señalado la importancia de la transmisión de los logros de padres a hijos en la determinación de los resultados obtenidos por estos últimos en múltiples dimensiones (Bowles 1972; Bowles y Gintis 2002). Bowles y Gintis (2002) argumentan que el proceso de transmisión del éxito económico de padres a hijos opera a través de múltiples mecanismos, que incluyen la transmisión cultural y genética de habilidades cognitivas y de características personales no cognitivas, la herencia de riqueza y de pertenencia a grupos potenciadores de ingresos altos, como la raza, y la transmisión de una mejor educación y mejor atención de salud.

Por otra parte, Dardanoni et al. (2006) establecen cuatro canales a través de los cuales los padres afectan las oportunidades para el ingreso de sus hijos: mediante la provisión de conexiones sociales, la formación de creencias y habilidades a través de la cultura familiar y la inversión, de la transmisión genética de las habilidades innatas y de la instilación de preferencias y aspiraciones en los hijos (Dardanoni et al. 2006:60). En este contexto, entienden que la educación de los padres es una aproximación al canal de la formación de creencias y habilidades. En cambio, Checchi y Peragine (2005) consideran que la educación de los padres es una aproximación a los dos primeros canales. En el contexto específico del análisis del ingreso, Cogneau et al. (2006) argumentan que el origen social de los individuos influye sobre sus ingresos por dos vías. En primer lugar, condiciona su acceso a la educación y las ocupaciones bien remuneradas. En segundo lugar, influye sobre el ingreso a través de los efectos de capital social y solidaridad de grupo. En este trabajo, se aproximarán los antecedentes familiares a través de la educación de los padres, la cual ha sido señalada como un mecanismo importante de movilidad social intergeneracional (Behrman et al. 1999). No obstante, existen otras circunstancias importantes, como la riqueza del hogar de origen del joven o el *status* ocupacional de los padres, que no están disponibles, y que podrían ser importantes para explicar la transmisión intergeneracional de ventajas.

Con respecto al sexo y la raza, existe una extensa literatura que señala la importancia de diferencias relevantes en el acceso a las ventajas según estas dimensiones. En particular, se han desarrollado un conjunto de teorías que explican las diferencias en ingresos laborales entre hombres y mujeres o blancos y negros por factores de discriminación económica, es decir que ciertos grupos con similares características económicas obtienen menores ingresos debido a otros factores que no se vinculan a su productividad. A su vez, los diferenciales salariales también se asocian al fenómeno de segregación ocupacional, que consiste en la exclusión de mujeres o minorías étnico-raciales de ciertas ocupaciones, concentrándose

éstos grupos en ocupaciones de menores ingresos (Amarante y Espino 2001). No obstante, las explicaciones de los diferenciales salariales no se agotan en los factores de discriminación. Como señalan Wohlstetter y Coleman (1970), los menores resultados en ingresos pueden explicarse porque las minorías no realizan el mismo tipo de trabajo que el resto debido a que no han alcanzado niveles de educación formal o entrenamiento informal equivalentes. A su vez, esto es producto de una discriminación pasada que disminuyó las oportunidades para el acceso a la educación de las minorías. También el aprendizaje informal en la familia, el grupo de pares o el trabajo puede no favorecer la maximización de ingresos. Además, estas desventajas pueden complementarse, por ejemplo si el conocimiento y motivación obtenidos fuera de la escuela disminuye las chances de beneficiarse de los años de educación.

Finalmente, una extensa literatura señala la importancia de desigualdades socioeconómicas regionales persistentes en el tiempo. Las contribuciones teóricas recientes resaltan la relevancia de la distancia a los mercados de consumidores y de oferentes de insumos para explicar las diferencias en los niveles de crecimiento e ingresos entre regiones (López-Rodríguez y Acevedo 2008). Las diferencias en el desarrollo regional abarcan desigualdades no solo en ingresos, sino también en salud, educación y migración, entre otros (Gradus 1983). En el caso de la educación por ejemplo, las disparidades regionales pueden asociarse a diferencias en la disponibilidad de servicios así como en la calidad de los mismos. En consecuencia, la presencia de disparidades socioeconómicas en la región de origen de los individuos podría tener efectos duraderos sobre su desempeño futuro.

2.4 Debilidades del enfoque

2.4.1 Críticas a la validez del enfoque

En primer lugar, una primera debilidad del enfoque es que deja varios elementos sin resolver. Por un lado, a partir de los argumentos de Scanlon (1988, citado por Roemer 1993) en torno a que las elecciones individuales son una señal para otros del tipo de personas que uno es, lo que imparte valor a uno mismo, Roemer (1993) reconoce que esto es cierto para algunos tipos de elecciones, por lo que plantea que su teoría igualitarista no es aplicable a todos los tipos de desigualdades entre personas. Sin embargo, Roemer no establece cómo se determina la aplicabilidad del enfoque, sino que relega en la sociedad decidir cuánto compensar a los individuos según los distintos problemas distributivos que se traten. De forma similar, como reconoce Roemer (1996, 1998), el enfoque no resuelve definitivamente cuál es la variable sobre la cual las oportunidades deberán ser igualadas. En particular, Arneson (1999) reconoce problemas irreconciliables en su planteo de igualdad de oportunidades para el bienestar, mientras que Cohen no delimita su concepto de ventaja. Esta debilidad tiene elementos comunes con otras teorías multidimensionales.

Finalmente, el planteo de Roemer no incluye bajo qué criterios se deben de determinar los factores considerados circunstancias. Esto es particularmente importante en la medida que el autor (Roemer 1998) establece que no es una cuestión trivial decidir cuando un factor debería ser considerado circunstancia. En este sentido, plantea el ejemplo de los niños de origen asiático que se esfuerzan en la escuela por la presión familiar, y los compara con niños de hogares más académicos que tienen buenos resultados pero esforzándose menos. Una posible crítica es que los niños “asiáticos” se han esforzado más por lo que deberían ser recompensados en mayor medida, independientemente de que el esfuerzo esté determinado

por un factor ajeno a su control – la presión familiar-. Sin embargo, Roemer reafirma que el enfoque establece que lo que debe recompensarse es solamente el esfuerzo autónomo, por ende si se considera ser “asiático” como circunstancia como plantea, los niños que caigan en esa categoría no deberían obtener mayor recompensa.

Con respecto a la determinación de las circunstancias, Cohen (1989) reconoce que el corte que establece entre elección y suerte introduce cuestiones metafísicas que pueden ser imposibles de responder, en la medida que es muy difícil identificar qué representa la elección genuina. No obstante, Cohen defiende la propuesta entendiendo que su falta de aplicabilidad no es razón suficiente para abandonar el corte que considera adecuado. Además, argumenta que no se busca una distinción absoluta entre presencia y ausencia de elección genuina, sino que la compensación igualitaria responderá al grado en que una elección no refleja elección genuina.

En relación al planteo original de Arneson, cabe considerar que el autor intenta levantar dos críticas importantes realizadas por Lippert-Rasmussen, una de las cuales lo llevan a abandonar la concepción de igualdad de oportunidades como ideal de justicia igualitaria, debido a las debilidades asociadas a la libertad positiva que el enfoque implica (Arneson 1999). La crítica cuestiona que la concepción de igualdad deba preocuparse por los N caminos de opciones que enfrentan las personas. Se presenta como ejemplo una situación con dos personas que enfrentan un conjunto de caminos equivalentes salvo por la última opción que es mejor para una de ellas. En esta situación, si las dos personas eligen la mejor opción, las dos terminan con igual bienestar. No obstante, desde el punto de vista de igualdad de oportunidades no representa una situación de equidad. En respuesta, Arneson establece que la concepción de justicia como provisión de igualdad de oportunidades, requiere que la totalidad de los caminos de opciones sean equivalentes entre las personas, y no solamente la mejor opción. Su argumento es que puede ser completamente razonable que las personas elijan la última de las mejores opciones, en la medida que pueden optar por sacrificar su propio bienestar a favor de alguna otra causa o el bienestar de otra persona. En consecuencia, la persona que no tiene la opción de ese sacrificio, presenta mayor libertad positiva que la otra, lo que viola el principio de igualdad de oportunidades. Sin embargo, la crítica lleva finalmente a Arneson a abandonar la concepción de igualdad de oportunidades como ideal de justicia igualitaria, debido a las debilidades asociadas a la libertad positiva que el enfoque implica. En primer lugar, surge la enorme dificultad práctica para la sociedad de proveer efectivamente a todos los individuos con opciones equivalentes. En segundo lugar, aparece un problema de eficiencia vinculado con lo costoso que puede ser la provisión de una gran variedad de opciones. Los individuos pueden preferir tener menos libertad de opción, a cambio de una mejora en la primera o segunda mejor opción, lo cual se puede conseguir con menos recursos. Se puede pensar también en el caso en que se sabe de antemano que un individuo no hará uso de una oportunidad. Desde el punto de vista de la concepción de igualdad de oportunidades este hecho no cambia la valoración de la provisión de la oportunidad como justicia distributiva. Sin embargo, también puede argumentarse que carece de sentido en tanto se conoce que no aumentará el bienestar de nadie.

A partir de estos argumentos, Arneson reformula su posición original y plantea considerar la libertad para lograr bienestar y la provisión de oportunidades como medios importantes para lograr resultados que las personas razonablemente consideran valorable más que como valores fundamentales de justicia en sí mismos. En último lugar, y muy vinculado a lo anterior, el autor plantea que la existencia de mayores

oportunidades puede requerir de hecho menor libertad en algunos casos. En el caso de personas que, debido a su escasez de habilidades para tomar decisiones, es esperable que seleccionen opciones de vida autodestructivas, se puede argumentar que disminuyendo de forma paternalista la cantidad de opciones disponibles, y por ende su grado de libertad, se logra aumentar sus oportunidades para el bienestar.

Sin embargo, Roemer (2002), que formalizó la visión original de Arneson (1989), considera que el enfoque de igualdad de oportunidades es el adecuado, en tanto corresponde con la creencia intuitiva mayoritaria, que las personas deben ser compensadas por ciertos tipos de mala suerte, pero que en cambio deben ser considerados responsables por gran parte de lo que hacen. No obstante, el autor reconoce que la concepción común de igualdad de oportunidades se asocia a recomendaciones de política menos compensatorias que la que surgen del desarrollo de Roemer. En este sentido, la visión común, más cercana al principio no discriminatorio, puede sugerir por ejemplo que se igualen los gastos públicos en educación por alumno, en cambio la propuesta de Roemer sugeriría que niños más desaventajados obtengan mayor cantidad de recursos educativos de forma de compensar su deficiencia en recursos internos.

2.4.2 Problemas de aplicación

La propuesta de algoritmo de Roemer se propone como una solución frente a las dificultades de generación de árboles de decisión isomórficos como planteaba Arneson. En concreto, Roemer (2009) establece que el problema práctico asociado a la definición de igualdad de oportunidades de Arneson radica en que puede no existir una distribución de riqueza para la cual exista tal conjunto de árboles de decisión isomorfos interpersonalmente. De hecho, Arneson (1989) ya había advertido sobre la dificultad práctica de la propuesta en términos de la información que es necesario recolectar para llevarla adelante²⁸.

No obstante, la propuesta alternativa de Roemer tiene un problema reconocido por el propio autor que se asocia a la aplicabilidad del enfoque para diseñar políticas, debido a la dificultad para distinguir entre circunstancias y esfuerzos. Para salvar esta debilidad, el autor propone una solución para la aplicación del enfoque al diseño de política sin tener que establecer exactamente el corte entre circunstancias y esfuerzo, y que a su vez, permite también levantar el problema de modelizar el esfuerzo como una variable unidimensional. Para esto establece un supuesto adicional que le permite computar una política igualadora de oportunidades sin tener que conocer las distribuciones de esfuerzo dentro de los *tipos*. El supuesto establece que cualquier aumento en el esfuerzo se corresponde, *ceteris paribus*, con un aumento en el nivel de resultado. La conclusión de Roemer a partir de dos ejemplos de aplicaciones prácticas es que el diseño de política que se deriva es muy compensatorio, aún cuando se delinean solo pocas de la totalidad de circunstancias que enfrentan los individuos y se atribuye todo el resto de las diferencias en resultados al esfuerzo (Roemer 2002).

²⁸ Arneson establece que en la práctica, debido a los problemas asociados a la obtención de información sobre expectativas de satisfacción de preferencias, es probable que las políticas se basen en mayor medida en la igualdad de recursos o bienes primarios como aproximación a un enfoque de bienestar. No obstante, Arneson plantea que como medida paliativa, en los casos en que haya información que permita acercarse a una medida de preferencias esperadas, deberá usarse para evaluar en qué medida la política de corte más Rawlsiano o Dworkiano se encuentra alejada del enfoque de igualdad de oportunidades para el bienestar, de forma de poder ajustarla.

3 Antecedentes

Luego de la exposición teórica del enfoque de igualdad de oportunidades, en este capítulo se desarrollan los principales antecedentes empíricos de este trabajo. En primer lugar, se revisan brevemente las principales metodologías utilizadas para estimar el nivel de desigualdad de oportunidades (sección 3.1). En segundo lugar, se presentan los principales resultados encontrados en estudios que aplican una metodología similar al de este trabajo, así como los estudios sobre desigualdad de oportunidades disponibles para Uruguay, con el objetivo de tener un marco de referencia para comparar los resultados de este trabajo (sección 3.2). En tercer lugar, se analiza cuáles son las variables consideradas circunstancias por la literatura empírica (sección 3.3), y finalmente, se revisan los antecedentes específicos para Uruguay que señalan la importancia de las circunstancias elegidas en este trabajo como determinantes de los logros en ingresos y años de educación (sección 3.4).

3.1 Metodologías disponibles para el análisis de la desigualdad de oportunidades

Un corte que recorre a todas las aplicaciones de medición de desigualdad de oportunidades es entre aplicaciones *ex ante* y *ex post*. Como se vio en el marco teórico, ambas aproximaciones pueden derivar en diferentes evaluaciones sobre la igualdad de oportunidades en una sociedad. Recordemos que el enfoque *ex ante* establece que hay igualdad de oportunidades si el valor esperado de la ventaja es el mismo, independientemente del *tipo*, mientras que el enfoque *ex post* establece que hay igualdad de oportunidades si para igual grado de esfuerzo empleado existen iguales chances de alcanzar el objetivo, independientemente del *tipo* (Checchi y Peragine 2005). Las aplicaciones empíricas de ambos enfoques buscan medir en qué medida las circunstancias determinan los resultados, pero se diferencian en cómo realizar tal medición. Las aplicaciones que siguen un enfoque *ex ante* se centran en medir la desigualdad entre *tipos*, por lo que la medida de igualdad de oportunidades corresponde a la agregación de esas desigualdades. En cambio, el enfoque *ex post* se enfoca en medir la desigualdad dentro de los *tramos*, por lo que la agregación de esas desigualdades *intra-tramos* dará una medida de desigualdad de oportunidades.

El enfoque *ex post* ha sido aplicado en primer lugar por los estudios que se desprenden directamente del algoritmo propuesto por Roemer y se vinculan con el diseño de políticas de igualdad de oportunidades (Page y Roemer 1998; Roemer et al. 2003; Aaberge et al. 2003; Betts y Roemer 2005; Dardanoni et al. 2006). En cambio, el enfoque ha sido aplicado en menor medida para estimar el grado de desigualdad de oportunidades en la distribución actual, por lo que lo vuelve menos pertinente para este trabajo. Ejemplos de aplicación empírica son el enfoque de *tramos* no paramétrico propuesto por Checchi y Peragine (2005, 2010), y el índice paramétrico propuesto por Cogneau y Gignoux (2005).

Por su parte, el enfoque *ex ante*, aplicado en este trabajo, es propuesto empíricamente por Bourguignon et al. (2003) y aplicado por los diferentes estudios que siguen metodologías paramétricas similares como Ferreira y Gignoux (2008). En cambio, Checchi y Peragine (2005, 2010) proponen una metodología *ex ante* no paramétrica. Básicamente estos estudios proponen metodologías para la estimación, ya sea paramétrica o no paramétricamente, del grado de desigualdad de oportunidades mediante la construcción de distribuciones contrafactuales que eliminan la desigualdad *intra-tipos*, manteniendo la desigualdad *inter-tipos*, que es la que corresponde a las diferencias en las circunstancias.

Complementariamente, algunos estudios recientes (Checchi y Peragine 2005, 2010; Aaberge et al. 2010) presentan propuestas de medición que aplican tanto al enfoque *ex ante* como *ex post*, lo que les permite comparar si estos criterios alternativos arrojan diferentes resultados.

En comparación con el desarrollo teórico de las oportunidades como medida de justicia distributiva, los estudios empíricos que intentan medir la desigualdad de oportunidades eran relativamente escasos hasta hace poco tiempo, lo que se explica según Bourguignon et al. (2007) por la ausencia de metodologías adecuadas. Recientemente, se han desarrollado diferentes estrategias de medición (Bourguignon et al. 2003; Checchi y Peragine 2005; Lefranc et al. 2008) que han dado lugar a un mayor número de aplicaciones empíricas para diferentes países.

Por un lado, un conjunto de trabajos realizan una estimación paramétrica de la desigualdad de oportunidades. Bourguignon et al. (2003) presentan una propuesta de estimación paramétrica *ex ante* que permite incorporar un conjunto amplio de circunstancias para estimar la desigualdad de oportunidades, en contraste con los indicadores asociados a la movilidad intergeneracional o los estudios de análisis de política, que debían limitar la cantidad de *tipos* considerados para evitar que la política igualitaria resultara en diferentes propuestas de asignación de recursos.

La metodología propuesta por Bourguignon et al. (2003) permite descomponer la desigualdad total en componentes de circunstancias y esfuerzo. Plantean una función de ventaja que está determinada por circunstancias y esfuerzos, los cuales a su vez dependen parcialmente de las circunstancias y estiman un modelo linealizado de esa función. La forma reducida del modelo permite analizar dos posibles efectos de las circunstancias sobre la ventaja: por un lado, el efecto directo para esfuerzos dados, y por otro lado, el efecto indirecto de las circunstancias a través de los esfuerzos. Realizan la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y en base a los coeficientes estimados, se establecen dos medidas de igualdad de oportunidades, una que incluye el efecto total de las circunstancias (directo e indirecto) y otra con los efectos directos solamente. Para esto, construyen distribuciones de ventaja contrafactuales, que consideran cómo sería la distribución si todos los individuos tuvieran las circunstancias promedio. La comparación entre la desigualdad observada y la contrafactual permite aproximarse a la desigualdad que se explica por las circunstancias. Esta metodología ha sido recientemente aplicada para un conjunto de países, Bourguignon et al. (2007) realizan otra estimación para Brasil; Maldonado y Ríos (2006) para Perú; Núñez y Tartakowsky (2009) para Chile y Sapata (2009) para España.

Esta estrategia empírica considera exclusivamente el efecto de las circunstancias en el primer momento de la distribución de la variable de resultado. Esto constituye un problema, como señalan Lefranc et al. (2010), si las circunstancias impactan en otros momentos de la distribución, como la varianza y no necesariamente en la media del resultado. Por eso es que dichos autores defienden el análisis de la distribución condicional de ventaja completa mediante *tests* no paramétricos de dominancia estocástica. Sin embargo, este tipo de análisis no permite cuantificar la distancia entre los grupos con distintas circunstancias, por lo que no permite estimar una medida resumen de la desigualdad de oportunidades.

En segundo lugar, algunos estudios presentan metodologías paramétricas cercanas a la literatura de movilidad intergeneracional. Una primera aproximación en este sentido es la propuesta de van de Gaer et al. (2001) que presentan un índice de igualdad de oportunidades considerando el valor esperado de las

perspectivas de ingreso de los niños condicionado al ingreso de sus padres. En la misma línea, Lefranc et al. (2010) proponen un índice de desigualdad de oportunidades para ingresos, considerando como circunstancia exclusivamente el ingreso de los padres. Este índice resulta del producto de la elasticidad intergeneracional de ingresos²⁹ y la desigualdad de ingreso de los padres. Finalmente, una propuesta que se enmarca en el análisis de la movilidad intergeneracional, pero que aplica una metodología más cercana a la de Borquignon et al. (2003), es la de Cogneau et al. (2006). Mediante regresiones lineales los autores estiman qué parte del ingreso se explica por el conjunto de variables observadas, que incluye tanto variables de origen como variables propias del individuo y luego estiman qué parte se explica por las variables de origen. Esto les permite realizar una descomposición de la desigualdad de ingresos entre un componente de desigualdad entre grupos sociales y un componente de desigualdades longitudinales entre orígenes sociales. Este último componente es interpretado como la desigualdad de oportunidades para ingresos que se debe a las diferentes probabilidades para acceder a posiciones sociales y al efecto directo del origen social en los ingresos de los individuos.

Este grupo de aplicaciones presentan el atractivo de conectar los conceptos de igualdad de oportunidades y movilidad intergeneracional, lo que resulta pertinente debido a la importancia de los antecedentes familiares en los resultados de los hijos, frecuentemente señalada por la literatura. No obstante, no permiten analizar la incidencia de circunstancias ajenas a los antecedentes familiares y que pueden jugar un rol importante en la desigualdad, por lo que no resultan apropiadas si se busca estimar el impacto global de un conjunto más amplio de circunstancias, como en este trabajo.

Una posible alternativa de estimación paramétrica, dentro del enfoque *ex post*, sería aplicar regresiones cuantílicas, como proponen Betts y Roemer (2005) y Dardanoni et al. (2006) en el contexto de análisis de la política de gasto educativo o impositivo óptimo según la igualdad de oportunidades. Dentro de los estudios que se enfocan en la medición de desigualdad *per se*, Cogneau y Gignoux (2005) presentan un índice paramétrico para estimar igualdad de oportunidades, que es consistente con la propuesta de Roemer (1998). Para ello aplican precisamente regresiones por deciles para estimar las desigualdades entre *tipos* asociadas a los diferentes niveles de esfuerzos. Concretamente, estiman regresiones por deciles de ingresos incluyendo como variables explicativas las variables de origen. A partir de ahí, calculan índices de desigualdad para cada decil y los agregan en un único índice tomando el promedio³⁰.

Un problema común a estas metodologías paramétricas es que asignan una cierta forma a la función de ventaja, realizando supuestos sobre el grado de sustituibilidad o complementariedad entre esfuerzo y circunstancias (Checchi y Peragine 2005), lo que resulta en menos robustez estadística. En contraposición, otros estudios realizan estimaciones no paramétricas de desigualdad de oportunidades. Checchi y Peragine (2005) proponen una descomposición no paramétrica para medir la desigualdad de oportunidades que luego aplican al ingreso y los logros educativos en Italia. La metodología consiste básicamente en descomponer la desigualdad observada en un componente asociado a las circunstancias y

²⁹ La elasticidad intergeneracional de ingresos mide el aumento porcentual en los ingresos de los hijos, frente a un aumento de un 1% en el ingreso de los padres.

³⁰ Estos autores presentan también un índice consistente con la propuesta *ex ante* de van de Gaer et al. (2001), que intenta medir la desigualdad de las expectativas de ingreso para individuos de diferentes orígenes sociales. El índice se obtiene a partir de la estimación de regresiones de ingresos sobre las variables de origen social, cuyas predicciones corresponden a los ingresos promedio condicionados a las diferentes categorías de origen social.

otro componente asociado al ejercicio de responsabilidad. Aplican tanto una estimación *ex ante* como una estimación *ex post*, por lo que dividen a la población en dos particiones, *tipos* y *tramos*, que comparten respectivamente iguales circunstancias y grado de esfuerzo empleado³¹. Para medir la desigualdad de oportunidades construyen distribuciones hipotéticas. En el enfoque de *tramos*, la primera distribución se construye reemplazando los valores actuales de ventaja de cada persona por el promedio de ventaja del *tramo* al que pertenece, de forma de anular la desigualdad intra-*tramo* y el segundo vector es una distribución *estandarizada* que anula la desigualdad entre *tramos* reescalando proporcionalmente la distribución de cada *tramo* para que tenga la misma media que la distribución global. Los dos vectores de ingresos permiten descomponer la desigualdad total en desigualdad debido a responsabilidad y desigualdad de oportunidades respectivamente. La descomposición no paramétrica que proponen aplicada al enfoque (utilitarista) *ex ante* o de *tipos* opera de forma bastante similar, construyendo dos distribuciones hipotéticas, que se desarrollan en detalle en el capítulo metodológico, debido a que constituye el antecedente directo de la estimación no paramétrica realizada en este trabajo. Alternativamente, Cogneau y Gignoux (2005) y Pistolesi (2009) proponen metodologías de descomposición semi-paramétricas aplicando otras técnicas econométricas para estimar distribuciones de ingreso contrafactuales.

Otra opción no paramétrica consiste en la aplicación de *tests* de dominancia estocástica como sugieren y aplican Lefranc et al. (2008) para comparar la desigualdad de oportunidades para la generación de ingreso con la desigualdad de ingreso entre un conjunto de países de la OCDE en la década de 1990. Los autores parten de la noción que la igualdad de oportunidades requiere que ningún vector de circunstancias específicas otorgue una ventaja mayor que la resultante de cualquier otro vector, lo que se refleja en que ningún conjunto de circunstancias sea preferido a otro. Esto implica que las distribuciones de ventaja condicionadas a las circunstancias - $F(y|c)$ - no se puedan ordenar de acuerdo a criterios de dominancia estocástica³². La estrategia empírica propuesta consiste, entonces, en estimar las distribuciones condicionadas a las circunstancias observadas y luego evaluar la hipótesis de igualdad de oportunidades comparando las distribuciones mediante la aplicación de *tests* de dominancia estocástica de segundo orden. Esta propuesta se centra exclusivamente en el enfoque *ex ante*. En cambio, Peragine (2004) presenta criterios para ordenar distribuciones que consideran tanto el enfoque de *tipos* como de *tramos*, realizando una extensión de los ordenamientos parciales generalizados de Lorenz al contexto de igualdad de oportunidades. Según el primer criterio una distribución es preferida a otra distribución si y solo si la primera domina a la segunda para cualquier *tramo*, y según el segundo criterio, más débil, se requiere dominancia de las distribuciones de las medias de los *tipos*. Como se mencionó, estas metodologías permiten solo una caracterización ordinal de la igualdad de oportunidades y además generan solamente ordenamientos parciales dado que no permiten ordenar situaciones cuando se rechaza la igualdad de oportunidades³³.

³¹ Siguiendo la propuesta de Roemer, los individuos pertenecientes a un mismo *tramo* son aquellos cuya ventaja se ubica en el mismo percentil de las respectivas distribuciones de ventaja de su *tipo*. La responsabilidad o el esfuerzo se consideran inobservables, pero tomando en cuenta la monotonicidad de la ventaja con respecto al esfuerzo, se puede deducir el grado de esfuerzo empleado a través de la ubicación del individuo en la distribución de ventaja de su *tipo*.

³² El criterio de dominancia estocástica de primer orden establece que las circunstancias c dominan a las circunstancias c' si y solo si $F(y|c) \leq F(y|c') \forall x \in R_+$. El criterio de dominancia de segundo orden establece que las circunstancias s dominan a las circunstancias s' si y solo si $\int_0^x F(y|c) dy \leq \int_0^x F(y|c') dy \forall x \in R_+$.

³³ Metodologías no paramétricas de dominancia estocástica han sido aplicadas también por Lefranc et al. (2009, 2010) para Francia, y Figueiredo y Netto Junior (2010) para Brasil.

Lefranc et al. (2008) proponen también un índice escalar similar al índice de Gini que, a diferencia de los *tests* de dominancia, permite medir el grado de desigualdad de oportunidades. Además, se puede descomponer en un componente de riesgo y un componente de retorno. El componente de retorno es el valor del índice cuando se elimina la desigualdad intra-*tipo*, mientras que el componente de riesgo es el valor del índice cuando se elimina la desigualdad entre *tipos*. Estos son los dos elementos que pueden determinar que un conjunto de circunstancias sea superior a otro, o tiene mayor retorno o menor riesgo³⁴. La propuesta se inspira en la idea de conjuntos de oportunidades de van de Gaer. Las oportunidades ofrecidas a los individuos con ciertas circunstancias son medidas por el área debajo de la curva generalizada de Lorenz. El “índice de oportunidades de Gini” computa la suma ponderada de todas las diferencias entre áreas de conjuntos de oportunidades.

Ferreira y Gignoux (2008) por su parte combinan tanto la estimación paramétrica, similar a la propuesta de Bourguignon et al. (2003), como la no paramétrica en la línea de Checchi y Peragine (2005) para seis países de América Latina, lo que les permite comparar los resultados de ambas metodologías. La estimación paramétrica que realizan es el antecedente más directo para el presente trabajo, por lo que la metodología será desarrollada con mayor detalle en el siguiente capítulo.

Finalmente, se han propuestos diferentes índices para el tratamiento de variables discretas. En particular, destaca el reciente informe publicado por el Banco Mundial (Barros et al. 2008) que propone un Índice de Oportunidades Humanas (IOH), a partir de la desigualdad en el acceso a un conjunto básico de servicios y lo aplican a niños de 19 países de América Latina. El índice combina el nivel de cobertura de un conjunto de servicios considerados básicos (educación básica, servicios de agua potable, saneamiento y electricidad) con el grado en qué dicho acceso depende de circunstancias exógenas, medido a través de un índice de disimilaridad. El IOH varía entre 0 y 1; vale 1 cuando existe universalidad de oportunidades y 0 cuando hay privación absoluta. Esta propuesta metodológica tiene la ventaja de que permite medir igualdad de oportunidades para el acceso a variables discretas. No obstante, la aplicación empírica específica que realiza el Banco Mundial, presenta la desventaja que debido a la falta de información adecuada para un amplio conjunto de países, mide desigualdad de oportunidades en servicios muy básicos, que para algunos países como Uruguay con cobertura muy amplia de los mismos, no permiten analizar adecuadamente la importancia de la desigualdad de oportunidades. Además, mide desigualdad de oportunidades en los niños. La aplicación del enfoque a los niños es discutible desde un punto de vista teórico, debido a que no es razonable responsabilizar a los niños por sus esfuerzos.

3.2 Resultados de estimaciones de desigualdad de oportunidades

Luego de revisar las metodologías utilizadas para estimar desigualdad de oportunidades, en esta sección se presentan los principales resultados encontrados en estimaciones previas. Para la variable ingresos, se analizan los principales resultados encontrados en la literatura que aplica una metodología similar a la de este trabajo, de forma de tener un marco de referencia a la hora de analizar los resultados. En particular, se describen, además de los resultados para el conjunto de la población, los resultados observados para las cohortes jóvenes en caso de que el antecedente trabaje con tramos de edad. En cambio, para el caso de

³⁴ Cabe mencionar que el criterio de dominancia estocástica de primer orden solo considera los retornos para comparar circunstancias, mientras que el criterio de segundo orden considera ambos elementos.

años de educación, debido a la ausencia de antecedentes con la metodología aquí utilizada, se sintetizan los resultados encontrados en los estudios que analizan la desigualdad de oportunidades en alguna dimensión de logros educativos para Uruguay, no necesariamente años de educación.

3.2.1 Resultados sobre ingresos

En primer lugar, se presentan los resultados encontrados por estudios que aplican metodologías paramétricas para estimar desigualdad de oportunidades, similar a la propuesta por Bourguignon et al. (2003), los cuales se concentran en su mayoría en países de América Latina. Seguidamente, se presentan los resultados encontrados por Checchi y Peragine (2005) que proponen y aplican una metodología no paramétrica para Italia.

Bourguignon et al. (2003) analizan la desigualdad en ingresos laborales y del hogar para las áreas urbanas de Brasil, utilizando datos de la encuesta de hogares de 1996 y considerando solamente jefes de hogar y esposas entre 26 y 60 años. Encuentran que una parte importante de la desigualdad de ingresos en Brasil se explica por las circunstancias observadas, las cuales dan cuenta de entre 8 y 10 puntos porcentuales (pp.) del índice de Gini para los ingresos laborales individuales y cerca de 12 pp. para los ingresos del hogar. Entre 55 y 75% del efecto de las circunstancias sobre el ingreso laboral se explican por la educación de los padres, alcanzando entre 70 y 80% si se agrega el tipo de ocupación del padre como circunstancia. Las circunstancias operan de forma relevante tanto directa como indirectamente a través del esfuerzo. Los autores reconocen que la desigualdad de oportunidades en Brasil tiene una importancia considerable, aún más en comparación con otros países. No obstante, los resultados también muestran que la desigualdad que se mantiene una vez que se ha neutralizado el efecto de las circunstancias continúa siendo elevada. Concretamente, encuentran que el índice de Gini sin el efecto de la desigualdad de oportunidades es mayor a 0.45 para el ingreso individual y mayor a 0.48 para el ingreso del hogar per cápita, lo que representan valores mayores a la desigualdad total que presentan otros países (incluido Uruguay).

Los autores realizan el análisis para cohortes de edad de 5 años, lo que nos permite apreciar los resultados para una población objetivo similar a la de este trabajo. Específicamente, la cohorte entre 26 y 30 años presenta una desigualdad de ingresos laborales en torno al 0.5 según el índice de Gini y al 0.6 según Theil, y de 0.57 y 0.64 para los ingresos del hogar según el Gini y Theil respectivamente. La neutralización del efecto de las circunstancias implica una reducción de la desigualdad en los ingresos laborales que oscila entre 7 y 9 pp. del Gini y entre 12 y 16 pp. de Theil. Esto implica que las circunstancias observadas explican alrededor del 15% de la desigualdad global según el Gini, y más del 20% según el índice de Theil. Para los ingresos del hogar la reducción es mayor; el promedio de los tres modelos especificados muestra una reducción del índice de Gini de 10 pp. y una reducción del índice de Theil de 20 pp. Al comparar los resultados por cohortes, se observa que la desigualdad de oportunidades es relativamente estable a lo largo de los distintos tramos de edad, lo que entienden se debe a que las circunstancias operan generando desigualdad en los ingresos en el “momento inicial”, pero que con la edad surgen otros determinantes no circunstanciales de la desigualdad, lo cual es consistente con un aumento a lo largo de las cohortes tanto de la desigualdad global como de la desigualdad corregida por circunstancias. Sin embargo, los autores señalan que sí se podría esperar una menor desigualdad de

oportunidades para las cohortes más jóvenes, consistente con un aumento reportado de la movilidad educativa intergeneracional, que no se observa en los resultados.

Bourguignon et al. (2007) realizan una estimación similar a Bourguignon et al. (2003) para Brasil, pero restringiendo la muestra solo a hombres. Encuentran que las circunstancias dan cuenta de entre 13 y 34% del índice de Theil y que en promedio el efecto directo de las circunstancias representa 60% del total. De forma similar al estudio anterior, encuentran que el nivel educativo de los padres es la circunstancia con mayor peso, representando entre un 65 y 70% del efecto total de las circunstancias, seguida por la ocupación del padre, que sumada a la educación paterna representan casi 80% del efecto total.

También es posible analizar los resultados para la cohorte de hombres entre 26 y 30 años. La desigualdad de oportunidades representa 13% de la desigualdad global de ingresos laborales. En comparación con el resto de las cohortes de mayor edad, la desigualdad de esta cohorte es menor. Además, los resultados indican que la desigualdad en oportunidades explica una menor parte de la desigualdad total que en el resto de las cohortes (Bourguignon et al. 2007). No obstante, argumentan que la reducción en el peso de las circunstancias para los jóvenes debe ser tomada con precaución en la medida que podría deberse a elementos específicos de la edad, como por ejemplo una mayor incidencia del trabajo a tiempo parcial, más que reflejar tendencias temporales en la desigualdad de oportunidades. Finalmente, los autores señalan que la circunstancia que explica esta reducción en los jóvenes es la educación de los padres, observándose una caída en los coeficientes de la educación paterna tanto directamente en los ingresos como a través de la propia educación de los jóvenes. En otras palabras, se observa una reducción del peso de la educación de los padres como circunstancia para la cohorte más joven.

Maldonado y Ríos (2006) aplican la metodología de Bourguignon et al. (2003) para los ingresos laborales de Perú, utilizando datos de la Encuesta Nacional de Hogares del 2001. Encuentran que la desigualdad de oportunidades es relevante en Perú y que la educación de los padres es la circunstancia que genera mayor desigualdad de oportunidades, mientras que el origen étnico resulta una circunstancia importante solo para las mujeres y para los jóvenes. Las circunstancias dan cuenta de al menos 7% de la desigualdad total medida mediante el Gini y 17% de la desigualdad total medida con el índice de Theil (Maldonado y Ríos 2006). Al igual que lo hallado para Brasil por Bourguignon et al. (2003), las circunstancias operan de forma relevante tanto directamente como indirectamente, representando el efecto directo el 55% del impacto de las circunstancias sobre los ingresos según el índice de Theil.

Los autores realizan el análisis distinguiendo por cohortes de edad pero de 10 años cada una, por lo que la cohorte más joven incluye individuos entre 26 y 35 años de edad, lo que reduce en cierta medida la comparación con nuestra población objetivo. La desigualdad observada para este tramo etario es de 0.56 según el Gini y de 0.72 según el índice de Theil, que representa una desigualdad de ingresos laborales menor que la del resto de las cohortes, las cuales presentan en promedio una desigualdad de 0.6 según el Gini y 0.79 según el Theil. El peso de las circunstancias en esta cohorte joven es de 8.2 y 17.3% según el Gini y Theil respectivamente. Estos resultados son similares a los encontrados para el resto de las cohortes.

Núñez y Tartakowsky (2009) realizan un análisis de la desigualdad de oportunidades para los ingresos laborales de Chile, aplicando una metodología similar a la de Bourguignon et al. (2007), pero incluyendo la

educación propia en la ecuación salarial, sin interpretarla como una variable de esfuerzo e incluyendo dos escenarios contrafactuales alternativos. Los resultados muestran que una vez que se equiparan las circunstancias observadas, el coeficiente de Gini se reduce entre 7 y 8 pp., lo que representa una caída aproximada de la desigualdad de 15%. Los autores concluyen que si bien la desigualdad de oportunidades explica parte de la desigualdad observada en los ingresos laborales, una parte significativa de la misma (85%) permanece inexplicada por las circunstancias. Además, las circunstancias generan efectos de magnitud similar directa e indirectamente a través de la educación propia.

Los autores también realizan un análisis con tres cohortes, pero incluyendo 13 generaciones en cada una de ellas, quedando la cohorte más joven conformada por trabajadores entre 23 y 36 años. La desigualdad para esta cohorte es de 0.47 medida por el índice de Gini y de 0.42 según Theil, frente a 0.53 y 0.57 para el total de la población. La desigualdad que persiste luego de igualar las circunstancias es de 0.39 y 0.29 según Gini y Theil respectivamente en la cohorte más joven, lo que representa una caída de 7.7 pp. y 13 pp., levemente superior a la caída en la totalidad de la población. Estos resultados señalan que la desigualdad de oportunidades representa 16% y 31% de la desigualdad global, según el índice de Gini y Theil respectivamente, ubicándose los valores para la población adulta total en 14 y 26%. Esta evidencia señala entonces que la desigualdad de oportunidades es levemente mayor en la cohorte más joven, lo que contrasta con la menor desigualdad de oportunidades encontrada para Brasil por Bourguignon et al. (2007), y la estabilidad por cohortes encontrada para Brasil y Chile por Bourguignon et al. (2003) y Maldonado y Ríos (2006) respectivamente. A priori entonces, la evidencia no es consistente con el grado de desigualdad de oportunidades en ingresos que presentan los jóvenes, en comparación con el resto de la población.

Ferreira y Gignoux (2008) por su parte combinan la estimación paramétrica y no paramétrica para analizar la incidencia de las circunstancias en la desigualdad de ingresos laborales y de ingreso y consumo per cápita del hogar en seis países de América Latina, considerando exclusivamente personas entre 30 y 49 años. Encuentran que la desigualdad de oportunidades es mayor en Brasil, Guatemala y Panamá, en comparación con Colombia, Ecuador y Perú. Para los ingresos laborales, la desigualdad, medida mediante la desviación logarítmica media, oscila entre 0.572 en Panamá y 0.786 en Guatemala. La estimación no paramétrica muestra que la incidencia de las circunstancias observadas en la desigualdad total varía entre 20% en Colombia y 35% en Brasil. La estimación no paramétrica arroja resultados más bajos, mostrando un peso de las circunstancias entre 17% en Colombia y 34% en Brasil. Las circunstancias con mayor efecto en todos los países son las vinculadas a los antecedentes familiares (educación de los padres y ocupación del padre), y en particular la educación de la madre. Para los ingresos del hogar, encuentran que la desigualdad de oportunidades es en la mayoría de los casos mayor a la correspondiente a los ingresos laborales. La misma varía entre 25% (en Colombia) y 37% (en Guatemala) en la estimación no paramétrica, y entre 23% (en Colombia) y 35% (en Guatemala) en la estimación paramétrica.

Por último, Sapata (2009) realiza un análisis de desigualdad de oportunidades de los ingresos laborales para España. La desigualdad observada se ubica en torno a 0.2 según el índice de Theil y entre 0.34 y 0.37 según el Gini y dependiendo de la cohorte y encuentra que cerca de un cuarto de la misma se reduce si se neutraliza el efecto de las circunstancias. La reducción mayor de la desigualdad se observa al igualar las circunstancias correspondientes a contexto familiar, país de nacimiento, género y área geográfica, lo que implica una reducción de 25-27% para el índice Theil y de 14-15% para el Gini. Las dos circunstancias

que explican en mayor medida la desigualdad son el contexto familiar y el género. Si bien realiza un análisis por cohortes, divide a la población en dos grupos etarios solamente, una formada por trabajadores entre 25 y 44 años y la otra entre 45 y 65 años, por lo que el grupo más joven se diferencia sensiblemente de la población objetivo del presente trabajo.

Checchi y Peragine (2005) proponen dos estimaciones no paramétricas para los ingresos y logros educativos en Italia, aplicando tanto un enfoque *ex ante* como un *ex post*. La desigualdad de oportunidades para los ingresos es mayor en las regiones del Sur de Italia, en comparación de las del Norte. Según el enfoque de *tipos*, y utilizando la desviación logarítmica media, las circunstancias dan cuenta aproximadamente de un 8% de la desigualdad total en el Sur y de un 6% en el Norte. Encuentran resultados similares con los dos enfoques, aunque las diferencias entre regiones son un poco menores en el enfoque de *tipos*. Para las cohortes más jóvenes encuentran un menor impacto de la educación de los padres sobre los logros educativos de los hijos. Checchi y Peragine (2010) en una aplicación empírica similar, pero en el cual realizan el análisis dividiendo por sexo, encuentran que la desigualdad de oportunidades en Italia explica entre 15 y 20% de la desigualdad total según el enfoque aplicado. Se observa un patrón bien diferenciado entre regiones y sexo, la desigualdad de oportunidades es mucho mayor en el Sur cuando se desagrega por sexo, y especialmente para mujeres. La comparación entre las estimaciones de *tramos* y de *tipos*, muestran que el segundo subestima la desigualdad de oportunidades. Los resultados de estos dos estudios indican que el enfoque de *tipos* resulta en menores niveles de desigualdad que el enfoque de *tramos*, aunque esto es solamente un indicio en tanto la evidencia se limita a pocos casos.

En síntesis, los antecedentes que utilizan estrategias similares a la de este trabajo muestran que las circunstancias observadas explican una proporción muy variable de la desigualdad global en ingresos según los países y poblaciones analizadas, oscilando entre 7 y 37%. En el caso particular de los jóvenes, los resultados también son dispares. Para Perú y un estudio solo para hombres en Brasil, la desigualdad de oportunidades se ubica por debajo del 20%, mientras que para Chile y otro estudio en Brasil se encuentra un mayor peso de las circunstancias observadas, alcanzando valores superiores a 20% en Brasil y 30% en Chile. Además, como se vio, la evidencia no es consistente con el grado de desigualdad de oportunidades en ingresos que presentan los jóvenes, en comparación con el resto de la población. Por último, cabe resaltar que no existen antecedentes de medición de desigualdad de oportunidades en ingresos para Uruguay.

3.2.2 Resultados sobre educación

La mayoría de los estudios empíricos sobre igualdad de oportunidades analizan como variable de ventaja los ingresos, aunque también son relevantes los análisis sobre educación. A su vez, gran parte de los estudios de igualdad de oportunidades sobre logros educativos se han enfocado en la evaluación de habilidades cognitivas, a través de pruebas estandarizadas de aprendizaje (Checchi y Peragine 2005; Ferreira y Gignoux 2007; Llambí et al. 2009; Larrañaga y Telias 2010; Calo-Blanco y Villar 2010; Ferreira y Gignoux 2009). La revisión de esta literatura trasciende los objetivos del presente trabajo, dado que la dimensión de ventaja educativa que se evalúa en este trabajo son los años de escolarización alcanzados.

Por otra parte, los estudios que analizan igualdad de oportunidades en años de educación o alguna otra variable de logro educativo más allá de las habilidades cognitivas, como completitud del nivel educativo o tipo de educación recibida, aplican metodologías diferentes a las utilizadas en este trabajo. Por ejemplo, se encuentran estudios basados en matrices de transición, cercanos a la literatura de movilidad intergeneracional (Asadullah y Yalonetzky 2010; Yalonetzky 2009b). En consecuencia, debido a la distancia entre estas metodologías y la aquí utilizada, en este apartado, nos centramos en la descripción de los principales resultados hallados en los antecedentes específicos sobre igualdad de oportunidades en educación para Uruguay, independientemente de la metodología que utilizan y el tipo de logro educativo que analizan. Se entiende, no obstante, que esta revisión resulta relevante como antecedente y marco de referencia de los resultados de este estudio.

El estudio de Llambí et al. (2009) analiza la desigualdad de oportunidades en un conjunto de logros educativos en Uruguay. En primer lugar, estudia la evolución de la importancia de las circunstancias para explicar el acceso y logros educativos de los jóvenes en edad de asistir a educación primaria y media entre 1991 y 2007. Las medidas de logros analizadas son el acceso y deserción del Ciclo Básico de educación media, el rezago en la educación básica obligatoria y completitud (con y sin restricción de edad) de primaria y Ciclo Básico. Se incluyen como variables de circunstancias un conjunto de variables de antecedentes familiares (clima educativo del hogar, ingreso per cápita del hogar, ocupación del jefe de hogar y composición del hogar), región de residencia y género. Para estimar una medida de la desigualdad de oportunidades se utiliza una variante de los índices de disimilaridad, en la línea de la propuesta de Barros et al. (2008). Encuentran que los mayores niveles de desigualdad de oportunidades promedio del período se dan en la tasa de deserción del Ciclo básico (27%), en la tasa de completitud en tiempo de dicho ciclo (19%), y en la completitud de Ciclo básico sin restricción de edad (15%). El análisis de la evolución señala que entre 1991 y 2007 aumentó el peso de las circunstancias en todas las variables de logros, salvo en el acceso al Ciclo Básico y en el rezago temprano (a los 8 años), contribuyendo al creciente peso de las circunstancias el aumento de la distancia entre individuos con diferentes circunstancias. Con respecto a la importancia parcial de las circunstancias, encuentran que la mayor fuente de desigualdad de oportunidades se asocia a los antecedentes familiares (ingresos del hogar y clima educativo del hogar), no siendo significativo el peso de la región de residencia o género.

En segundo lugar, analizan la desigualdad de oportunidades en los desempeños de los adolescentes de 15 años en las pruebas PISA³⁵ de aprendizaje. Estiman índices de desigualdad de oportunidades en los desempeños a partir de la propuesta de Bourguignon et al. (2003, 2007), similar a la metodología paramétrica aplicada en este trabajo. Incluyen un conjunto amplio de circunstancias, que abarcan variables individuales y familiares (género, región de residencia, educación de los padres, índice de estatus ocupacional de los padres, entre otras), variables de contexto escolar (contexto sociocultural y género) y factores escolares (cantidad de profesores por alumnos, proporción de docentes titulados, etc.). Los resultados muestran que el conjunto de variables de circunstancias explica cerca del 40% de la desigualdad global en los resultados de matemáticas, lectura y ciencias. El efecto parcial señala que entre un 17% y un 22% de la desigualdad de oportunidades se explica por factores individuales y familiares. Por otro lado, el factor más importante es el de contexto escolar, que reflejaría el efecto pares, el cual

³⁵ Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes de la OCDE.

explica en torno a 30% de la desigualdad de oportunidades. Por último, encuentran que las variables escolares no contribuyen a la desigualdad de oportunidades.

Por otra parte, Barros et al. (2008) estiman el IOH, presentado en la sección 3.1, para niños de 19 países de América Latina, incluyendo como circunstancias género, área de residencia, nivel educativo del jefe de hogar, ingreso y composición del hogar (si el hogar es mono parental y cantidad de hermanos entre 0 y 16 años de edad). Específicamente, en acceso a educación el índice incorpora la finalización a tiempo de los estudios de sexto grado y asistencia escolar para niños entre 10 y 14 años de edad. Los resultados del índice de desigualdad de oportunidades (sin incorporar la cobertura) para Uruguay señalan que el grado de desigualdad de oportunidades asciende solamente a 7% y 2% para la finalización de sexto grado a tiempo y la asistencia escolar respectivamente.

Siguiendo esta metodología, un estudio específico del Banco Mundial (2010) para Uruguay analiza un conjunto de dimensiones adicionales. Incluyen como variables de circunstancias las mismas del estudio de Barros et al. (2008), incorporando adicionalmente etnia o raza. En particular, analizan la asistencia escolar entre los 12 y 17 años, en la cual encuentran que la desigualdad de oportunidades se eleva a 5%. Además, analizan la completitud en tiempo de los primeros tres años de Ciclo Básico. Encuentran que la importancia de las circunstancias como determinantes de la completitud en tiempo aumenta sustancialmente con el grado analizado. Así, mientras que la desigualdad de oportunidades representa un 6% para sexto grado, supera 26% para el último año de Ciclo Básico. Con respecto al efecto parcial de las circunstancias, encuentran que para la completitud en tiempo del último año de Ciclo Básico y la asistencia a secundaria, las variables de circunstancias más importantes son la educación de los padres, seguida del ingreso per cápita y el género. La región (urbana o rural) y la etnia son las circunstancias con menor impacto. El género resulta importante solamente para la asistencia a primaria.

Finalmente, el último informe del Banco Mundial sobre el IOH extiende su aplicación al ámbito de la calidad de la educación, analizando los resultados en las pruebas PISA de aprendizaje para 2006 para seis países de América Latina. La variable de logro analizada es si los estudiantes de 15 años han alcanzado un resultado en las pruebas que los ubica al menos en el nivel de desempeño 2 construido por PISA, para las tres áreas evaluadas (lectura, matemáticas y ciencias). Se considera en general que este nivel requiere las tareas básicas que los estudiantes necesitan para aplicar el área de conocimiento a contextos de la vida cotidiana. El estudio incluye las siguientes circunstancias: género del adolescente, educación de padre y madre, ubicación de la escuela, ocupación del padre y un índice de riqueza del hogar. Los resultados para Uruguay señalan que la desigualdad de oportunidades (sin considerar cobertura) en las tres áreas es aproximadamente 15%. Las circunstancias con mayor peso para explicar la desigualdad en las habilidades de lectura son el género y el estatus socio-económico del hogar, mientras que la desigualdad de oportunidades en las habilidades de matemáticas y ciencias se explica en mayor medida por el estatus socio-económico y la educación de la madre (Molinas et al. 2010).

3.3 Selección de circunstancias relevantes

Un elemento fundamental en el enfoque es la determinación de los factores que serán considerados circunstancias, en la medida que este aspecto no está resuelto por la teoría. Más allá de que en la práctica no se pueden observar todas las circunstancias, la elección de cuáles factores entre los posibles se consideran circunstancias implica definiciones diferentes de igualdad de oportunidades, en particular en algunas dimensiones que no caen tan claramente fuera de la responsabilidad individual. En este contexto, el análisis de las circunstancias incluidas en los estudios previos y su importancia relativa, contribuirá a la selección de las variables de circunstancias relevantes para el presente trabajo.

La literatura empírica considera un conjunto diverso de factores como circunstancias. La inmensa mayoría de los trabajos, sino todos, considera como circunstancia alguna variable que refleja características de los padres. Estas características incluyen básicamente nivel educativo, variables de *status* ocupacional o ingresos. La importancia de las variables de antecedentes familiares, y en particular la educación de los padres, en los logros de los hijos ha sido extensamente documentada en la literatura empírica. La amplia literatura sobre movilidad intergeneracional, por ejemplo, ha avanzado sustancialmente en este sentido, al intentar establecer los mecanismos de transmisión de la educación de los padres sobre los logros de sus hijos (Bourguignon et al. 2003).

En particular, la mayoría de los trabajos que analizan ingresos como variable de ventaja consideran la educación de los padres como circunstancia (Bourguignon et al. 2003, 2007; Ferreira y Gignoux 2008; Núñez y Tartakowsky 2009; Sapata 2009; Pistolesi 2009; Page y Roemer 2001; Roemer et al. 2003; Dardanoni et al. 2006; Lefranc et al. 2008; Maldonado y Rios 2006). También los estudios que analizan diversos logros educativos incluyen en general la educación de los padres como variable (Yalonetzky 2009a; Ferreira y Gignoux 2007; Larrañaga y Telias 2010; Ferreira y Gignoux 2009; Llambí et al. 2009; Barros et al. 2008; Molinas et al. 2010). En particular, los trabajos que consideran una única circunstancia suelen concentrarse en esta dimensión (Aaberge et al. 2003; Lefranc et al. 2008; Checchi y Peragine 2005; Calo-Blanco y Villar 2010; Yalonetzky 2009b; Peragine y Serlenga 2007).

Ferreira y Gignoux (2008) muestran que los antecedentes familiares, y en particular la educación de la madre, dan cuenta de la mayor proporción de la desigualdad de oportunidades, en comparación con raza o región de nacimiento, tanto en los ingresos laborales como en medidas de bienestar del hogar para seis países de América Latina. Para los ingresos laborales la educación de la madre explica entre 9 y 12% de la desigualdad total según los países, y para el bienestar del hogar esa proporción supera en la mayoría de los países el 15%, alcanzando 26% en Guatemala. Varios trabajos concluyen que la educación de los padres juega el mayor rol en la determinación de la desigualdad de oportunidades, a saber, Bourguignon et al. (2003, 2007) refuerzan la conclusión para Brasil y Maldonado y Rios (2006) para Perú. Por otra parte, los resultados de Llambí et al. (2009) y de los informes del Banco Mundial (Molinas et al. 2010; Banco Mundial 2010) sobre logros educativos también señalan la importancia de la transmisión intergeneracional de la desigualdad.

Otra variable de los antecedentes familiares que aparece frecuentemente es la ocupación del padre (Bourguignon et al. 2003, 2007; Ferreira y Gignoux 2008; Núñez y Tartakowsky 2009; Pistolesi 2009; Roemer et al. 2003; Lefranc et al. 2008; Ferreira y Gignoux 2007, 2009; Llambí et al. 2009; Molinas et al.

2010). Bourguignon et al. (2003, 2007) encuentran que para Brasil la ocupación del padre es la segunda circunstancia más importante para explicar la desigualdad, pero que al estar correlacionada con educación, su contribución independiente se reduce.

Otros estudios aproximan los antecedentes familiares mediante medidas de ingreso o riqueza del hogar (en el caso de estudio sobre niños y adolescentes³⁶) o del ingreso de los padres (Lefranc et al. 2010; Larrañaga y Telias 2010; Llambí et al. 2009; Barros et al. 2008; Molinas et al. 2010). De forma similar a lo argumentado en la sección 2.3 respecto a los años de educación de los padres, el ingreso de los mismos, en particular durante la infancia y adolescencia de los hijos, puede afectar los logros de estos últimos a través de múltiples canales (transmisión de habilidades genéticas, de valores y privilegios sociales, herencia, entre otros) (Lefranc et al. 2010). Por último, algunos estudios incorporan variables de composición del hogar, como cantidad de hermanos y presencia de padres en el hogar, cuando analizan niños y adolescentes, o composición del hogar durante la infancia (Llambí et al. 2009; Barros et al. 2008; Núñez y Tartakowsky 2009).

La importancia de los antecedentes familiares señalada por la literatura, restringe la realización de estudios sobre desigualdad de oportunidades debido a la disponibilidad de datos, en tanto se requiere contar con información sobre los logros educativos u otra medida de antecedentes familiares y simultáneamente resultados de los hijos, como ingresos o logros educativos.

En segundo lugar, el origen étnico o racial es usado por gran parte de la literatura de igualdad de oportunidades (Bourguignon et al. 2003, 2007; Pistolesi 2009; Ferreira y Gignoux 2008; Betts y Roemer 2005; Núñez y Tartakowsky 2009; Page y Roemer 2001; Maldonado y Rios 2006; Banco Mundial 2010). La evidencia muestra que esta variable resulta particularmente importante en algunos países. Betts y Roemer (2005) en el marco de un estudio sobre la política igualadora de oportunidades dan cuenta de la importancia de la raza como circunstancia en la determinación de la desigualdad en los ingresos salariales de adultos jóvenes de Estados Unidos, incluso en comparación con el nivel educativo de los padres. No obstante, en otros países, incluso en algunos donde existe una gran diversidad racial, la importancia de esta dimensión se ve relativizada. Bourguignon et al. (2003) concluyen que en Brasil la raza por sí sola explica muy poco de la desigualdad, cuando se controla por los antecedentes paternos (educación y ocupación), lo que puede deberse a la correlación entre ambas circunstancias. Un resultado similar se encuentra para Perú, a pesar de que la evidencia previa resaltaba la importancia del origen étnico en la distribución de ingresos (Maldonado y Rios 2006). Sin embargo, Bourguignon et al. (2007) encuentran que para el caso de los hombres en Brasil, la raza tiene un impacto en la desigualdad no muy menor a la ocupación de los padres, especialmente en las cohortes más jóvenes. Finalmente, Ferreira y Gignoux (2008) observan que la raza da cuenta de entre 3 y 7% de la desigualdad en ingresos laborales en Brasil, Guatemala y Panamá, que son los tres países donde tiene mayor peso esta circunstancia, en comparación con Colombia, Ecuador y Perú. Para Uruguay, los resultados sobre acceso y completitud en tiempo desde sexto a tercer año de Ciclo Básico indican que la etnia, junto al área de residencia, es la circunstancia con menor peso (Banco Mundial 2010).

³⁶ Algunos estudios que analizan desempeños educativos en pruebas estandarizadas, incorporan otras variables del hogar, como la posesión de bienes durables, libros o bienes culturales, en la medida que las pruebas son realizadas a niños o adolescentes, para los cuales, en su mayoría al menos, las características del hogar son exógenas. En la misma línea, también se incluye la región de residencia.

Otra dimensión que aparece recurrentemente en la literatura es la región de nacimiento u origen, o en su variante características de dicha región (Bourguignon et al. 2007, 2003; Pistolesi 2009; Ferreira y Gignoux 2008; Núñez y Tartakowsky 2009; Maldonado y Rios 2006). Por último, algunos estudios incorporan la región de residencia (Maldonado y Rios 2006), en particular aquellos que analizan niños y adolescentes (Llambí et al. 2009; Barros et al. 2008). Con respecto a esta última variable, cabe destacar que varios antecedentes que incorporan al análisis variables de esfuerzos, consideran a la migración entre regiones (Bourguignon et al. 2003, 2007) o características de la región de residencia (Sapata 2009)³⁷ como una variable de esfuerzo. De hecho, a pesar de que Maldonado y Rios (2006) incluyen la región de residencia como circunstancia, también incorporan como variable de esfuerzo la migración entre distritos.

Ferreira y Gignoux (2008) encuentran que para los ingresos laborales la región de origen es más importante en Perú, Brasil y Panamá, en los cuales da cuenta de entre 4 y 6% de la desigualdad total, mientras que para el bienestar del hogar, los países de América Central (Guatemala y Panamá) y Perú son los que tienen mayor importancia de esta dimensión. Según la evidencia para Uruguay sobre logros educativos asociados a asistencia y completitud, la región de residencia en niños y adolescentes no tendría un peso importante como circunstancia (Llambí et al. 2009; Banco Mundial 2010).

El sexo también es considerado por algunos trabajos, tanto para ingresos como logros educativos, como circunstancia (Ferreira y Gignoux 2008; Sapata 2009; Asadullah y Yalonetzky 2010; Yalonetzky 2009a; Ferreira y Gignoux 2007, 2009; Llambí et al. 2009; Barros et al. 2008; Molinas et al. 2010), pero otros estudios realizan el análisis separando hombres y mujeres (Bourguignon et al. 2003; Maldonado y Rios 2006). Además, cuando el resultado que se analiza refleja una variable del hogar, la incorporación del sexo es problemática en la medida que es endógena³⁸ y por ende no es circunstancia (Ferreira y Gignoux 2008). Para los ingresos laborales, Ferreira y Gignoux (2008) encuentran que el género da cuenta solamente entre 0 y 1% de la desigualdad en Panamá y Colombia, pero asciende a 5% en Guatemala, mientras que en Brasil y Ecuador representa entre 3 y 4% de la desigualdad global. En la misma línea, los resultados para Uruguay señalan un escaso peso del género para explicar la desigualdad en el acceso y completitud de la enseñanza en niños y adolescentes (Llambí et al. 2009).

Dardanoni et al. (2006) incorporan dentro de las circunstancias a la educación propia. Retomando los canales mediante los cuales los padres influyen en las oportunidades de sus hijos, consideran a la educación propia como una aproximación a las preferencias y aspiraciones. Los autores reconocen que este punto puede ser problemático en la medida que las preferencias y aspiraciones no necesariamente se encuentran fuera del control individual, por lo que estiman diferentes nociones de igualdad de oportunidades con y sin educación propia. La educación propia, de forma similar a la región de residencia, resulta entonces una dimensión que no es consensualmente identificable como circunstancia. De hecho, gran parte de los trabajos que incluyen variables de esfuerzo consideran a la educación propia dentro de esta categoría (Bourguignon et al. 2003, 2007; Sapata 2009; Pistolesi 2009; Maldonado y Rios 2006). Por otra parte, Núñez y Tartakowsky (2009) incorporan a la educación como variable explicativa de los ingresos laborales, separada de las circunstancias, pero sin considerarla una variable de esfuerzo. El

³⁷ No obstante, el autor considera que la baja movilidad geográfica en España puede ser interpretada como la existencia de restricciones en las elecciones sobre el lugar de residencia. Realiza estimaciones alternativas considerando esta dimensión como circunstancia (Sapata 2009).

³⁸ La endogeneidad resulta tanto porque en algunos países es el entrevistado quien declara quién es el jefe de hogar como porque la decisión de qué tipo de hogar formar es endógena (Ferreira y Gignoux 2008).

argumento es que considerar a la educación como esfuerzo es controversial, al menos en países con desigualdad de oportunidades educativas. En este trabajo, la educación medida mediante años de enseñanza aprobados no se considerará dentro del conjunto de circunstancias observadas, entendiendo que depende en parte del esfuerzo y en parte de las circunstancias. En cambio, se analizarán los años de educación como ventaja, estimando en qué medida la desigualdad en esta dimensión se explica por las circunstancias observadas.

Por otra parte, algunos estudios que analizan logros educativos, y en particular los desempeños medidos a través de pruebas estandarizadas de aprendizaje, incorporan variables asociadas al centro educativo como circunstancias, como ubicación y tipo de escuela, contexto sociocultural del centro, cantidad de profesores por alumno, entre otros (Ferreira y Gignoux 2007; Larrañaga y Telias 2010; Ferreira y Gignoux 2009; Llambí et al. 2009; Molinas et al. 2010). Los resultados sobre desempeños en pruebas estandarizadas para Uruguay destacan el peso del contexto sociocultural del centro, siendo neutro el efecto de las variables escolares propiamente (Llambí et al. 2009).

Finalmente, otras dimensiones utilizadas en menor medida en la literatura son: discapacidad de nacimiento (Núñez y Tartakowsky 2009), frecuencia de problemas financieros durante la adolescencia (Sapata 2009), inteligencia, medida mediante *test* (Roemer et al. 2003; Dardanoni et al. 2006) y religión (Asadullah y Yalonzky 2010)³⁹. Se podría concluir que la ausencia de estas y otras posibles circunstancias alternativas en una mayor cantidad de estudios se deba a la ausencia de información, en la medida que resulta claro que tanto la discapacidad de nacimiento o la inteligencia son factores que caen totalmente fuera del control individual e indudablemente su incorporación al análisis resultaría pertinente⁴⁰.

3.4 La importancia de las circunstancias seleccionadas en los logros en Uruguay

Considerando la revisión de antecedentes previa y la disponibilidad de datos, así como el sustento teórico presentado en la sección 2.3, este trabajo utiliza las siguientes variables de circunstancias: la educación de los padres, la región de nacimiento, la etnia o raza y el sexo. En esta sección se revisan los estudios previos para Uruguay que analizan la relación entre dichas circunstancias y los ingresos y logros educativos. Si bien, como se mencionó, no hay trabajos de igualdad de oportunidades en Uruguay que analicen la importancia de las circunstancias en los ingresos y años de educación, los resultados de diversos estudios que analizan la vinculación entre ambos permiten una aproximación a la relevancia del análisis de las circunstancias seleccionadas.

³⁹ Cabe mencionar que un menor número de trabajos considera la edad directamente como circunstancia (Maldonado y Ríos 2006; Pistolesi 2009). Sin embargo, en varios casos realizan el análisis de desigualdad dividiendo la población por cohortes, lo que les permite aproximarse a la evolución de la desigualdad de oportunidades y a la incidencia de las diferentes circunstancias a lo largo de las cohortes (Bourguignon et al. 2003, 2007; Núñez y Tartakowsky 2009; Sapata 2009).

⁴⁰ La ausencia también podría deberse a problemas de estimación, asociados a la carencia de un número de observaciones suficientes, en especial este puede ser el caso de la discapacidad.

3.4.1 Etnia o raza

Varios trabajos recientes han señalado las diferencias entre los logros de los individuos según su ascendencia étnico-racial. Los estudios se enfocan en general en la población afrodescendiente, que constituye la principal minoría étnico-racial en Uruguay⁴¹. Los diversos análisis encuentran una brecha social significativa entre los afrodescendientes y el resto de la población (Bucheli y Porzecanski 2008), que se manifiesta, entre otras dimensiones, en el nivel educativo y los ingresos laborales de esta población.

En relación al ingreso, diversos estudios señalan la existencia de una brecha salarial por ascendencia étnico-racial en Uruguay, y en particular entre afrodescendientes y blancos (Bucheli y Porzecanski 2008; Bucheli y Sanroman 2010). Bucheli y Sanroman (2010) encuentran que la brecha de salarios por hora a favor de los blancos se mantiene estable entre 2006 y 2009 en torno al 35% del salario de los afrodescendientes. Esta brecha es muy similar a la obtenida para Brasil para el 2005 (Atal et al. 2009, citado por Bucheli y Sanroman 2010). El análisis a lo largo de la distribución muestra que la brecha salarial está presente en todos los percentiles y que aumenta a partir de la mediana, lo que se asocia tanto a un aumento de la parte explicada por las características de los trabajadores (años de educación, experiencia potencial, región) como por el residuo.

Según Bucheli y Porzecanski (2008), las diferencias en las características explican más del 50% de la brecha entre los hombres afrodescendientes y blancos y más del 80% de la brecha entre las mujeres, siendo el nivel educativo la principal característica que determina la brecha. Por otra parte, el análisis desagregado por percentiles, muestra que las características explican entre el 40% y el 60% de la brecha a lo largo de la distribución (Bucheli y Sanroman 2010). Los trabajadores afrodescendientes presentan características más desfavorables que los blancos en términos de capital humano, alcanzando menos años de educación promedio y experiencia en la empresa. Además, trabajan mayoritariamente en empleos de baja calificación, en comparación con los trabajadores blancos (Bucheli y Porzecanski 2008). Por último, la informalidad, controlando por las categorías de ocupación, es más elevada entre los trabajadores de ascendencia afro (e indígena), en comparación con los blancos (Bucheli y Cabella 2007).

Por otra parte, casi el 50% del diferencial salarial entre hombres y cerca del 20% entre mujeres se explican porque los afrodescendientes obtienen menores retornos, incluyendo menores retornos a la educación, lo que apunta a la existencia de discriminación racial⁴². Adicionalmente, encuentran que para los hombres la discriminación opera al menos en parte a través de la segregación ocupacional (es decir que los afrodescendientes se encuentran restringidos a empleos de menores ingresos) (Bucheli y Porzecanski 2008).

Con respecto a los logros en educación, diversos estudios dan cuenta de la existencia de una brecha educativa por ascendencia, y en particular entre los afrodescendientes respecto a la población blanca. En este sentido, se señalan las diferencias en cuanto al abandono temprano de los adolescentes negros del

⁴¹ En 2008, según datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), un 11% de la población declara tener ascendencia afro o negra, frente a un 0.3% que declara ascendencia asiática o amarilla y un 6.1% que declara tener ascendencia indígena. Estas categorías no son mutuamente excluyentes dado que la personas puede declarar más de una ascendencia.

⁴² La discriminación salarial refiere a que individuos con características económicas relevantes similares sean remunerados de forma diferente por características no relacionadas a su productividad, como sexo o raza.

sistema educativo y su entrada más temprana al mercado de trabajo (Bucheli y Cabella 2007; Cabella 2008). Bucheli y Cabella (2007) señalan que los afrodescendientes mayores de 35 años tienen en promedio dos años menos de enseñanza que los blancos⁴³. Resulta interesante que la brecha educativa por ascendencia se observa ya en el tramo de 10 a 14 años y se amplifica entre los 15 y 19 años. Al analizar las tasas de asistencias por tramo de edad y ascendencia, observan que desde los 14 años en adelante los afrodescendientes presentan tasas de asistencia significativamente menores que los blancos e indígenas. Traducido en niveles alcanzados, se observa que menos de la mitad de los jóvenes afrodescendientes entre 18 y 20 años terminaron el primer ciclo de secundaria, respecto al 70% de sus pares de ascendencia blanca (Cabella 2008).

Porzecanski (2008) analiza los determinantes de la brecha educativa, en términos de deserción y repetición, entre afrodescendientes y blancos en Uruguay, en la población de 7 a 17 años. Concluye que si bien una parte importante de la brecha racial en educación se explica por diferencias en capital humano y financiero asociadas al hogar de origen, otra parte significativa no es resultado de esos factores, dando lugar a posibles fenómenos de discriminación racial, diferencias en la calidad educativa y diferentes expectativas, entre otros. Como se vio, el nivel educativo de los trabajadores afrodescendiente juega un papel muy importante para explicar la brecha salarial con los blancos, operando tanto por un menor nivel educativo como por menores retornos para los primeros en relación a los segundos. En relación a esto último, Bucheli y Porzecanski (2008) argumentan que los menores logros alcanzados por los afrodescendientes pueden ser resultado, al menos en parte, de la menor rentabilidad de la educación.

3.4.2 Nivel educativo de los padres

Diversos estudios han analizado la importancia de la movilidad intergeneracional en América Latina (Behrman et al. 2001; Dahan y Gaviria 1999; Behrman et al. 1999). Los resultados de un estudio para 19 países de América Latina señalan que el éxito socioeconómico en la región, medido a través del nivel educativo o *status* ocupacional, está fuertemente atado a los antecedentes familiares (Behrman et al. 2001). Sin embargo, existen escasos trabajos para Uruguay que estimen medidas de movilidad intergeneracional, lo que se explica probablemente por la ausencia de información adecuada para este tipo de análisis. Recientemente, se han desarrollado dos estudios que estiman la movilidad educativa intergeneracional.

En primer lugar, Sanroman (2010) construye tres índices de movilidad educativa intergeneracional para un conjunto de países, incluido Uruguay, entre 1995 y 2006. Los índices intentan medir en qué medida los logros educativos de los hijos dependen de los logros educativos de los padres, lo que tiene puntos en común con la literatura de igualdad de oportunidades. El análisis se realizó para los adolescentes entre 16 y 20 años que aún conviven con sus padres, tomando en cuenta que la variable de años de educación está censurada. Los resultados muestran que Uruguay es el país con peor desempeño en el período en términos de movilidad y logros educativos de los jóvenes, en comparación con Brasil, Chile y Estados Unidos. Entre 1995 y 2006 el promedio de años de educación de los padres mostró un aumento moderado, pero el de los jóvenes se mantuvo incambiado, lo que contrasta con la expansión de la educación entre los

⁴³ Por otra parte, las diferencias entre la población con ascendencia indígena y la blanca son muy menores, siendo el promedio de años de los primeros inferior a la población blanca en 0.3.

jóvenes en Brasil y Chile. Como resultado, los jóvenes presentan los menores niveles de educación al final del período. En términos de movilidad relativa⁴⁴, si bien al inicio del período se ubicaba en el segundo o tercer lugar dependiendo del índice utilizado, en 2006 se ubica en el último lugar de acuerdo a los tres índices. Los resultados son similares para la movilidad absoluta.

En segundo lugar, un estudio realizado por González y Sanroman (2010) analiza la movilidad educativa intergeneracional distinguiendo entre adolescentes afrodescendientes y no afrodescendientes para el período 2006-2009. En línea con el estudio previo, encuentran que la movilidad relativa intergeneracional ha disminuido para ambos grupos poblacionales. Los resultados muestran que la movilidad educativa intergeneracional es mayor entre los afrodescendientes en relación al resto, y que los primeros presentan una movilidad absoluta mayor a la relativa. No obstante, este resultado se asocia a menores niveles educativos en las generaciones afrodescendientes de los padres, lo que hace más probable una mayor movilidad en los hijos, en especial movilidad absoluta. En este sentido, resulta relevante que la brecha educativa por raza entre los jóvenes se ubica en torno a los dos años de educación y no ha disminuido en relación a la observada en los padres. Finalmente, encuentran que más del 50% de la brecha esperada entre la educación de los adolescentes afrodescendientes y el resto se explica por la educación de los padres.

Por otro lado, el análisis sobre otros logros educativos que se asocian fuertemente con el nivel alcanzado, como la repetición y la asistencia, sugiere la existencia de una asociación significativa entre asistencia y repetición, y el contexto sociocultural (ANEP 2005). Por último, un conjunto de trabajos analizan la importancia de los antecedentes familiares para explicar los desempeños en los aprendizajes en los distintos subsistemas de enseñanza uruguaya. En particular, ANEP (2005) señala como rasgo fundamental de los aprendizajes en la educación primaria la asociación entre los contextos socioculturales y los niveles de suficiencia de las pruebas, que determina una marcada brecha por contexto. Tansini (2008) encuentra que la educación de la madre y el alto capital cultural del hogar tienen un efecto marginal positivo en los resultados exitosos (culminar en tiempo y con mejores notas) en las escuelas públicas de Montevideo. Recientemente, varios estudios han señalado la importancia de los factores familiares, incluyendo el nivel educativo de los padres, sobre los desempeños en los jóvenes de 15 años, medidos a partir de las pruebas PISA (Perera y Llambí 2008; Oreiro y Valenzuela 2011; Llambí et al. 2009; Méndez y Zerpa 2009).

3.4.3 Región de nacimiento

Diversos estudios para Uruguay han señalado la existencia de disparidades sociales importantes entre regiones del país (PNUD 2001, 2008; Veiga y Rivoir 2004; Rodríguez Miranda 2010). Uruguay presenta un desarrollo económico muy desigual por regiones, con concentración de la actividad y la población en el litoral oeste, y en particular, en la costa sur (Montevideo y su zona de influencia), siendo la región noreste la peor posicionada (Rodríguez Miranda 2010).

Una primera señal de las disparidades regionales existentes lo constituye la distribución de la producción nacional por región. Casi el 60% del PIB del país se genera en Montevideo y la cifra alcanza a 78% si se suman los departamentos del suroeste y sureste. En cambio, los departamentos de la región Noreste y

⁴⁴ Se construyen índices de movilidad absoluta y relativa. La primera hace referencia al aumento o disminución de los años de educación de los hijos en relación a los padres, mientras que la segunda refiere a la posición de los hijos y padres en relación a su grupo de edad.

Centro del país, que ocupan casi la mitad del territorio nacional, generan solamente el 12% del PBI (Veiga 2003).

Además, se observan disparidades significativas entre regiones en las dimensiones de salud, educación y acceso a recursos (PNUD 2008). En términos de ingresos de los hogares, los hogares con mayores ingresos se ubican en los departamentos del Sur y Centro del país, teniendo los departamentos del Noreste los peores niveles (Veiga y Rivoir 2004). El primer lugar lo ocupa Montevideo, siendo el ingreso promedio mensual de los hogares de Montevideo una vez y media el promedio del Interior (Rodríguez Miranda 2010).

En cuanto al desempeño educativo, Montevideo ocupa los primeros puestos tanto en la tasa de matriculación bruta como en la tasa de alfabetización (PNUD 2008). En este sentido, ANEP (2005) da cuenta de diferencias persistentes en el tiempo en las tasa de asistencia en segundo ciclo de enseñanza secundaria entre Montevideo y el Interior del país. En la misma línea, Perera y Llambí (2008) encuentran un efecto significativo de la región de residencia en la probabilidad de asistencia entre jóvenes de 15 y 16 años, siendo mayor la probabilidad de deserción entre los residentes en áreas rurales.

Por otro lado, los estudios sobre los determinantes de las remuneraciones en Uruguay señalan la existencia de un diferencial de ingresos a favor de Montevideo en relación al resto del país. No obstante, la evolución de la brecha entre Montevideo e Interior urbano muestra una reducción durante el período 1981-2007, explicada básicamente por la mayor recuperación de las remuneraciones en el Interior urbano desde 2003 en adelante (Alves et al. 2009). Finalmente, Bucheli y Porzecanski (2008) dan cuenta de la interacción entre las dimensiones étnico-raciales y geográficas. La distribución geográfica por raza muestra que la población afrodescendiente se encuentra sobrerrepresentada en la región noreste del país (principalmente en Cerro Largo y Rivera), mientras que la población blanca tiene mayor peso en la región suroeste. Esto estaría indicando que los afrodescendientes se concentran en las zonas de menor desarrollo relativo. Cabe destacar que estos estudios refieren a la región de residencia actual y no a la región de nacimiento, como sugiere la literatura de igualdad de oportunidades, en particular cuando se analizan individuos con capacidad de elección de su residencia. Sin embargo, en la medida que se observan disparidades socioeconómicas entre las diferentes regiones del país es esperable que la región de nacimiento cumpla algún rol en los logros futuros de las personas.

3.4.4 Género

Numerosos estudios dan cuenta de la existencia de una brecha salarial de género en Uruguay (Rivas y Rossi 2000; Amarante y Espino 2002b; Bucheli y Sanroman 2005; González y Rossi 2007; Borraz y Robano 2010). Los hombres reciben mayores ingresos que las mujeres luego de controlar por las características personales y de inserción laboral. Si bien la brecha de remuneraciones entre hombres y mujeres decreció desde 1981 a 2007, debido fundamentalmente al mayor aumento de los salarios femeninos durante los 90, la tendencia se revierte desde 2003 producto de un mayor aumento de los salarios de los hombres (Alves et al. 2009). Ñopo et al. (2010) realizan un análisis comparativo de la brecha salarial de género para los 18 países de América Latina. Encuentran que la brecha en Uruguay es la segunda más grande de la región, luego de Brasil, alcanzando ingresos 26.3% superiores en los hombres, luego de controlar por nivel educativo y edad. El promedio regional se ubica en 17.2%. Cuando

controlan por características del empleo (tiempo parcial, formalidad, ocupación, sector económico, entre otras) Uruguay se ubica en el sexto puesto con mayor brecha en la región, ubicándose la brecha en 23.4%.

Las explicaciones de la brecha salarial por sexo señalan por un lado la existencia de factores de discriminación, es decir que las mujeres reciben menores retornos a las características observables (Rivas y Rossi 2000; Bucheli y Sanroman 2005; González y Rossi 2007; Borraz y Robano 2010). En cambio, las características de las mujeres han operado disminuyendo la brecha, en la medida que las mismas aumentaron su capital humano y mejoraron su inserción laboral. Esto se asocia al aumento del nivel educativo de las mujeres, que superan actualmente en promedio a los hombres. Por otra parte, se encuentra evidencia de que parte de la brecha salarial se explica por la existencia de segregación ocupacional, es decir que la exclusión de las mujeres a ciertas ocupaciones reduciría sus salarios debido a la creciente oferta laboral femenina (Amarante y Espino 2002b; González y Rossi 2007). En este sentido, las mujeres se concentran en mayor medida (cerca de un tercio) en servicios personales, representado el servicio doméstico el 17% de las ocupadas (Amarante y Espino 2002a).

Por otra parte, dos análisis recientes analizan la brecha de remuneraciones por género a lo largo de la distribución salarial, encontrando evidencia de la existencia del efecto “techo de cristal”, es decir que el diferencial salarial, al controlar por las características, es mayor para los percentiles superiores, lo que estaría indicando que las mujeres enfrentan mayores dificultades que los hombres para acceder a los puestos más altos en la escala jerárquica (Bucheli y Sanroman 2005; Borraz y Robano 2010).

En cuanto al nivel educativo, Katzman y Rodríguez (2006) señalan que si bien no hay aún teorías satisfactorias que expliquen el fenómeno, persisten diferencias en los logros educativos por sexo particularmente marcadas entre los jóvenes uruguayos, indicando una ventaja a favor de las mujeres. En primer lugar, se observa que las mujeres presentan mayores tasas de matriculación y asistencia en enseñanza secundaria, siendo las diferencias más marcadas en segundo ciclo y en el Interior del país (ANEP 2005). Complementariamente, la deserción del sistema educativo y el rezago escolar en enseñanza media están estrechamente asociados al género. Además, encuentran que entre los jóvenes de 20 años, el sexo es un determinante importante, luego de la pobreza, de las posibilidades de completar sus estudios medios (Katzman y Rodríguez 2006). Estos elementos se traducen en que las mujeres obtienen en promedio más años de estudio que los hombres. La diferencia en años de educación a favor de las mujeres habría empezado a ocurrir entre las generaciones nacidas en los años cuarenta del siglo pasado, y se ha ensanchando con el tiempo (Bucheli y Cabella 2007). Por ejemplo, las mujeres entre 25 y 29 años en 2010 alcanzan en promedio prácticamente 1 año más de educación que los hombres, ubicándose los promedios en 9.7 y 10.6 años para hombres y mujeres respectivamente, mientras que los hombres alcanzan 9.6 años.

En síntesis, se observa que la evidencia previa señala la importancia de las circunstancias seleccionadas para explicar los resultados en ingresos y logros educativos en Uruguay. No obstante, existen otras variables que pueden dar cuenta de logros diferenciales en estas dimensiones que no se incluyen en el trabajo, por ausencia de información disponible. En particular, no se consideran otras variables de antecedentes familiares, más allá de la educación de los padres, como los ingresos u otras características de composición del hogar durante la infancia y adolescencia, ni se cuenta con características personales

(por ejemplo medidas de la inteligencia o presencia de discapacidades físicas) que pueden incidir en los niveles educativos alcanzados y los ingresos laborales.

4 Estrategia empírica

En este capítulo se presenta la propuesta metodológica para estimar el impacto de las circunstancias seleccionadas sobre la desigualdad en los logros en ingresos y educación. En la primera sección se presenta la metodología seguida para estimar índices escalares de desigualdad de oportunidades y en la siguiente sección se describe brevemente la fuente de datos y las variables utilizadas.

4.1 Metodología

La estrategia empírica elegida para estimar la desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación incluye tanto una estimación paramétrica como una no paramétrica, siguiendo las propuestas de Ferreira y Gignoux (2008) y Checchi y Peragine (2005). Como se mencionó, a partir del enfoque de igualdad de oportunidades, estas metodologías buscan determinar qué parte de la desigualdad de ingresos y años de educación se explica por las diferencias en las circunstancias observadas, y por tanto afectan las oportunidades que enfrentan las personas para alcanzar la ventaja. El impacto de las circunstancias en los logros analizados señala el grado de limitación de las oportunidades. En términos generales, para obtener una medida del impacto de las circunstancias sobre la desigualdad, se estima cómo ésta se reduciría si las circunstancias no tuvieran efecto sobre los logros, o lo que es equivalente si todas las personas enfrentaran las mismas circunstancias (Bourguignon et al. 2003), mediante la construcción de distribuciones contrafactuales.

Las variables de ventaja analizadas son los ingresos laborales y años de educación. En el caso de los ingresos, dado que solo se observan ingresos positivos para quienes están trabajando, se procederá a corregir los estimadores en los casos en que se encuentre evidencia de sesgo de selección (ver sección 4.1.3). En el caso de los años de educación, si bien se estudian jóvenes de 25 años y más, es probable que una proporción de la población se encuentre aún estudiando. Como consecuencia, la variable de ventaja se encuentra censurada superiormente. No obstante, se optó por no corregir la censura mediante las técnicas usuales (modelo *tobit*). Esta decisión se basa en que por un lado, la corrección requiere asumir supuestos que no necesariamente se cumplen y que por otro lado, para este trabajo, la censura opera con mayor probabilidad disminuyendo la desigualdad estimada en años de educación y la desigualdad de oportunidades, debido a que los que se encuentran estudiando son probablemente los jóvenes que enfrentan mejores circunstancias.

A partir de la distinción propuesta por Roemer (1993, 1998) de los determinantes de la ventaja (ingresos y años de educación en este caso) entre factores ajenos al control individual (circunstancias) y factores que responden a elecciones individuales (esfuerzo), Bourguignon et al. (2003, 2007) formalizan un modelo de ventaja o resultado que sirve de base para la construcción de índices de desigualdad de oportunidades. El modelo de ventaja se expresa de la siguiente forma:

$$y_i = f(C_i, E_i, u_i) \quad (4.1)$$

donde y representa el resultado o ventaja de interés; C representa un vector de variables de circunstancias; E representa un vector de variables de esfuerzo; y u es el residuo. Como se vio en los antecedentes, las circunstancias incluyen comúnmente el sexo, el origen étnico, la región de nacimiento, y variables de

antecedentes familiares como educación y ocupación de los padres. Por su parte, las variables de esfuerzo más utilizadas en trabajos que analizan como ventaja los ingresos son: variables de educación desde que el individuo tiene capacidad de decisión, *status* ocupacional y migración entre localidades de residencia (Bourguignon et al. 2003, 2007; Maldonado y Rios 2006; Pistolesi 2009).

No obstante, en la práctica, no se observan todos los factores fuera del control individual y el esfuerzo es mayoritariamente inobservable. Además, existen errores de medición en las variables, y en particular en los ingresos. En el caso particular de los ingresos, a los posibles errores muestrales, se suman errores muestrales asociados a la declaración incorrecta o subdeclaración de ingresos, que pueden introducir sesgos relevantes al análisis. Estos problemas de declaración se explican principalmente por dos razones. En primer lugar, algunos ingresos son difíciles de estimar y por ende son captados con errores grandes. Este problema es más importante en los ingresos de los trabajadores por cuenta propia informales o en las pequeñas empresas agrícolas, pero también en los individuos con ingresos altos que tienen portafolios diversificados sujetos a fluctuaciones en el corto plazo. En segundo lugar, algunos individuos subdeclaran sus ingresos deliberadamente, siendo este problema particularmente importante en la parte alta de la distribución, en la medida que los ricos no son proclives a revelar sus ingresos (Székely et al. 2000). Como consecuencia de inobservables y errores de medida, el residuo incluye, además de factores de azar, circunstancias y variables de esfuerzo inobservadas, errores de medición y variaciones del ingreso con respecto al nivel de ingreso permanente de las personas.

La definición de Roemer (1993, 1998) de circunstancias incorpora aquellos factores que son exógenos al sujeto, es decir que son ajenos a la voluntad individual. Como se vio en el capítulo 2, Roemer reconoce que las circunstancias influyen en el esfuerzo realizado por los individuos. Incorporar la endogeneidad del esfuerzo en relación a las circunstancias lleva a la reformulación de la ecuación (4.1) de la siguiente forma:

$$y_i = f[C_i, E(C_i, v_i), u_i] \quad (4.2)$$

donde v representa otros factores no observados que afectan el esfuerzo empleado.

La definición de igualdad de oportunidades de Roemer (1993, 1998) requiere que la distribución de la variable de ventaja sea independiente de las circunstancias. Esta constituye la situación de referencia para analizar la desigualdad actual. Siendo $F(y|C)$ la distribución de ventaja condicionada a las variables de circunstancias, se debe cumplir que $F(y|C) = F(y)$, es decir que las circunstancias no deberían influir en la distribución de ventaja. Lefranc et al. (2008) argumentan de forma similar que la definición de Roemer implica que las distribuciones condicionadas según las distintas circunstancias sean iguales. Formalmente, implica que para todo (c, c') en C , y para todo y , $F(y|c) = F(y|c')$. Si las distribuciones condicionales son iguales, también lo serán los resultados obtenidos en cada cuantil de esas distribuciones. En consecuencia, la ventaja para cualquier grado de esfuerzo - medido por la ubicación en la distribución condicional de la ventaja - será independiente de las circunstancias⁴⁵.

⁴⁵ Esta definición corresponde a una definición fuerte de igualdad de oportunidades, que difícilmente se cumple en la práctica.

En el estado ideal, considerando la ecuación (4.2), la condición de independencia de las circunstancias requiere que se cumplan las siguientes tres condiciones:

- i. $\frac{\partial f(C, E, u)}{\partial C} = 0, \forall C$, es decir que ninguna circunstancia debe tener un impacto causal directo sobre y , controlando por esfuerzos.
- ii. $G(E|C) = G(E), \forall E, \forall C$, siendo G la función de distribución del esfuerzo. Según esta condición, cada variable de esfuerzo debe distribuirse independientemente de todas las circunstancias, lo que implica que las circunstancias no tengan efecto causal sobre los esfuerzos.
- iii. $H(u|C) = H(u)$, siendo H la función de distribución de los errores. Esta condición implica que los factores de azar deben ser independientes de las circunstancias. En el modelo de ventaja propuesto esto se cumple por definición.

Si todas las personas comparten circunstancias idénticas, se satisfacen las condiciones para la igualdad de oportunidades⁴⁶. Tomando esto en cuenta, la igualdad de circunstancias será el marco utilizado para estimar el grado de igualdad de oportunidades en la distribución de ingresos y años de educación alcanzados.

Concretamente, la medición de desigualdad de oportunidades implica estimar en qué medida $F(y|C) \neq F(y)$. Para esto, se construyen índices escalares de desigualdad de oportunidades, a partir de la subdivisión de la población en *tipos*, es decir grupos de individuos cuyos miembros comparten iguales circunstancias. Dado un vector de variables de circunstancias C se define un *tipo* g tal que: $C_i^g = C^g \Leftrightarrow i \in g, g = 1, \dots, G$. Además, se define $\{y_i^g\}$ como una partición de la distribución de resultados cuyos miembros forman un mismo *tipo*. Se intentará estimar una medida escalar $\theta: \{y_i^g\} \rightarrow \mathfrak{R}_+$ de la desigualdad de oportunidades en la partición.

En el estado ideal, el supuesto de independencia estocástica implica que:

$$F(y|C) = F(y) \Rightarrow IB(\{y_i^g\}) = 0 \quad (4.3)$$

donde $IB(\{y_i^g\})$ representa el componente inter-*tipo* de la desigualdad de la partición de la población en *tipos* elegida. La medición de la desigualdad de oportunidades se puede realizar mediante índices de desigualdad que capturen la desigualdad entre los *tipos*, la cual responde a diferencias en las circunstancias que enfrentan los individuos. Este índice de desigualdad inter-*tipos* se puede expresar en términos absolutos o como proporción de la desigualdad total:

$$\theta^A(\{y_i^g\}) = IB(\{y_i^g\}) \quad (4.4)$$

$$\theta^R(\{y_i^g\}) = \frac{IB(\{y_i^g\})}{I(y)} \quad (4.5)$$

⁴⁶ La igualdad de circunstancias es una condición suficiente pero no necesaria para la igualdad de oportunidades (Bourguignon et al. 2007).

donde $I(y)$ representa la desigualdad global de la población y los superíndices A y R refieren a que es una medida absoluta y relativa respectivamente, las cuales otorgan información complementaria. La ecuación (4.4) representa entonces una medida absoluta de la desigualdad inter-*tipos*, mientras que la ecuación (4.5) representa una medida relativa a la desigualdad global, que toma valores en el intervalo $[0,1]$, para cualquier índice de desigualdad $I(\cdot)$ descomponible (ver sección 4.1.5).

Los índices de la forma $\theta(\{y_i^g\})$ admiten distintas alternativas. Como señalan Ferreira y Gignoux (2008) la estimación de la desigualdad entre *tipos* puede arrojar distintos resultados por tres razones: i. las propiedades del índice de desigualdad utilizado; ii. la trayectoria seguida en la descomposición; y iii. el procedimiento de descomposición (paramétrico o no paramétrico). Respecto al tercer punto, en este trabajo se realiza tanto una estimación paramétrica como no paramétrica a fin de analizar la robustez de los resultados, como se describe a continuación. Con respecto al segundo punto, se realizan los dos caminos de descomposición para las dos estimaciones (paramétrica y no paramétrica). Finalmente, en relación con el punto i., en el apartado 4.1.5 se presentan los índices de desigualdad utilizados, explicando las razones para su elección.

En las siguientes dos secciones se explica cómo se obtienen las medidas de la contribución de la desigualdad entre los *tipos*, mediante la estimación no paramétrica y paramétrica. Se describen los dos caminos de descomposición seguidos.

4.1.1 Estimación no paramétrica de la desigualdad de oportunidades

En la estimación no paramétrica se sigue la propuesta de estimación de desigualdad de oportunidades *ex ante* de Checchi y Peragine (2005).

Para realizar la descomposición de la desigualdad por grupos (o *tipos* en este trabajo) se pueden seguir dos caminos de descomposición alternativos, como desarrollan detalladamente Checchi y Peragine (2005) y Foster y Shneyerov (2000). El primer camino consiste en comparar la desigualdad total con la desigualdad que permanecería si se eliminara la desigualdad dentro de cada subgrupo, pero se mantuvieran incambiadas las diferencias de las medias entre los subgrupos.

A partir del vector de ventaja $y = (y_1, \dots, y_g, \dots, y_G)$, se define una distribución *suavizada* de la siguiente forma:

$$y_B = (\bar{y}_1 u_{n_1}, \dots, \bar{y}_g u_{n_g}, \dots, \bar{y}_G u_{n_G})$$

donde u_n es el vector unidad $(1,1,\dots,1)$ con n componentes. La distribución *suavizada* sustituye la ventaja de cada persona por la ventaja promedio del grupo, por lo que elimina la desigualdad intra-grupo.

Al aplicar la descomposición al caso específico de desigualdad de oportunidades, los grupos para los cuales se realiza la descomposición corresponden a *tipos*. En este caso, la desigualdad entre grupos (*tipos*) corresponde a la desigualdad de oportunidades mientras que la desigualdad intra-grupo (*tipos*) corresponde a la desigualdad asociada al ejercicio de responsabilidad o esfuerzo. En este sentido, si se

construye una distribución *suavizada* sustituyendo la ventaja de cada individuo por la ventaja promedio de su *tipo*, se elimina la desigualdad intra-*tipos*, que por construcción obedece a diferencias en el ejercicio de esfuerzo. Se obtiene entonces una medida de la desigualdad inter-*tipos*, que refleja la desigualdad de oportunidades. En consecuencia, la desigualdad que se explica por circunstancias se puede obtener a partir de la desigualdad en la distribución *suavizada*, en términos absolutos o relativos de la siguiente forma:

$$\theta_d^A = I(y_B) \quad (4.6)$$

$$\theta_d^R = \frac{I(y_B)}{I(y)} \quad (4.7)$$

donde los superíndices A y R refieren a que es una medida absoluta y relativa respectivamente y el subíndice d refiere a que el índice estima directamente la desigualdad de oportunidades. En términos relativos, la desigualdad de oportunidades es equivalente a la desigualdad en la distribución *suavizada* respecto a la desigualdad en la distribución original.

El segundo camino sugiere comparar la desigualdad total con la desigualdad que permanecería si se equiparan las medias de los subgrupos, dejando la desigualdad intra-grupo incambiada. Se define una distribución *estandarizada* de la siguiente forma:

$$y_W = (\tilde{y}_1, \dots, \tilde{y}_g, \dots, \tilde{y}_G)$$

donde $\tilde{y}_g, \forall g \in \{1, \dots, G\}$ se obtiene reescalando la ventaja del *tipo* g de la siguiente forma:

$$\forall g \in \{1, \dots, G\}, \forall h \in \{1, \dots, n_g\}, x_g^h \rightarrow x_g^h \frac{\bar{y}}{\bar{y}_g}.$$

El problema que surge es que, en este segundo paso, la reducción de la desigualdad no es simplemente el componente entre grupos porque, en general, al cambiar las medias de los grupos se afecta también los coeficientes de descomposición y por ende la contribución intra-grupo total. En consecuencia, para que ambos procedimientos arrojen iguales resultados se requiere que los coeficientes no dependan de las medias de los subgrupos (Shorrocks 1980). Como se explica en la sección 4.1.5 esta propiedad solo se cumple para un índice de la familia de entropía, la desviación logarítmica media.

Aplicado a la estimación de desigualdad de oportunidades, al reescalar la ventaja de todos los *tipos* hasta que tengan la misma media, se elimina la desigualdad entre *tipos*, permaneciendo la desigualdad dentro de los *tipos*, que se puede interpretar como la desigualdad que se explica por diferencias en el ejercicio de responsabilidad. No obstante, como señalan Checchi y Peragine (2005) dado que este es un enfoque *ex ante*, y_W no refleja exclusivamente diferencias de esfuerzo o responsabilidad. Por el contrario, una parte de la desigualdad en y_W responde a diferencias en las circunstancias. Esto se explica por las posibles diferencias en las pendientes de las distribuciones de ventaja en los distintos *tipos*, las cuales son una característica del *tipo* y no del esfuerzo individual. Esto puede verse como una debilidad del enfoque *ex*

ante, el cual no permite analizar las desigualdades *ex post* de forma tan precisa como el enfoque de *tramos*.

Una vez que se elimina la desigualdad inter-*tipos*, se puede estimar la desigualdad de oportunidades como la diferencia entre la desigualdad total y la desigualdad dentro de los tipos, en términos absolutos o relativos. En otras palabras, la desigualdad de oportunidades será equivalente a aquella parte de la desigualdad que no se explica por diferencias de esfuerzo, estimándose como:

$$\theta_r^A = I(y) - I(y_w) \quad (4.8)$$

$$\theta_r^R = 1 - \frac{I(y_w)}{I(y)} \quad (4.9)$$

donde el subíndice *r* refiere a que son una medida que estima indirecta o residualmente la desigualdad entre grupos.

En general, para la mayoría de los índices de desigualdad estos procedimientos alternativos darán diferentes medidas de la desigualdad de oportunidades. En cambio, cuando se utiliza como índice de desigualdad la desviación logarítmica media, que, como se verá, es independiente de la trayectoria de descomposición seguida, los resultados serán independientes del orden en el procedimiento de descomposición seguido, y por ende se cumple que: $\theta_d^A = \theta_r^A$ y $\theta_d^R = \theta_r^R$.

La estimación no paramétrica tiene la ventaja de que no realiza ningún supuesto sobre la forma funcional del ingreso o los años de educación. No obstante, requiere una mayor cantidad de datos que la estimación paramétrica. De hecho, cuando el tamaño de la muestra lleva a que un conjunto significativo de celdas tengan un número reducido de observaciones la estimación no paramétrica pierde robustez. En el caso particular de este trabajo, y dado el tamaño relativamente reducido de la base de datos a utilizar, resulta pertinente complementar esta estimación con la estimación paramétrica para comparar los resultados de ambas estimaciones, tanto para los ingresos como los años de educación. El tamaño de las celdas se presenta en la sección 4.2.

4.1.2 Estimación paramétrica de la desigualdad de oportunidades

De forma análoga a la estimación no paramétrica, la alternativa paramétrica puede realizarse de dos maneras distintas. En esta exposición del procedimiento se sigue a Ferreira y Gignoux (2008) y, en menor medida, a Bourguignon et al. (2003, 2007). Para aplicar los procedimientos de descomposición de la estimación paramétrica se requiere especificar previamente una forma funcional específica a la ecuación (4.2). Bourguignon et al. (2003) en su análisis sobre ingreso proponen utilizar una forma log-lineal para la función *y*. En este trabajo, se analizan dos variables de ventaja, el ingreso y los años de educación. Cuando se realiza el análisis sobre años de educación, la variable de ventaja no tendrá transformación⁴⁷. Para simplificar la exposición se presenta el caso de ingresos con transformación logarítmica, siendo el

⁴⁷ Cabe notar que los resultados no son sustancialmente diferentes si el análisis se realiza para el logaritmo de los años de educación.

procedimiento muy similar para los años de educación, excepto que la variable independiente será y_i en lugar de $\ln y_i$, y por ende no será necesario realizar ninguna transformación exponencial a los coeficientes estimados. El modelo de ventaja puede describirse como:

$$\ln y_i = C_i\alpha + E_i\beta + u_i \quad (4.10)$$

donde y_i representa la variable de resultado; α y β son dos vectores de coeficientes; y u_i es el residuo. Se supone que α , β y u son independientes de C y E , que tienen media 0 y que se distribuyen idéntica e independientemente (i.i.d.) a lo largo de los individuos.

Bourguignon et al. (2003) consideran además, siguiendo a Roemer, que no existe separabilidad aditiva completa entre las circunstancias y esfuerzos, sino que el esfuerzo se encuentra en parte determinado por las circunstancias. Asumen, en cambio, que los determinantes del esfuerzo inobservado son ortogonales a las circunstancias observadas, por lo que el esfuerzo se puede expresar como:

$$E_i = BC_i + v_i \quad (4.11)$$

donde B es una matriz de coeficientes y v_i representa determinantes del esfuerzo inobservado. Se supone que v_i es i.i.d. entre individuos con media 0. Sustituyendo (4.11) en (4.10), se obtiene la expresión reducida:

$$\ln y_i = C_i(\alpha + \beta B) + v_i\beta + u_i \quad (4.12)$$

Esta forma reducida muestra que las circunstancias afectan a la ventaja de dos formas. Influyen directamente, a través de los coeficientes α , pero también afectan indirectamente a través de su influencia en el esfuerzo, que se recoge en el coeficiente βB . Esta posibilidad de analizar los efectos de las circunstancias por dos vías representa una ventaja con respecto a la estimación no paramétrica. Sin embargo, la consideración del esfuerzo como variable que se puede observar es problemática. En este trabajo se considera al esfuerzo como una dimensión inobservable y el objetivo se reduce a estimar el grado en que la desigualdad de oportunidades explica la desigualdad total, sin analizar cuáles son los canales a través de los cuales operan las circunstancias. En consecuencia, dado que se quiere analizar el efecto total de las circunstancias en la ventaja, alcanza con estimar la forma reducida de la ecuación (4.12), mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los coeficientes $(\alpha + \beta B)$ muestran el efecto combinado (directo e indirecto) de las circunstancias observadas en la ventaja. La expresión reducida puede estimarse de la siguiente forma:

$$\ln y_i = C_i\psi + \varepsilon_i \quad (4.13)$$

A partir de la estimación de esta forma reducida por MCO, se puede proceder a definir las medidas de desigualdad de oportunidades. Una primera forma consiste en estimar cuál sería la distribución de resultados si las circunstancias se igualaran para todos los individuos. Con tal fin se construye una distribución paramétricamente *estandarizada*, que se caracteriza por eliminar toda la desigualdad inter-tipos, de forma que permanece la desigualdad explicada por el esfuerzo y por el término de error. La distribución paramétricamente *estandarizada* $\{\tilde{y}_i\}$, surge de reemplazar y_i por $\tilde{y}_i = f[\bar{C}, E(\bar{C}, v_i), u_i]$, donde \bar{C} representa el vector de medias de las circunstancias. Nótese que el procedimiento es similar a la

construcción de la distribución *estandarizada* no paramétrica porque al sustituir las circunstancias individuales por las circunstancias promedio se elimina toda la desigualdad entre *tipos*.

$$y_W = \tilde{y} = (\tilde{y}_1, \dots, \tilde{y}_g, \dots, \tilde{y}_G) \quad (4.14)$$

donde $\hat{y}_i = \exp [\bar{C}_i \hat{\psi} + \hat{\varepsilon}_i]$

La notación \hat{y} refiere a las estimaciones MCO. Finalmente, los índices de desigualdad a estimar, teniendo en cuenta que esta alternativa elimina la desigualdad inter-*tipo* son:

$$\theta_r^A = I(y) - I(\tilde{y}) \quad (4.15)$$

$$\theta_r^R = 1 - \frac{I(\tilde{y})}{I(y)} \quad (4.16)$$

donde los superíndices *A* y *R* refieren a que es una medida absoluta y relativa respectivamente y el subíndice *r* refiere a que el índice estima la desigualdad de oportunidades indirectamente.

En segundo lugar, se puede definir una distribución paraméricamente *suavizada*, que a diferencia de la *estandarizada* elimina toda la desigualdad intra-*tipo*, permitiendo medir directamente la desigualdad de oportunidades. La distribución paraméricamente *suavizada* $\{\tilde{z}_i\}$, surge de reemplazar y_i por $\tilde{z}_i = f[C, E(C)]$, donde se ha eliminado el término de error del modelo. Se obtiene a partir de la estimación de la forma reducida del modelo, eliminando luego la desigualdad intra-*tipos* al reemplazar y_i por su predicción, dado el vector de circunstancias.

$$y_B = \tilde{z} = (\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_g, \dots, \tilde{z}_G) \quad (4.17)$$

donde $\hat{z}_i = \exp [C_i \hat{\psi}]$

Tomando en cuenta que la distribución *suavizada* elimina la desigualdad intra-*tipos*, las medidas de desigualdad resultantes de esta distribución son:

$$\theta_d^A = I(\tilde{z}) \quad (4.18)$$

$$\theta_d^R = \frac{I(\tilde{z})}{I(y)} \quad (4.19)$$

De esta forma, se obtienen estimaciones directas e indirectas de la desigualdad de oportunidades para el procedimiento paramétrico y no paramétrico.

Una ventaja de la metodología elegida es que permite obtener una medida sintética de la desigualdad de oportunidades que resulta de un conjunto amplio de circunstancias. No obstante, presenta algunas desventajas. En primer lugar, dado que en la práctica no se observan todas las variables de circunstancias, la metodología tenderá a subestimar la desigualdad de oportunidades. En consecuencia, las medidas de desigualdad de oportunidades estimadas tanto paramétrica como no paraméricamente, constituyen límites inferiores de la misma. Para ser medidas “exactas” el conjunto de circunstancias incluidas en el vector *C*

debería dar cuenta de la totalidad de circunstancias que enfrentan los individuos. Esto no es posible en la práctica, ya sea por carencia en los datos como por la presencia de circunstancias inobservables, por lo que parte de las circunstancias son captadas por el término de error. La razón por la cual esto lleva a medidas que subestiman la desigualdad de oportunidades radica en que la incorporación de una circunstancia adicional lleva que cada celda en la partición $\{y_i^g\}$ se subdivide, lo que no puede disminuir la contribución de la desigualdad entre grupos, y de hecho salvo que la variable incorporada sea ortogonal a la variable de resultado, provoca un aumento de la misma (Ferreira y Gignoux 2008). Una segunda razón por la cual las medidas son límites inferiores de desigualdad refiere a la precisión con que se definen las categorías de cada circunstancia considerada. Como se desarrollará en mayor detalle en la sección 4.2, en este trabajo se consideran solamente dos o tres categorías para cada una de las variables de circunstancias. Si se considerara una desagregación más fina, la desigualdad de oportunidades podría aumentar (pero no disminuir).

En segundo lugar, como señalan Bourguignon et al. (2007) respecto a la estimación paramétrica, si ε no es ortogonal a C , entonces ψ será un estimador sesgado de $(\alpha + \beta B)$, lo cual es probable que suceda debido a la presencia de variables de circunstancias no observadas en el residuo.

En el caso de este trabajo, es probable que estos dos problemas constituyan una restricción. La base de datos incluye un conjunto relativamente amplio de variables de circunstancias, pero no incorpora variables como la ocupación de los padres o la riqueza del hogar de origen, que podrían resultar circunstancias importantes. Además, no fue posible estimar en una única especificación el peso conjunto de las circunstancias observadas debido a la insuficiencia de datos. Estos elementos deberán ser tomados en cuenta a la hora de interpretar los resultados. Por ejemplo, es de esperar que la ocupación de los padres influya sobre los logros de sus hijos, y que además esté correlacionada con el nivel educativo de los propios padres. De esta forma, el coeficiente de las circunstancias no solo estaría captando el impacto de las circunstancias observadas sino también el efecto de la proporción de la ocupación de los padres (y de otras circunstancias no observadas) que está correlacionado con el nivel educativo y el resto de las circunstancias observadas. Esto es más problemático cuando se estima el efecto parcial de cada una de las circunstancias, debido a que la estimación podría no estar reflejando exclusivamente el efecto de esa circunstancia.

Una última crítica refiere a que la propuesta establece como marco de igualdad que las medias de los distintos grupos (*tipos*) sean iguales, aún cuando las distribuciones sean muy diferentes (Asadullah y Yalonetzky 2010).

Finalmente, cabe mencionar que si bien las propuestas que se aplican en este trabajo incorporan los conceptos básicos de la formalización propuesta por Roemer, fundamentalmente la distinción de las ventajas entre circunstancias y esfuerzos, se distancian de la misma dado que se trata de una aplicación (utilitarista) *ex ante*, cercana a la propuesta de *mínimo de medias* de van de Gaer (ver sección 2.2.4). Como se vio en el marco teórico, la propuesta de Roemer se asimila al enfoque *ex post*, que se centra en las distribuciones actuales de resultados entre individuos que realizan el mismo esfuerzo o que tienen características de responsabilidad idénticas. En cambio, el enfoque *ex ante* o de *tipos* aplicado en este trabajo se centra en las desigualdades en las perspectivas de resultados entre individuos con iguales circunstancias.

Una aproximación empírica más cercana a la de Roemer es el enfoque de *tramos* que desarrollan Checchi y Peragine (2005), en su versión no paramétrica. El procedimiento es análogo al realizado en el enfoque de *tipos*, pero con el énfasis puesto en los *tramos*, y considerando que existe igualdad de oportunidades si los individuos pertenecientes a un mismo *tramo* obtienen iguales resultados con independencia del *tipo* al que pertenecen. Esta estrategia empírica requiere dividir la población en *tipos* (iguales circunstancias) en primer lugar y luego en *tramos* (igual ejercicio de esfuerzo), y por ende requiere muestras más grandes. Por su parte, Bourguignon et al. (2003) en el marco de la estimación paramétrica reconocen que para obtener una medida de la desigualdad de oportunidades más cercana a la propuesta de Roemer, se deberían comparar los resultados para cada percentil de la distribución del término residual v_i , y luego agregar a lo largo de los percentiles. En este caso concreto, se deberían comparar la distribución obtenida luego de equiparar los términos residuales u_i y v_i , con la situación de igualdad perfecta.

Tanto la metodología *ex ante* como *ex post* son relevantes, por lo que la situación óptima sería estimar la desigualdad de oportunidades siguiendo ambos enfoques y comparar sus resultados, como proponen Checchi y Peragine (2005) en su estimación no paramétrica. Sin embargo, en este trabajo, debido a la limitada cantidad de observaciones en la base de datos, no se aplica el enfoque *ex post* o de *tramos*. Por otra parte, el enfoque *ex ante* tiene la ventaja de que ha sido aplicado en mayor medida para estimar el grado de desigualdad de oportunidades en la distribución actual.

4.1.3 Estimación de ecuación de ingresos

En la estimación paramétrica aplicada a ingresos, la aplicación de MCO a la ecuación de ingresos puede arrojar estimadores inconsistentes debido a la presencia de sesgo de selección. Este problema de selección surge cuando se utilizan muestras seleccionadas de forma no aleatoria. En particular cuando se analizan ingresos laborales, la muestra se restringe a individuos que trabajan, y estas personas pueden diferir significativamente en variables inobservables de aquellas personas que deciden no trabajar. El problema surge cuando las características inobservables que determinan la participación en el mercado de trabajo, influyen en el ingreso que obtienen las personas en el mercado laboral. Por ejemplo, si en general las mujeres educadas tienen más probabilidad de trabajar, algunas mujeres no educadas ingresarán al mercado de trabajo porque tienen características inobservables particulares (por ejemplo una mayor inteligencia). En ese caso, si la inteligencia determina mayores ingresos laborales, la estimación de los años de educación no representará al de la toda la población porque esas mujeres inusualmente inteligentes son poco educadas. De esta forma, se observa que los ingresos estimados en las muestras seleccionadas no reflejan la estimación de toda la población (Heckman 1979).

La decisión de participar en el mercado de trabajo puede describirse mediante la ecuación de selección, es decir la ecuación que determina la selección de la muestra, de la siguiente forma:

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4.20)$$

donde z_i es una variable binaria que toma valor 1 si el individuo participa en el mercado de trabajo, x_i contiene variables que determinan la participación en el mercado de trabajo y v_i es el término de error.

La probabilidad de que z_i tome valor 1, es decir que la persona i participe en el mercado de trabajo puede describirse como:

$$Prob(z_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i \delta) \quad (4.21)$$

Por otra parte, la ecuación de ingresos a estimar es la (4.13). Si y_i tuviera observaciones positivas para todas las personas en edad de trabajar, se podría estimar la regresión por MCO. Sin embargo, la disponibilidad de información en y_i está determinada por la decisión de participar en el mercado de trabajo; en concreto, y_i tiene observaciones solo si el salario de mercado es mayor al salario de reserva. La regla de selección establece que y_i se observa solo cuando $z_i = 1$ y esto puede dar lugar a un potencial problema de sesgo de selección.

Para estimar el modelo, se supone que v_i y ε_i tienen una distribución normal bivariada con medias cero y correlación ρ (Greene 2003:784): $(v_i, \varepsilon_i) \sim Normal\ bivariada [0,0,1,\sigma_\varepsilon,\rho]$.

En la medida que z_i y x_i se observan para una muestra aleatoria de individuos, y y_i se observa solo cuando $z_i = 1$, se puede estimar la media condicionada del ingreso de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E[y_i | y_i \text{ es observada}] &= E[y_i | z_i = 1] \\ &= E[y_i | v_i > -x_i \delta] \\ &= C_i \psi + E[\varepsilon_i | v_i > -x_i \delta] \\ &= C_i \psi + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i(\alpha_v) \end{aligned} \quad (4.22)$$

donde $\alpha_v = -x_i \delta$ y $\lambda_i(\alpha_v) = \frac{\phi(x_i \delta)}{\Phi(x_i \delta)}$ es el inverso ratio de Mills (Greene 2003:782-784). El inverso ratio de Mills es una función monótonamente decreciente de la probabilidad de que una observación sea seleccionada en la muestra.

Por ende, la ecuación condicionada de resultados puede expresarse como:

$$y_i | (z_i = 1) = C_i \psi + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i(\alpha_v) + \eta_i \quad (4.23)$$

Si los errores de la ecuación de resultados y de la ecuación de selección son independientes, es decir que la información faltante se distribuye aleatoriamente, entonces la esperanza condicional de ε_i ($E[\varepsilon_i | v_i > -x_i \delta]$) es iguala a cero y la estimación de la regresión de y_i por MCO dará estimadores consistentes. En cambio, cuando v_i y ε_i están correlacionados ($\rho \neq 0$), al estimar por MCO no se toma en cuenta el sesgo de selección ($\rho \sigma_\varepsilon \lambda_i(\alpha_v)$), llevando a estimadores sesgados e inconsistentes.

Para corregir el posible sesgo, se seguirá el procedimiento propuesto por Heckman (1979), de estimación en dos etapas:

- i. Estimar los parámetros de la ecuación de selección (*probit*) (δ) mediante máxima verosimilitud para la totalidad de la muestra. A partir de la estimación $\hat{\delta}$, se puede estimar el inverso del ratio de Mills $\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(x_i\hat{\delta})}{\Phi(x_i\hat{\delta})}$ para cada una de las observaciones en la muestra seleccionada.
- ii. El valor estimado de λ_i puede ser usado como regresor para estimar la ecuación (4.13) por MCO y obtener estimadores consistentes y asintóticamente normales de ψ (coeficiente de las circunstancias) y $\rho\sigma_\varepsilon$ (coeficiente de λ). El coeficiente del inverso del ratio de Mills (λ) indica si existe sesgo de selección, en caso de ser significativo. La ecuación a estimar se puede expresar de la siguiente forma:

$$y_i = C_i\psi + \rho\sigma_\varepsilon\hat{\lambda}_i + \eta_i \quad (4.24)$$

De esta forma, se obtienen estimadores consistentes y asintóticamente normales.

4.1.4 Comparación de las diferentes alternativas de estimación

Resulta relevante comparar las bondades y desventajas de las estimaciones paramétrica y no paramétrica. Como se mencionó, la estimación paramétrica tiene la desventaja de depender de supuestos sobre la forma funcional de los ingresos o años de educación, los cuales pueden ser restrictivos. En particular, en este trabajo se supone una relación log-lineal de las circunstancias con el resultado, que puede no reflejar precisamente la forma real de dicha relación. Sin embargo, además de ser menos intensiva en los datos, la estimación paramétrica tiene la ventaja de que permite la estimación de los efectos parciales de una o un conjunto de variables de circunstancias. En cambio, la estimación no paramétrica requiere muestras grandes. Si las celdas contienen pocas observaciones, la variación puede ser muy grande, afectando la estimación de las medias en esas celdas. Esto puede aumentar artificialmente la estimación de la desigualdad entre grupos, lo que ocasiona una sobreestimación de la desigualdad de oportunidades. Debido a las ventajas y desventajas de cada tipo de estimación, y en particular en situaciones con restricción en la cantidad de observaciones como en este caso, resulta conveniente aplicar ambas metodologías para poder comparar sus resultados (Ferreira y Gignoux 2008).

La estimación de los efectos parciales se realiza mediante la construcción de distribuciones contrafactuales alternativas, controlando por el resto de las circunstancias. Para el caso de la estimación paramétricamente *estandarizada* la distribución contrafactual se expresa como:

$$\hat{y}_i^J = \exp \left[\bar{C}_i^J \hat{\psi}^J + C_i^{j \neq J} \hat{\psi}^{j \neq J} + \varepsilon_i \right] \quad (4.25)$$

De esta forma, se pueden estimar pesos de desigualdad específicos a una circunstancia o conjunto de circunstancias:

$$\theta_r^J = 1 - \frac{I(\hat{y}^J)}{I(y)} \quad (4.26)$$

4.1.5 Índices de desigualdad

Como se vio, una de las razones por las cuales la estimación de la desigualdad entre *tipos* puede variar es el índice de desigualdad que se utilice para realizar dicha estimación. Resulta pertinente entonces explicitar las razones para la selección de los índices utilizados en este trabajo. Cabe mencionar que siguiendo a la literatura, el desarrollo se basa en la desigualdad de ingresos, pero es aplicable de manera relativamente sencilla a los años de educación.

En este trabajo se utilizan los índices de entropía 0 y 1. Estos índices se derivan del concepto de entropía asociado a la teoría de la información. En esta teoría, se intenta evaluar la información de que un cierto evento haya ocurrido. Se supone que hay n eventos mutuamente excluyentes, que pueden ocurrir con una probabilidad p_i , $i = 1, \dots, n$, con $0 \leq p_i \leq 1$ y $\sum_i p_i = 1$. Si un evento es muy raro, su ocurrencia es muy valorable, mientras que el valor de la información de eventos comunes es relativamente bajo. En términos generales, cuanto más improbable sea un evento más informativa es su ocurrencia. El contenido de información $h(p_i)$ asociado a que el evento ha ocurrido debe ser una función decreciente de p_i . Además, si dos eventos son independientes, el contenido de información asociado a que los dos eventos han ocurrido debe ser igual a la suma de los valores de información de cada evento por separado. La función que cumple estas condiciones es $h(p_i) = -\log(p_i)$ (Jenkins 1991; Cowell 2009). Se busca caracterizar el “grado de desorden” del sistema, denominado entropía, que corresponde al contenido de información promedio del sistema. La entropía se computa como la suma del contenido de información de cada evento i ponderada por su probabilidad de ocurrencia p_i :

$$\text{entropía} = H(p_i) = \sum_{i=1}^n p_i h(p_i) = - \sum_{i=1}^n p_i \log(p_i) .$$

Cuanto más cercanas a $\frac{1}{n}$ son las probabilidades p_i , mayor es la entropía o desorden del sistema. A partir de esta noción de entropía, Theil (1967, citado por Cowell 2009) propone una medida de desigualdad. Los n eventos son interpretados como las n personas de la población y la probabilidad como la participación del ingreso de la persona i en el ingreso total, $s_i = \frac{y_i}{n\bar{y}}$, donde \bar{y} es el ingreso promedio, y y_i es el ingreso del individuo i . En esta analogía, $H(s_i)$ se parece a un índice de igualdad. El valor máximo posible que puede alcanzar corresponde a la situación en que cada persona tiene una proporción igual del ingreso total, $s_i = \frac{1}{n}$, es decir en la situación de igualdad perfecta. En ese caso $H(s_i)$ alcanza su máximo valor igual a $\log(n)$. Para obtener un índice de desigualdad, se calcula la diferencia entre el máximo valor posible $\log(n)$ y la entropía $H(s_i)$ de una distribución de ingreso (Sen y Foster 1997). El índice resultante, conocido como índice de Theil, toma la siguiente forma:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right) .$$

Theil propuso una segunda medida de desigualdad a partir de la analogía con la teoría de la información, denominada desviación logarítmica media, que toma la siguiente forma:

$$L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right).$$

Estos dos índices pueden interpretarse como casos particulares de los índices de entropía generalizados⁴⁸, definidos como:

$$GE(\theta) = \frac{1}{\theta(\theta-1)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\theta - 1 \right], \quad \theta \neq 0,1$$

$$GE(0) = L, \quad \theta = 0$$

$$GE(1) = T, \quad \theta = 1.$$

Los índices oscilan entre 0 y ∞ . Cuando existe perfecta igualdad, es decir todas las personas tienen una participación del ingreso equivalente a $\frac{1}{n}$, el índice toma valor 0. En cambio, cuanto mayor es la desigualdad mayor el valor del índice.

El tercer índice de la familia de entropía utilizado más comúnmente corresponde al índice GE cuando $\theta = 2$, que es igual a $1/2$ por el coeficiente de variación al cuadrado, siendo el coeficiente de variación igual a:

$$CV = \frac{1}{\bar{y}} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2}.$$

Los índices de entropía difieren en la sensibilidad o el peso dado a las distancias entre ingresos en diferentes partes de la distribución. La sensibilidad viene dada por el parámetro θ . Cuando $\theta = 2$, el índice es neutral a las transferencias, debido a que una transferencia de tamaño dado entre dos personas que se ubican a una distancia fija de ingreso tiene el mismo efecto en ingresos bajos y altos. Para valores de $\theta < 2$, se da mayor peso a las distancias en la parte baja de la distribución de ingreso, siendo el índice más sensible a las transferencias en los ingresos más bajos, mientras que para valores de $\theta > 2$ el índice es más sensible a las transferencias en la parte alta de la distribución (Sen y Foster 1997).

La familia de índices de entropía cumple simultáneamente las cinco propiedades deseables mencionadas por Cowell (2009), a saber el principio débil de transferencias o condición de Pigou-Dalton, la independencia de la escala de ingresos o independencia de media, el principio (de replicación) de población, la descomposición aditiva y el principio fuerte de las transferencias. En el Anexo II se definen detalladamente cada una de estas propiedades. A pesar de estas propiedades deseables, los índices de

⁴⁸ Estrictamente, los índices generalizados de entropía son una normalización de los índices originales basados en la teoría de la información para que cumplan el principio de población.

entropía no están exentos de desventajas. En particular, como señalan Sen y Foster (1997), su formulación es arbitraria y poco intuitiva. Además, se debe tener en cuenta que al seleccionar un índice por sus propiedades de descomposición se está aceptando entre otras cosas el peso que da el indicador a las transferencias en los distintos tramos de la distribución (Shorrocks 1980), aunque esta desventaja se ve matizada al tomar la familia de índices y variar el parámetro de aversión a la desigualdad.

Los índices de entropía resultan particularmente adecuados para analizar desigualdad para diferentes grupos, como requiere el presente trabajo, debido a su propiedad de descomposición aditiva. Cabe mencionar que el índice de Gini no cumple con esta propiedad, por lo que no resulta un indicador adecuado para los objetivos de este trabajo, aunque sí será utilizado para realizar estimaciones de desigualdad global. Solamente en el caso particular en el que los subgrupos no se solapan, es decir que pueden ser ordenados estrictamente por sus niveles de ingreso, el coeficiente de Gini se puede descomponer de forma estándar (Cowell 2009). Sin embargo, en la mayoría de los casos esto no se cumple⁴⁹.

En cambio, los índices de entropía se pueden escribir de forma que cambios en la desigualdad global se relacionen a cambios en la desigualdad dentro de los subgrupos de la población y cambios en las participaciones del ingreso de esos subgrupos, de la siguiente forma:

$$I(y^1, \dots, y^G; n) = [W] + [B] = \left[\sum_g w_g^G(\bar{y}, n) I(y^g; n_g) \right] + \left[I(\bar{y}_1 u_{n_1}, \dots, \bar{y}_G u_{n_G}; n) \right] \quad \forall y^1, \dots, y^G.$$

donde I corresponde al índice de desigualdad utilizado, W representa la desigualdad intra-grupo, B la desigualdad entre grupos y w_g^G es el peso del subgrupo g en la descomposición de la población en G subgrupos. Los coeficientes w_g^G son positivos y pueden variar con el vector de medias de los subgrupos $\bar{y} = (\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_G)$ y los tamaños de los subgrupos $n = (n_1, \dots, n_G)$, pero son independientes del nivel de desigualdad dentro de los subgrupos. El componente de la desigualdad dentro de los grupos es la suma ponderada de los valores de desigualdad calculados para los grupos poblacionales. El componente de desigualdad entre grupos, que se asume independiente de la desigualdad dentro de los subgrupos, surge de construir las distribuciones de grupos “suavizadas” realizando transferencias intra-grupos hasta que $y_i^g = \bar{y}_g$ en cada subgrupo o asumiendo que todos los miembros del grupo reciben el ingreso promedio. Por último, u_n es el vector unidad $(1, 1, \dots, 1)$ con n componentes (Shorrocks 1980).

En la familia de índices, la desigualdad entre grupos se puede expresar de la siguiente forma:

$$B = \frac{1}{\theta^2 - \theta} \left[\sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \left[\frac{\bar{y}_g}{\bar{y}} \right]^\theta - 1 \right].$$

⁴⁹ Si bien el índice de Gini no se puede descomponer en sentido estricto entre un componente de desigualdad intra y entre grupos como requiere el principio de descomposición, se puede realizar un procedimiento artificial de la siguiente forma: $G(g, y) = [W] + [B] + [R]$, donde W es el promedio ponderado de los índices de Gini intra-grupo, B es el Gini aplicado a la distribución “suavizada” estándar, y R es el término residual no negativo que balancea la ecuación (Sen y Foster 1997).

Por su parte, el componente intra-grupo corresponde a la suma de la desigualdad dentro de cada uno de los grupos ponderada por los respectivos coeficientes de descomposición.

$$W = \sum_{g=1}^G w_g^G(\bar{y}, n) I(y^g).$$

En los índices de entropía, los coeficientes de descomposición tienen la siguiente forma general:

$$w_g^G(\bar{y}, n) = \frac{n_g}{n} \left(\frac{\bar{y}_g}{\bar{y}} \right)^\theta.$$

Estos ponderadores de las participaciones de la población en la desigualdad intra-grupo varían según los distintos índices de entropía. En la desviación logarítmica media $-GE(0)$ – la desigualdad intra-grupo se pondera por la participación del grupo en la población total, $w_g = (n_g/n)$, mientras que el índice de Theil $-GE(1)$ – el peso es igual a la participación del ingreso del grupo en el ingreso total, $w_g = (n_g/n) (\bar{y}_g/\bar{y})$. El peso de la población se ajusta a favor de los subgrupos más ricos, pero en menor medida que en el coeficiente de variación al cuadrado, en el que el peso es igual a $(n_g/n) (\bar{y}_g/\bar{y})^2$ (Sen y Foster 1997).

Los ponderadores solamente suman 1 en el caso de la desviación logarítmica media y del primer índice de Theil. Para el resto de los índices de entropía, la contribución del componente intra-grupo a la desigualdad $\sum_g w_g^G(\bar{y}, n) I(y^g)$, no será un promedio ponderado del subgrupo de valores $I(y^g)$. Más aún, salvo para los dos índices propuestos por Theil $-GE(0)$ y $GE(1)$ –, los coeficientes de descomposición no son independientes de la contribución entre grupos (Shorrocks 1980). Debido a esta razón, y a la gran variabilidad que presenta el índice $GE(2)$, en este trabajo se optó por no utilizarlo.

Por otro lado, la descomposición de los índices de desigualdad está asociada a otro problema, que constituye la segunda razón mencionada por la cual la descomposición puede arrojar resultados diferentes, es decir el camino de descomposición que se sigue. Para realizar la descomposición se puede eliminar alternativamente la desigualdad entre los grupos en primer lugar o la desigualdad intra-grupo. El problema radica en que ambas alternativas en la mayoría de los casos arrojan resultados diferentes (Shorrocks 1980)⁵⁰. Foster y Shneyerov (2000) analizan qué medidas de desigualdad cumplen la propiedad de descomposición independiente de la trayectoria. Encuentran dos medidas que arrojan igual resultado independientemente de cuál sea el camino de descomposición seguido: la desviación logarítmica media, $GE(0)$, y la varianza de los logaritmos. En definitiva, el único índice que satisface

⁵⁰ Sin embargo, Duclos y Araar (2006) señalan que las descomposiciones propuestas por Bourguignon (1979) y Shorrocks (1980) no constituyen la única alternativa para distinguir la contribución del componente inter-grupo del componente intra-grupo. De hecho, Duclos y Araar (2006) consideran que la utilización de la familia de índices descomponibles no es necesariamente la más adecuada, en la medida que la justificación de esta clase de índices en términos de funciones de bienestar social es menos transparente e intuitiva que para otros índices. Un procedimiento alternativo es aplicar la descomposición de Shapley a cualquier tipo de índice de desigualdad, como el Gini. El procedimiento de descomposición de Shapley, inicialmente desarrollada por Shorrocks (1999) estima el efecto marginal promedio de eliminar un factor a lo largo de todas las secuencias de eliminación posible. Este procedimiento tiene la ventaja de que se puede aplicar a índices de desigualdad no descomponibles.

conjuntamente todas las propiedades deseables como medida de desigualdad, y es más adecuado para analizar la desigualdad por grupos, es la desviación logarítmica media. Estas razones llevan a Shorrocks (1980) a considerar a la desviación logarítmica media como el índice más adecuado de las medidas descomponibles, en la medida que permite dividir la desigualdad total en desigualdad intra e inter grupos sin ambigüedades.

Siguiendo la literatura empírica de igualdad de oportunidades, en este trabajo se utilizan índices de desigualdad descomponibles para explicar la desigualdad total por los componentes intra e inter-grupo. Con el objetivo de realizar una estimación de la desigualdad de oportunidades robusta a los diferentes índices utilizados, se consideraran los dos principales índices de la familia de entropía $-GE(0)$, $GE(1)$ -. Además, se aplicarán los dos caminos de descomposición ya presentados, permitiendo estimar para el índice de Theil las diferencias asociadas al procedimiento seguido.

4.2 Fuente de información y conformación de tipos

La aplicación de esta metodología requiere de encuestas que contengan información sobre características que se consideran circunstancias, como por ejemplo los antecedentes familiares. La Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay tiene escasas variables de este tipo. En particular, no contiene preguntas sobre los antecedentes educativos ni ocupacionales de padre y/o madre del entrevistado en el caso en que no sean corresidentes. Este trabajo utiliza como fuente de información la segunda Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ)⁵¹, realizada en 2008 en Uruguay a adolescentes y jóvenes de 12 a 29 años.

La ENAJ tiene la ventaja de incluir el nivel educativo más alto aprobado y cantidad de años aprobados en ese nivel por padre y madre de los jóvenes emancipados, lo que se constituye como variable clave en tanto la literatura empírica identifica al nivel educativo de los padres como circunstancia relevante a la hora de analizar la igualdad de oportunidades en el acceso a niveles de ingreso. Además, al incluir la información de la ECH contiene variables de género, raza y región de nacimiento que también reflejan circunstancias.

El marco muestral de la encuesta está constituido por las viviendas con adolescentes y jóvenes entre 12 y 29 años en las localidades de 5000 y más habitantes⁵², que habían sido seleccionadas en la ECH entre febrero a abril y eventualmente mayo, junio y julio de 2008.

Esto permite combinar la información proveniente de la ENAJ con la información del hogar del adolescente o joven que brinda la ECH del 2008. De esta forma, además de la información recabada en la ENAJ, se obtiene información contenida en la encuesta de hogares tradicional. La muestra efectiva de la ENAJ es de 5017 casos (Infamilia-INJU 2009).

En la medida que este trabajo busca analizar la desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación, la muestra se restringe a los jóvenes entre 25 y 29. El tamaño de la muestra luego de restringir

⁵¹ La Primera Encuesta de Juventud de Uruguay, que incluyó a jóvenes entre 15 y 29 años, fue realizada durante 1989-1990.

⁵² Se excluyen las localidades urbanas de menos de 5000 habitantes y las zonas rurales.

el grupo de edad es de 1244 y la población ocupada alcanza a 978 jóvenes, de los cuales 943 declaran ingresos y horas de trabajo positivos. Al restringir la muestra a los jóvenes de 25 y más, para el análisis de educación se evita el problema de considerar muchos jóvenes que aún no han terminado sus estudios. Es de esperar no obstante, que una proporción de los jóvenes se encuentren estudiando, lo que redundará en que la desigualdad estimada sea menor a la potencial, así como la desigualdad de oportunidades, en la medida que los que se encuentran estudiando son probablemente los jóvenes que enfrentan mejores circunstancias.

Para el análisis de ingreso, considerar a menores de 25 años podría introducir problemas de sesgo de selección asociados a que pueden estar en mayor medida estudiando, y por ende no haber obtenido aún su nivel de educación final, además de no estar insertos aún completamente en el mercado de trabajo. Cabe destacar que varios trabajos que realizan estimaciones similares de la desigualdad de oportunidades en ingresos restringen la muestra, que en general incluye a toda la población porque utilizan datos de encuestas de hogares, a las personas con 26 años y más (Bourguignon et al. 2003, 2007; Maldonado y Rios 2006), de 23 y más (Núñez y Tartakowsky 2009), o de 25 y más (Sapata 2009). Los resultados muestran que la desigualdad global de ingresos laborales es en la mayoría de los casos menor para los tramos más jóvenes, pero no se observa un patrón claro por edad en cuanto a la desigualdad de oportunidades. Por ejemplo, Bourguignon et al. (2003) y Maldonado y Rios (2006) encuentran que la desigualdad de oportunidades es relativamente estable a lo largo de los distintos tramos de edad en Brasil y Perú respectivamente. Bourguignon et al. (2007) encuentran que la desigualdad de oportunidades para los ingresos laborales de los hombres en Brasil disminuye desde las cohortes más viejas hacia las más jóvenes. En consecuencia, si bien la evidencia para países de América Latina señala una menor desigualdad de ingresos entre los jóvenes, no es claro que la desigualdad de oportunidades sea también menor.

Las variables de ventaja utilizadas son años de educación aprobados e ingresos del trabajo proveniente de todas las ocupaciones. La parte del ingreso proveniente del trabajo dependiente incluye el salario, las partidas extras como comisiones, horas extras y viáticos, las propinas y los pagos en especie. En el ingreso por trabajo no dependiente se incluyeron todas las partidas que recaba la ECH⁵³. Cuando se utilizan los ingresos de la ECH para otras poblaciones los mismos fueron deflactados por el índice de precios al consumo a junio de 2008. En cambio, los ingresos de la ENAJ no pudieron ser deflactados debido a la ausencia de la identificación del mes de relevamiento en dicha base. No obstante, más del 90% de los ingresos de los jóvenes mayores de 24 años fueron recabados en 4 meses (entre febrero y mayo) con el resto de los relevamientos en junio y julio, lo que reduce el problema de variabilidad del poder adquisitivo de los ingresos⁵⁴.

Considerando los antecedentes revisados en el capítulo anterior así como la disponibilidad de información se incluyen las siguientes circunstancias: sexo, educación de padre y madre, raza y región de nacimiento. En particular, como se vio, la educación de los padres es señalada como una circunstancia fundamental en la determinación de los resultados en ingresos. Por esta razón es que la ENAJ resulta ser particularmente

⁵³ Estas partidas son: retiros realizados para gastos del hogar, distribución de utilidades, retiros de productos para consumo propio, ingresos por medianería o parcería, ingresos por pastoreo e ingresos por ganado a capitalización.

⁵⁴ La inflación entre enero y abril de 2008 es de 3.2% y entre enero y junio de 5.4%, mientras que la acumulada 12 meses a noviembre de 2008 fue de 8.5%. Recordar que los ingresos recabados refieren al mes anterior a la encuesta.

útil para estimar la desigualdad de oportunidades. No obstante, no se cuenta con información sobre algunas circunstancias relevantes como la ocupación de los padres, características del hogar de nacimiento e infancia o características personales (inteligencia, discapacidad, etc.).

La subdivisión de las variables de circunstancias en categorías, en particular, educación de los padres, raza y región de nacimiento, se redujo a no más de tres categorías, de forma de evitar que los grupos quedaran con muy pocas observaciones, lo que como se mencionó antes puede ser importante en la estimación no paramétrica. La variable educación de los padres consiste en el máximo de años de educación entre el padre y la madre y se subdivide en tres categorías: entre 0 y 6 años de educación, entre 7 y 12 años y 13 o más años de educación. La región de nacimiento se codificó en dos categorías: Montevideo e Interior⁵⁵. Finalmente, la raza es una variable binaria que toma valor 0 si la persona declara tener como ascendencia cualquier tipo de etnia minoritaria y toma valor 1 para quienes declaran tener exclusivamente ascendencia blanca (ver Cuadro 4.1).

Cuadro 4.1. Definición de variables de circunstancias.

Circunstancia	Categorías	
Sexo	MUJ	Mujeres
	HOM	Hombres
Ascendencia	BLANCA	Exclusivamente raza blanca autodeclarada
	MIN	Alguna raza minoritaria (afro o negra, asiática o amarilla, indígena y otra)
Región de nacimiento	MONT	Región de nacimiento Montevideo
	INT	Región de nacimiento Interior
Educación de padre y madre (máximo de ambos)	EDUP 1	6 años de educación o menos
	EDUP 2	Entre 6 y 12 años de educación
	EDUP 3	Más de 12 años de educación

Fuente: elaboración propia

La subdivisión de las observaciones incluyendo las cuatro circunstancias mencionadas provoca que muchas celdas contengan escasas observaciones, en particular cuando se restringen las observaciones a los trabajadores dependientes. En consecuencia, se optó por considerar dos construcciones alternativas de *tipos*. La primera alternativa considera como circunstancias la educación de los padres, la raza y el sexo, mientras que la segunda alternativa considera la región de nacimiento en vez de la raza. En el Cuadro A.1 del Anexo I se presentan las categorías de circunstancias que conforman cada uno de las 12 *tipos* en las dos especificaciones alternativas. En el siguiente cuadro se observa la cantidad de observaciones por *tipo* bajo las dos alternativas tanto para el análisis de ingreso como de años de educación. Se observa que para la especificación 2 todas las celdas tienen más de 30 observaciones, con excepción de una celda que contiene 29. En cambio, en la especificación 1, 3 celdas en el caso de ingresos y 2 en los años de educación tienen menos de 30 celdas, siendo particularmente escasas las observaciones del *tipo* 6 (jóvenes mujeres, de raza minoritaria y con padres con nivel educativo terciario). La distribución de los jóvenes según circunstancias se presenta en el Cuadro A.2 del Anexo I.

⁵⁵ En la población objetivo hay 36 observaciones que nacieron en el extranjero. Debido a que la cantidad de observaciones es muy reducida se optó por imputarles como región de nacimiento la región de residencia actual.

Cuadro 4.2. Cantidad de observaciones por *tipo*.

Tipos	Especificación 1		Especificación 2	
	Circunstancias: sexo, raza y educación de los padres		Circunstancias: sexo, región de nacimiento y educación de los padres	
	Con ingreso positivo	Con años de educación	Con ingreso positivo	Con años de educación
1	107	177	52	80
2	188	268	107	154
3	75	103	50	68
4	22	39	77	136
5	35	62	116	176
6	6	8	31	43
7	139	154	67	70
8	209	248	117	138
9	85	94	69	80
10	34	37	106	121
11	30	35	122	145
12	13	19	29	33
Total	943	1,244	943	1,244
Número promedio de observaciones por celda	79	104	79	104
Proporción de celdas con menos de 10 observaciones	8%	8%	0%	0%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

5 Resultados

A continuación se presentan los principales resultados encontrados en este trabajo. En primer lugar, se realiza una descripción de la población objetivo en términos de su situación laboral y educativa, haciendo énfasis en las variables de ventaja centrales en este trabajo, los ingresos por trabajo y los años de educación alcanzados (sección 5.1). Las dos restantes secciones del capítulo se centran en las medidas de desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación respectivamente (secciones 0 y 5.3).

5.1 Los ingresos y logros educativos de los jóvenes

La población analizada constituye una población joven, por lo que es probable que presente características particulares en términos de ingresos y años de educación que difieran del resto de la población adulta. En particular, es de esperar que una proporción de esta población, aunque no significativa considerando que tiene al menos 25 años, se encuentre aún estudiando. Esto implica que la variable de años de educación no habrá alcanzado su nivel potencial para los jóvenes que aún asistan al sistema educativo. Además, como consecuencia de su asistencia al sistema educativo, es probable que esa parte de la población objetivo no se encuentre inserta completamente en el mercado laboral, lo que determina que el ingreso laboral no haya alcanzado su nivel potencial tampoco. Pero incluso la estructura de pagos de aquellos jóvenes que trabajan y no estudian es probable que sea diferente que la del resto de la población adulta, por ejemplo por menores retornos a la experiencia o a la educación. Eventualmente, esto podría ocasionar que los jóvenes con circunstancias más favorables no obtengan diferenciales tan importantes en términos de ingresos.

Estos elementos deberán ser tomados en cuenta a la hora de analizar los resultados. Para analizarlos, en esta sección se describirán en primer lugar las condiciones de los jóvenes en el mercado de trabajo y en el sistema educativo, y en segundo lugar las características de los logros derivados de ellos, es decir, los ingresos laborales y los años de educación alcanzados. Se incluye un análisis desagregado según las circunstancias, lo que permite analizar la relación entre ellas y los logros de los jóvenes en las ventajas analizadas. Además, intentando analizar las particularidades de la población objetivo, a partir de los datos de la ECH se incluye información sobre dos tramos de edad contiguos (30 a 34 años y 35 a 39 años) y con el total de la población adulta entre 25 y 64 años, en la medida que la información se encuentre disponible en ambas encuestas⁵⁶. Si bien la comparación por tramos etarios intenta dar una aproximación a cuál será la situación en el futuro de los jóvenes, hay que tomar los resultados con cierta cautela debido a que al ser un análisis de corte transversal los mismos no reflejan solamente un efecto de ciclo de vida sino que incluyen también efectos asociados a la composición de las cohortes (momento en que se integran al mercado laboral, tamaño de la cohorte, características educativas, etc.).

⁵⁶ La ECH de 2008 es representativa del total del país, incluyendo localidades de menos de 5000 habitantes y zonas rurales. Para que los resultados de la ECH sean comparables a los de la ENAJ se consideró solamente las localidades de más de 5000 habitantes.

5.1.1 Acceso al mercado de trabajo y sistema educativo

Resulta relevante analizar qué hacen los jóvenes en términos de estudio y trabajo. Se analiza en particular la asistencia al sistema educativo y las condiciones de inserción al mercado de trabajo para los jóvenes trabajadores, lo que será útil a los efectos de entender los resultados obtenidos por los jóvenes en términos de ingresos y años de educación. Además, se analiza si los jóvenes han formado su propio hogar y abandonado su hogar de origen así como la tenencia de hijos, en la medida que estas situaciones pueden influir en la vinculación de los jóvenes al mercado de trabajo y el sistema educativo.

El Cuadro 5.1 presenta la proporción de jóvenes independientes, jóvenes autónomos y la proporción de jóvenes con hijos, según las circunstancias que enfrentan. Siguiendo la clasificación de Filardo et al. (2010) se considera que los jóvenes son autónomos si viven en un hogar diferente al de origen y son independientes si ellos o sus cónyuges son jefes de hogar. Los resultados señalan que casi un 65% de los jóvenes son autónomos y casi un 60% son independientes. Además, un 48% de los jóvenes tiene hijos. Estos resultados estarían señalando que más de la mitad de los jóvenes no dependen del ingreso del hogar de origen, por lo que es de esperar que se encuentren trabajando en mayor medida que el resto de los jóvenes que aún no son independientes. En cambio, estos últimos se encontrarían en mejores condiciones para continuar los estudios, aunque el ingreso por trabajo de éstos puede ser un apoyo significativo en los hogares con pocos recursos.

Se encuentran además diferencias relevantes según las circunstancias. En primer lugar, se observan diferencias de más de 10 pp. en la condición de autonomía e independencia a favor de las mujeres. Destaca particularmente la diferencia en la proporción de hijos, que supera los 20 pp. Este resultado podría estar indicando una presencia importante de madres solteras e hijos no reconocidos por sus padres, aunque también puede deberse a que las mujeres conforman pareja con hombres mayores. Los resultados estimados dan algunos indicios para respaldar estas razones. En primer lugar, una mayor proporción de mujeres jóvenes con hijos no conviven con su pareja, en relación a los hombres, alcanzando a 28% de las mujeres con hijos y a 22% de los hombres con hijos, lo que podría estar asociado a la primera razón planteada. Con respecto a la segunda hipótesis, se observa que la edad promedio de las parejas (corresidentes) de las mujeres con hijos (32 años) es significativamente mayor a la edad promedio de las parejas (corresidentes) de los hombres con hijos (27 años).

Para el resto de las circunstancias, las condiciones de autonomía e independencia así como la presencia de hijos es mayor en los jóvenes de circunstancias más desfavorables, es decir jóvenes de ascendencia étnico-racial minoritaria, del Interior del país, y con padres de menor nivel educativo. Las diferencias son todas de magnitud considerable, salvo la proporción de autónomos e independiente según raza.

Cuadro 5.1. Proporción de jóvenes autónomos, independientes y con hijos. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Autónomos	69.4	57.2	63.4	63.9	57.7	68.6	69.3	63.5	52.6	63.5
Independientes	64.4	51.3	57.7	59.9	53.2	62.3	63.2	58.4	47.5	58.0
Con hijos	58.6	37.1	46.5	56.6	39.7	55.6	64.2	47.3	20.9	48.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

El Cuadro 5.2 presenta la situación educativa y laboral de los jóvenes entre 25 y 29 años a partir de los datos de la ENAJ, y de la población entre 30 a 34, 35 a 39 y del total de adultos entre 25 y 64 años a partir de los datos de la ECH. Si se considera el total de jóvenes que se encuentran en el mercado de trabajo, incluyendo a quienes estudian simultáneamente, se observan diferencias de escasa magnitud entre los jóvenes y el resto, ubicándose el porcentaje de trabajadores en torno a 80% para los distintos tramos etarios. Por otra parte, las diferencias por género son relevantes para los distintos tramos de edad; mientras que la proporción de trabajadores en las mujeres jóvenes es de 69%, esta cifra asciende a 90% en los hombres jóvenes. Estas diferencias por género son consistentes con las menores tasas de empleo que se encuentran para el total de la población en edad de trabajar femenina en Uruguay (Espino y Leites 2008; Perazzo 2008). El hecho de que se observan ingresos solo para quienes participan en el mercado de trabajo, y en particular en el caso de las mujeres entre quienes la población de trabajadoras es menor, puede afectar los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación de ingresos⁵⁷ a partir de la presencia de sesgo de selección, lo que se tomará en cuenta en la estimación a realizar.

En segundo lugar, el análisis desagregado de los trabajadores según su asistencia o no al sistema educativo muestra diferencias relevantes por tramo etario. Se observa que un 65% del total de jóvenes uruguayos se encuentra inmerso exclusivamente en el mercado de trabajo, en comparación con un 75 y 79% de los tramos etarios siguientes. En la población adulta total el porcentaje se eleva a 74%. En consecuencia, existe un conjunto de jóvenes que aún no se encuentran insertos completamente al mercado de trabajo y que probablemente lo harán dentro de unos años. Por otra parte, el análisis por género muestra diferencias importantes. La proporción de trabajadores, sin considerar a estudiantes que trabajan, asciende a 76% para los jóvenes varones pero es apenas superior al 53% para las mujeres jóvenes, aunque también en los otros tramos etarios se observan diferencias importantes por género.

En tercer lugar, se observa que un 15% de los jóvenes entre 25 y 29 años estudia y trabaja simultáneamente, situación que se reduce a 7 y 3% en los dos siguientes tramos etarios respectivamente. Esta condición se observa en mayor medida entre las mujeres (16%) que los hombres jóvenes (13%).

Por otra parte, el porcentaje de jóvenes en este tramo etario que se encuentra exclusivamente asistiendo al sistema educativo es de apenas 4%. Si consideramos el conjunto de jóvenes que aún se encuentran estudiando, independientemente de su situación en el mercado de trabajo, se encuentra que el 19% de los jóvenes se ubican en esta categoría, aunque esta proporción se reduce a 8% en el siguiente tramo etario y alcanza apenas 4% entre los 35 y 39 años. Esto señala que un poco menos del 20% de los jóvenes aún no han alcanzado su nivel educativo potencial, lo que puede operar reduciendo la desigualdad en educación pero también en ingresos debido a la presencia de retornos a la educación, y en particular la desigualdad de oportunidades en la medida que, como se verá a continuación, quienes se encuentran estudiando presentan mejores circunstancias (ver Cuadro 5.3).

⁵⁷ La ecuación de ingresos refiere a la ecuación que incluye como regresores al conjunto de circunstancias. Por ende, no debe confundirse con una ecuación de ingresos tradicional o de Mincer.

Cuadro 5.2. Situación educativa y laboral. Tramos de edad seleccionados. 2008.

Población	25 a 29 (ENAJ)			30 a 34 (ECH)			35 a 39 (ECH)			25 a 64 (ECH)		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Estudian y no trabajan	5.2	3.2	4.2	2.0	0.8	1.4	0.8	0.4	0.6	1.2	0.6	0.9
Trabajan y no estudian	53.3	76.3	64.5	65.3	86.4	75.1	69.7	91.1	79.4	63.6	85.9	73.9
Estudian y trabajan	15.8	13.4	14.6	7.1	5.9	6.6	3.6	2.7	3.2	4.3	3.5	3.9
No estudian ni trabajan	25.6	7.1	16.6	25.6	6.9	16.9	25.9	5.8	16.8	30.9	10.0	21.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

El análisis de la situación laboral y educativa de los jóvenes muestra diferencias importantes según las circunstancias que enfrentan (Cuadro 5.3). En primer lugar, se observa que los jóvenes de ascendencia blanca presentan mejores condiciones que el resto. Las diferencias más importantes se encuentran en el porcentaje de jóvenes que estudia, que asciende a 20% para la raza blanca frente a 13% para el resto. Además, más de 1 de cada 5 jóvenes de raza minoritaria no estudia ni trabaja, mientras que menos de 1 de cada 6 jóvenes de raza blanca se encuentra en esta situación. Como se vio en el apartado 3.4.1, los adolescentes afrodescendientes en particular se caracterizan por un abandono más temprano del sistema educativo y entrada más temprana al mercado de trabajo en relación a los blancos (Bucheli y Cabella 2007).

El análisis por región de nacimiento muestra que entre los nacidos en Montevideo es mayor la proporción de jóvenes que estudian y trabajan, mientras que para los nacidos en el Interior del país es mayor el peso de quienes estudian y no trabajan. Finalmente, los jóvenes con padres más educados presentan condiciones de inserción laboral y educativa más favorables. A medida que aumenta el nivel educativo de los padres, aumenta la proporción de jóvenes que estudian. Destacan las diferencias entre los jóvenes que estudian y trabajan simultáneamente; en tanto solo el 5% de los jóvenes con padres de menor nivel educativo estudian y trabajan, esta proporción asciende a casi un tercio entre los jóvenes con padres más educados. Complementariamente, a mayor nivel educativo de los padres, menor es la proporción de jóvenes que trabajan y no estudian. En síntesis, se observa como era de esperar que aquellos jóvenes con mejores circunstancias se encuentran en mayor medida estudiando y no trabajando.

Cuadro 5.3. Situación educativa y laboral según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres		
	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años
Estudian y no trabajan	4.3	3.9	4.7	3.8	2.0	4.8	6.7
Trabajan y no estudian	64.4	65.4	61.9	66.9	72.3	64.3	50.8
Estudian y trabajan	15.7	9.3	19.8	10.1	5.3	14.8	31.4
No estudian ni trabajan	15.7	21.4	13.6	19.3	20.3	16.1	11.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Con respecto a la asistencia al sistema educativo, el Cuadro 5.4 muestra cómo se distribuyen los jóvenes que actualmente asisten al sistema educativo según años de educación alcanzados y circunstancias. Se observa que si bien la gran mayoría de los jóvenes que asisten al sistema educativo se encuentran cursando enseñanza terciaria (83%), existen algunas diferencias relevantes según las circunstancias. En este sentido, destacan las diferencias encontradas por raza y nivel educativo de los padres. El 15% de los jóvenes de raza minoritaria que estudian tienen entre 6 y 8 años de educación, por lo que se encuentran

cursando un nivel equivalente a primer ciclo de enseñanza media. En cambio, esta proporción se reduce a apenas 4% para los jóvenes de ascendencia blanca. Asimismo, mientras que el 85% de los jóvenes blancos que asisten cursan niveles terciarios, los jóvenes de raza minoritaria en esta situación representan un poco más del 65%.

El nivel educativo de los padres también presenta un patrón diferencial, indicando que los hijos de padres más educados se encuentran asistiendo en mayor medida a enseñanza terciaria. Así, más del 90% de los jóvenes cuyos padres tienen más de 12 años de educación cursan estudios superiores, y en particular más del 55% están cursando como mínimo cuarto año de la carrera terciaria. En cambio, entre los jóvenes de padres con hasta 6 años de educación la asistencia a enseñanza terciaria representa el 71%, de los cuales menos de un 30% ya cursó al menos tres años de enseñanza terciaria.

Por último, el análisis por género y región de nacimiento muestra una ventaja a favor de las mujeres y los jóvenes nacidos en Montevideo. Una mayor proporción de las mujeres y jóvenes nacidos en Montevideo que asisten cursan enseñanza terciaria. Además, las mujeres presentan una ventaja en términos de años cursados, en tanto el 50% de las mujeres que estudian cursan al menos cuarto año de enseñanza terciaria, en relación al 33% en los hombres, pero esta diferencia no se observa para los nacidos en Montevideo.

El análisis de la asistencia al sistema educativo según las circunstancias señala entonces que los jóvenes con circunstancias más favorables se encuentran en mayor medida estudiando que el resto y además cursan niveles educativos más avanzados⁵⁸.

Cuadro 5.4. Distribución de los jóvenes que asisten al sistema educativo por nivel al que asisten según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias Nivel educativo alcanzado	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Entre 6 y 8 años	4.2	6.4	3.9	14.7	2.9	8.7	13.4	6.7	-	5.2
Entre 9 y 11 años	10.7	14.0	11.2	19.3	12.9	10.9	15.4	14.5	7.4	12.1
Entre 12 y 14 años	35.1	46.6	41.9	25.6	42.3	36.5	43.0	41.9	36.2	40.0
Más de 14 años	50.0	33.0	43.0	40.3	42.0	43.9	28.2	36.9	56.4	42.7
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

En síntesis, los resultados hasta ahora muestran que los jóvenes tienen características particulares de inserción en el mercado de trabajo y el sistema educativo, en relación al resto de los tramos etarios, y también se observan diferencias entre los jóvenes según las circunstancias. En particular, la menor proporción de jóvenes que trabajan exclusivamente sumada a la mayor presencia de jóvenes que estudian en relación al resto de los tramos etarios, sugieren que parte de la población objetivo no ha alcanzado aún su ingreso potencial. Además, como se desprende del análisis previo, más del 80% de los jóvenes que asisten actualmente al sistema educativo cursan estudios de nivel terciario. En consecuencia, debido a la existencia de retornos crecientes a la educación, quienes se encuentran estudiando a nivel terciario en

⁵⁸ En el caso de los jóvenes que asisten a un nivel equivalente a primer ciclo de enseñanza media, es de esperar que dada su edad, asistan a la UTU o a liceo nocturno. El Cuadro A.8 del Anexo I muestra que menos de la mitad de los jóvenes que asisten en este nivel estudian en la UTU.

particular obtendrán en promedio un mayor ingreso una vez insertos completamente en el mercado de trabajo que aquellos con menor nivel educativo que trabajan actualmente. En la medida que los jóvenes con mejores circunstancias son en mayor medida quienes están estudiando, y además cursan niveles más avanzados, como se vio, los resultados en términos de desigualdad de ingresos para esta población, y en particular de desigualdad de oportunidades en ingresos, serán probablemente menores a los que se obtendrían para la totalidad de la población trabajadora. Finalmente, una proporción significativa de jóvenes aún no son independientes o autónomos y no tienen hijos, lo que señalaría que estos jóvenes requieren en menor medida de su propio ingreso para sustentar el hogar y además tienen mayores posibilidades de continuar los estudios que el resto de los jóvenes. En la medida que los procesos de autonomía, independencia y tenencia de hijos están más expandidos en los jóvenes con peores circunstancias, esto operaría reduciendo la desigualdad de oportunidades en ambas dimensiones en relación a la que se observaría en el resto de la población adulta, que ya ha procesado estos cambios propios de la transición a la adultez.

A continuación se analizan algunas características de los trabajadores jóvenes, lo que permite tener una aproximación a las características de su empleo y por ende con los ingresos que de él obtienen. En relación a los jóvenes que se encuentran trabajando, se observa que un 19% estudia. Como era de esperar este porcentaje se reduce significativamente para las siguientes cohortes alcanzando a apenas 4% para los trabajadores entre 35 y 39 años. Como se mencionó, esto indica para esta proporción de los trabajadores jóvenes el ingreso observado se encuentra por debajo del ingreso potencial debido a que no han terminado sus estudios. Por otra parte, un 24% de los ocupados jóvenes trabaja a tiempo parcial (menos de 35 horas semanales)⁵⁹. Esta característica puede estar asociada a los jóvenes que estudian y trabajan. De hecho, entre los hombres la proporción de trabajadores a tiempo parcial se reduce en las cohortes subsiguientes. No obstante, en las mujeres la incidencia del tiempo parcial aumenta en los siguientes tramos etarios, lo que probablemente se asocie a su rol más importante en el cuidado de los hijos. En cuanto a la calidad del empleo, medido a través del registro a la seguridad social, se observa que la ausencia de registro no presenta una incidencia sensiblemente mayor en los jóvenes, en comparación a los adultos, ubicándose cerca del 30% en todos los casos (Cuadro 5.5).

Los trabajadores jóvenes presentan características diferenciales según sus circunstancias. En primer lugar, son notorias las diferencias por sexo. Más de un 20% de las mujeres trabajadores estudian frente a menos de un 15% entre los trabajadores hombres. Además, la incidencia del trabajo a tiempo parcial es sensiblemente más elevada entre las mujeres, tendencia que se pronuncia en las cohortes más viejas (Cuadro 5.5).

⁵⁹ La estimación considerando tiempo parcial como 20 horas o menos de trabajo semanal muestra una tendencia similar entre cohortes.

Cuadro 5.5. Características de los trabajadores (% sobre el total de trabajadores). Tramos de edad seleccionados. 2008.

Población	25 a 29 (ENAJ)			30 a 34 (ECH)			35 a 39 (ECH)			25 a 64 (ECH)		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Estudiantes	22.9	14.9	18.5	9.9	6.4	8.0	4.9	2.9	3.9	6.4	3.9	5.0
Trabajo a tiempo parcial	33.5	15.7	23.6	36.4	13.2	24.2	40.8	11.5	25.7	38.3	15.3	26.1
Informales	26.8	28.8	27.9	28.7	27.0	27.8	28.5	26.6	27.5	30.2	27.5	28.8

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

También destacan las diferencias en la proporción de estudiantes según raza y nivel educativo de los padres. En concreto, el 20% de los trabajadores blancos son estudiantes, mientras que entre los jóvenes de raza minoritaria la proporción se reduce a 12%. Por otro lado, solo el 7% de los jóvenes con padres de nivel educativo bajo estudian frente a un 38% de los trabajadores con padres de nivel educativo alto. Además, la proporción de trabajadores que estudian es significativamente más elevada entre los jóvenes nacidos en Montevideo en relación a los jóvenes nacidos en el Interior del país, lo que puede responder a la escasez de servicios de educación terciaria en el Interior del país. También se observan diferencias respecto a la informalidad según las circunstancias. Los trabajadores de raza minoritaria tienen una incidencia de la informalidad levemente superior al promedio de los jóvenes (31%), mientras que en los blancos se ubica en torno al promedio. Las diferencias más pronunciadas ocurren por nivel educativo de los padres, donde los hijos de padres con menor educación son más informales que el promedio, los hijos de padres con nivel educativo intermedio se ubican en torno al promedio y los hijos de padres más educados tienen una informalidad sensiblemente inferior al promedio (Cuadro 5.6).

Cuadro 5.6. Características de los trabajadores (% sobre el total de trabajadores) según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres		
	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años
Estudiantes	19.6	12.4	24.2	13.1	6.9	18.7	38.2
Trabajo a tiempo parcial	23.4	25.2	22.4	24.8	24.3	23.0	24.2
Informales	27.4	31.0	25.7	30.0	38.4	25.6	15.9

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Por otra parte, destaca la proporción de jóvenes que no estudian ni trabajan (17%), aunque el peso de las personas que no estudian ni trabajan es similar en las subsiguientes cohortes. Las diferencias por género son muy marcadas en este sentido, en tanto más del 25% de las mujeres jóvenes no estudian ni trabajan en comparación con un 7% de los jóvenes varones (Cuadro 5.2)⁶⁰. Con respecto al resto de las circunstancias, una mayor proporción de jóvenes nacidos en el Interior del país no estudian ni trabajan, en relación a los nacidos en Montevideo. Los resultados también muestran diferencias relevantes según el nivel educativo de los padres. La proporción de jóvenes que no estudian ni trabajan varía entre 11 y 20%, siendo mayor cuanto menor es el nivel educativo alcanzado por los padres. Por último, 21% de los jóvenes de ascendencia minoritaria se ubican en esta situación en comparación con 16% de los jóvenes

⁶⁰ El hecho de que las proporciones sean similares entre los jóvenes y la población entre 25 y 64 señala un efecto composición asociado a la presencia de inactivos entre los mayores, y en particular entre las mujeres mayores, mientras que entre las mujeres jóvenes es mayor la incidencia del desempleo (Cuadro A.6 del Anexo I).

blancos (Cuadro 5.3). Como se vio en el apartado 3.4.1, la población de ascendencia minoritaria y en particular los afrodescendientes presentan condiciones de inserción laboral significativamente más desfavorables que la población blanca.

5.1.2 Desigualdad de ingresos y años de educación

A continuación se analizan los resultados obtenidos por los jóvenes en términos de ingresos y años de educación, comparando con los tramos etarios inmediatamente más viejos y con el total de la población entre 25 y 64 años. Además, se realiza el análisis desagregado por circunstancias.

Ingresos del trabajo

En el Cuadro A.10 del Anexo I se presentan los ingresos laborales y las horas trabajadas promedio por tramos de edad. Los jóvenes reciben un ingreso del trabajo (mensual y por hora) sistemáticamente menor a las siguientes cohortes y al total de la población adulta entre 25 y 64 años. Por ejemplo, los jóvenes reciben un ingreso laboral por hora promedio de 54 pesos constantes, mientras que el promedio del ingreso por hora para los trabajadores de las siguientes cohortes alcanza a 67 y 80 pesos respectivamente. Las diferencias en los ingresos de todas las poblaciones son significativas al 95%, como señalan los intervalos de confianza. Cabe mencionar que estas diferencias en los jóvenes incluyen tanto un efecto cohorte como un efecto ciclo de vida, aunque es de esperar que este último efecto sea más importante. En este sentido, los menores ingresos en los jóvenes pueden explicarse por la existencia de retornos a la experiencia y la educación significativos, que son señalados como un factor importante por la literatura. En primer lugar, los retornos a la educación pueden no verse desplegados completamente, en particular esto es cierto para el 19% de los trabajadores que aún se encuentran estudiando. En segundo lugar, es probable que la experiencia explique en gran medida los menores ingresos de los trabajadores jóvenes⁶¹.

Para analizar el posible efecto diferencial de los retornos a la educación por tramos de edad se presentan a continuación estimaciones de ecuaciones de Mincer, a partir de los datos de la ECH (Cuadro 5.7). Se incluyen como regresores los años de educación, años de educación al cuadrado, sexo, región y raza. Debido a que los tramos analizados incluyen solo 5 años no se incluyó la experiencia potencial como regresor debido a que está muy correlacionada con los años de educación, salvo para el conjunto de la población entre 25 y 64 años y 20 a 64 años para los cuales se incluyó la experiencia potencial y experiencia potencial al cuadrado⁶². Se corrigió por sesgo de selección para los tramos de edad en los que se verificó existencia de sesgo. Los resultados muestran un patrón creciente de los retornos por educación desde los 20 años hasta los 49. En particular, los retornos de los jóvenes entre 25 y 29 años son sensiblemente menores a los retornos de los adultos entre 40 y 54 años. De esta forma, se confirma que una de las razones de los menores ingresos de los jóvenes es la presencia de menores retornos a la educación. Por otra parte, dado que se observa que los retornos a la experiencia presentan coeficientes elevados para el total de la población adulta, la menor experiencia de los jóvenes, debido a su edad, también estaría explicando parte de sus menores ingresos.

⁶¹ Cabe mencionar que los menores ingresos de los jóvenes no parecen responder a un efecto composición asociado a que los trabajadores son los menos educados. Como se analiza más adelante, los jóvenes trabajadores presentan diferencias favorables leves en términos de educación en relación al conjunto de los jóvenes (ver Cuadros 5.11 y 5.12).

⁶² La experiencia potencial se define como la edad menos los años de educación menos 6.

Cuadro 5.7. Ecuación de Mincer por tramos de edad. Coeficientes seleccionados. 2008.

Variables	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	25 a 64	20 a 64
Años de educación	0.0661***	0.0720***	0.0718***	0.0795***	0.0814***	0.1254***	0.0932***	0.0561***	0.0448***	0.0778***	0.0772***
Años de educación al cuadrado	0.0008	0.0001	0.0008	0.0009*	0.0009*	-0.0003	0.0006	0.0019***	0.0028***	0.0015***	0.0015***
Experiencia potencial										0.0349***	0.0353***
Experiencia potencial al cuadrado										-0.0004***	-0.0004***
Lambda		-0.4923***	-0.2801***	-0.2133**	-0.2941***					-0.2619***	-0.2704***
Observaciones	5,025	5,805	6,307	6,215	6,254	6,207	5,853	4,486	3,019	44,146	49,171
R ²	0.1306	0.1872	0.2223	0.2799	0.2982	0.3409	0.2864	0.2474	0.2395	0.2792	0.2860

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Ingreso laboral por hora a precios constantes de junio de 2008.

Fuente: elaboración propia en base a ECH 2008.

El Cuadro A.11 del Anexo I presenta los ingresos laborales y horas trabajadas promedio en los jóvenes, desagregando por circunstancias⁶³. Con respecto a las diferencias por género, los ingresos promedio por hora de los jóvenes no presentan prácticamente diferencias por género, mientras que para el resto de las cohortes se observa una brecha creciente en el ingreso por hora a favor de los hombres. No obstante, los ingresos mensuales de los jóvenes muestran una brecha por género significativa a favor de los hombres, lo que se explica porque las mujeres trabajan en promedio siete horas semanales menos que los hombres. El resto de las cohortes muestra una diferencia positiva entre los ingresos de hombres y mujeres promedio y las brechas parecen ser más amplias en los tramos de mayor edad. Como se vio en el capítulo 3, diversos estudios han identificado la existencia de una brecha salarial por sexo en Uruguay asociada a fenómenos de discriminación de género y segregación ocupacional.

Para el resto de las circunstancias, en contraste con lo observado por sexo para los jóvenes, las brechas de ingresos se observan tanto en los ingresos mensuales como en los ingresos por hora, siendo las diferencias entre los ingresos de las diferentes categorías de circunstancias todas significativas al 95%. Estas diferencias indican el resultado esperado en las tres circunstancias, mostrando diferencias favorables para los jóvenes blancos, los nacidos en Montevideo y con padres más educados. Las diferencias son particularmente amplias entre los jóvenes blancos y sus pares de ascendencia minoritaria, y en especial en el ingreso por hora, indicando que los jóvenes blancos ganan un ingreso por hora de casi 30% más que el resto (Cuadro A.11 del Anexo I). Estos resultados son similares, aunque un poco menores, a lo hallado en trabajos previos para el conjunto de la población adulta afrodescendiente en relación a la población blanca. Como se vio en el capítulo 3, se identifica que los trabajadores blancos ganan un ingreso salarial por hora equivalente, en promedio, entre 35 y 40% más que sus pares afrodescendientes (Bucheli y Porzecanski 2008; Bucheli y Sanroman 2010). Por otra parte, Bucheli y Cabella (2007) señalan que las diferencias de remuneraciones entre la población de ascendencia indígena y blanca se dan para los más viejos y en particular para los hombres pero no para los más jóvenes.

A medida que aumentan los años aprobados por los padres se observa un aumento significativo del ingreso promedio (mensual y por hora) de los hijos jóvenes. Destacan las diferencias de ingresos entre los jóvenes con padres de mayor nivel educativo en relación al resto. Por ejemplo, la brecha salarial entre los

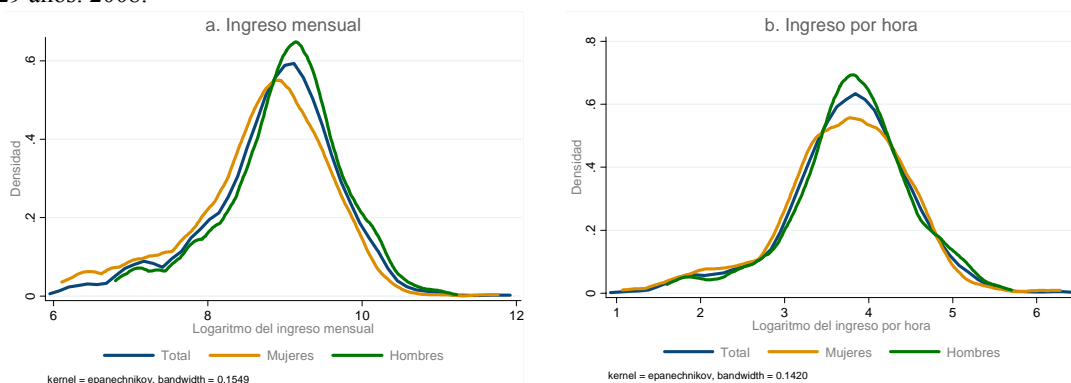
⁶³ El Cuadro A.14 del Anexo I presenta los ingresos por hora según *tipos* para las dos especificaciones, lo que permite analizar la interacción entre las distintas circunstancias.

hijos de padres más educados y menos educados que los primeros obtienen un ingreso mensual y por hora 70% mayor a los hijos de padres con 6 años de educación máxima. Además, cabe notar que los ingresos promedio del grupo de jóvenes con padres de nivel terciario superan el ingreso promedio del grupo etario entre 30 y 34 aunque son menores a los del grupo de 35 a 39 y al total de la población adulta entre 25 y 64 (Cuadro A.10 y Cuadro A.11 del Anexo I).

Finalmente, para la región de nacimiento las diferencias a favor de Montevideo son menores que en el resto de las circunstancias, en particular en el ingreso por hora. Este resultado es similar a lo encontrado en la literatura sobre mercado de trabajo para Uruguay, que señala la existencia de un diferencial de ingresos positivo a favor de Montevideo en relación al Interior urbano (Amarante y Arim 2005), aunque en los últimos años el diferencial tuvo una evolución decreciente, como resultado principalmente de la mayor recuperación de los ingresos del Interior urbano entre 2003 y 2007 (Alves et al. 2009). Hay que tener en cuenta que la variable de análisis no es la misma, en tanto las ecuaciones de ingresos tradicionales incorporan la región de residencia actual y no la región de nacimiento, como interesa en este trabajo. Sin embargo, ambas variables se encuentran altamente correlacionadas (0.67 para la población bajo análisis). Como se observa en el Cuadro A.4 del Anexo I más del 80% de los jóvenes continúan viviendo en la misma región en la que nacieron.

En segundo lugar, se analiza la distribución de los ingresos del trabajo para el total de jóvenes y por sexo. En el panel a) de la siguiente gráfica se puede apreciar que la distribución de los ingresos mensuales muestran una ventaja nítida a favor de los hombres. En tanto, para el ingreso por hora si bien se observa que la distribución favorece a los hombres, la ventaja se encuentra más diluida (panel b) Gráfica 5.1). Además, para el ingreso laboral por hora la distribución de las remuneraciones de las mujeres se encuentra más dispersa que la de los hombres, lo que es coherente con los errores estándar mayores para los ingresos de las mujeres presentados anteriormente (Cuadro A.10 del Anexo I), y con los mayores índices de desigualdad que se analizan más adelante (ver Cuadro 5.8).

Gráfica 5.1. Función de densidad *kernel* de los ingresos laborales según sexo (precios corrientes). 25 a 29 años. 2008.



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

A partir de estas distribuciones se estima la desigualdad de ingresos laborales para los jóvenes. Esta dimensión es fundamental en tanto este trabajo intentará medir qué parte de la desigualdad total se explica por un conjunto de variables conceptualmente relevantes (las circunstancias observadas). El Cuadro 5.8 muestra la desigualdad de ingresos laborales por hora para la población joven y para los tramos de edad

de la población adulta seleccionados⁶⁴. La desigualdad de ingresos laborales por hora para la población analizada es sensiblemente menor a la observada en la totalidad de la población adulta para todos los índices analizados. En particular, la desigualdad medida a través del índice de Gini se ubica en 0.36 para los jóvenes mientras que para los adultos entre 25 y 64 años alcanza a 0.46, superándola en casi 10 pp. Para los índices de entropía las diferencias son aún mayores. Las diferencias entre los índices de estas dos poblaciones son estadísticamente significativas al 95%. Esta menor desigualdad de los ingresos de los jóvenes se reconoce comúnmente en la literatura y se explica porque los retornos educativos suelen aumentar con la edad, elemento que ya fue analizado.

Al comparar con los tramos etarios más cercanos, los resultados muestran que las diferencias entre la desigualdad son menores aunque no despreciables, siendo estadísticamente significativas al 95% para el total de jóvenes. En particular, destacan las diferencias en los índices de los hombres. Por ejemplo, el índice de Gini para los jóvenes hombres se ubica en 0.35 mientras que para los hombres entre 30 y 34 años asciende a 0.39. Las diferencias en los índices de los hombres jóvenes y cada tramo etario seleccionado son en casi todos los casos estadísticamente significativas al 95%. En cambio, en las mujeres las diferencias, si bien relevantes, no son significativas al 95%, con excepción de las diferencias con el total de la población entre 25 y 64 años.

Cuadro 5.8. Medidas de desigualdad. Ingresos laborales por hora (a pesos corrientes –ENAJ- y precios constantes de junio de 2008 –ECH-). Tramos de edad seleccionados. 2008.

a. 25 a 29 años (ENAJ)											
Índice	Mujeres			Hombres			Total				
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)		
	0.380	0.272	0.264	0.347	0.217	0.205	0.362	0.241	0.231		
Error estándar	0.017	0.024	0.034	0.013	0.018	0.016	0.010	0.013	0.018		
Intervalo de conf.	0.352 0.410	0.231 0.318	0.207 0.332	0.321 0.375	0.189 0.261	0.177 0.240	0.348 0.382	0.222 0.273	0.208 0.271		

b. 30 a 34 años (ECH)											
Índice	Mujeres			Hombres			Total				
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)		
	0.412	0.316	0.320	0.394	0.279	0.289	0.403	0.297	0.303		
Error estándar	0.008	0.012	0.020	0.007	0.011	0.018	0.006	0.009	0.014		
Intervalo de conf.	0.395 0.428	0.292 0.337	0.282 0.372	0.381 0.410	0.257 0.304	0.259 0.332	0.392 0.414	0.280 0.313	0.282 0.335		

c. 35 a 39 (ECH)											
Índice	Mujeres			Hombres			Total				
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)		
	0.431	0.342	0.375	0.433	0.331	0.379	0.432	0.337	0.378		
Error estándar	0.011	0.019	0.048	0.010	0.015	0.029	0.007	0.012	0.024		
Intervalo de conf.	0.412 0.454	0.307 0.376	0.313 0.514	0.419 0.455	0.310 0.367	0.340 0.453	0.416 0.444	0.312 0.363	0.337 0.432		

d. 25 a 64 años (ECH)											
Índice	Mujeres			Hombres			Total				
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)		
	0.452	0.378	0.422	0.458	0.374	0.419	0.456	0.378	0.422		
Error estándar	0.006	0.011	0.034	0.003	0.005	0.011	0.004	0.006	0.017		
Intervalo de conf.	0.443 0.468	0.363 0.414	0.380 0.545	0.452 0.465	0.363 0.385	0.399 0.440	0.451 0.464	0.366 0.390	0.395 0.461		

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

⁶⁴ Para los diferentes índices de desigualdad se estimaron los errores estándar y los intervalos de confianza mediante el método de *bootstrap*, aplicando 100 replicaciones y considerando la estratificación y los pesos de la muestra en cada replicación. El método *bootstrap* permite estimar las propiedades de un estimador, como la varianza, mediante la construcción de muestras aleatorias a partir de la distribución empírica de la muestra original. En concreto, construye primero la distribución de la muestra original, y a partir de la misma toma muestras aleatorias de igual tamaño, con reposición (Mills y Zandvakili 1997).

Educación

Los jóvenes obtienen resultados en años de educación aprobados mayores a la población adulta entre 25 y 64 años, y levemente mayores a los tramos etarios subsiguientes. Esto responde a un proceso intergeneracional de aumento de la escolarización de la población, asociado a la expansión de la oferta educativa y al establecimiento de umbrales de enseñanza formal obligatoria, entre otras razones. El promedio en años de educación de los jóvenes alcanza a 10.5, mientras que para los adultos entre 25 y 64 años es de 9.7 años y para los adultos entre 30 y 39 años se ubica en torno a los 10 años. Cabe notar que los jóvenes presentan un promedio de escolarización mayor a las poblaciones adultas, aún cuando casi un 20% no ha culminado sus estudios. Estos resultados son consistentes con el aumento de la escolarización de la población observado a lo largo del tiempo, como se vio en el capítulo 3. En efecto, el promedio de los años de educación de la población de 25 años y más creció desde 7.2 en 1986 a 9.2 en 2010 (Gráfica A.1 del Anexo I).

Por otra parte, en este caso, las diferencias de género favorecen a las mujeres que presentan más de 1 año de educación adicional a los hombres entre los jóvenes (Cuadro 5.9). Como se vio en la revisión de antecedentes, los mayores niveles educativos de las mujeres en promedio también se observan para el total de la población, y las diferencias han tendido a ampliarse con el tiempo (Bucheli y Cabella 2007).

Cuadro 5.9. Años de educación promedio. Tramos de edad seleccionados. 2008.

Población	25 a 29 (ENAJ)			30 a 34 (ECH)			35 a 39 (ECH)			25 a 64 (ECH)														
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total												
Promedio	11.1	10.0	10.5	10.6	9.7	10.2	10.5	9.6	10.1	10.0	9.4	9.7												
Error estándar	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00												
Intervalo de conf. (95%)	11.0	11.1	10.0	10.0	10.5	10.5	10.62	10.67	9.65	9.70	10.18	10.21	10.51	10.56	9.62	9.68	10.11	10.15	10.02	10.04	9.40	9.42	9.74	9.75

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

El Cuadro 5.10 presenta el promedio de años de educación según el resto de las circunstancias observadas⁶⁵. Se observa que existen diferencias importantes por ascendencia racial y nivel educativo de los padres, en línea con lo hallado en los ingresos laborales. En particular, la población blanca tiene en promedio más de 1 año y medio de escolarización que la población de ascendencia minoritaria. Estos resultados son similares a lo encontrado por estudios anteriores (ver capítulo 3). Son también significativas las diferencias por nivel educativo de los padres; los hijos cuyos padres alcanzaron al menos 13 años de educación tienen en promedio cinco años de estudio más que los jóvenes cuyos padres alcanzaron como máximo primaria y tres años más que los jóvenes con padres con educación media. Finalmente, las diferencias por región de nacimiento muestran una leve ventaja a favor de Montevideo.

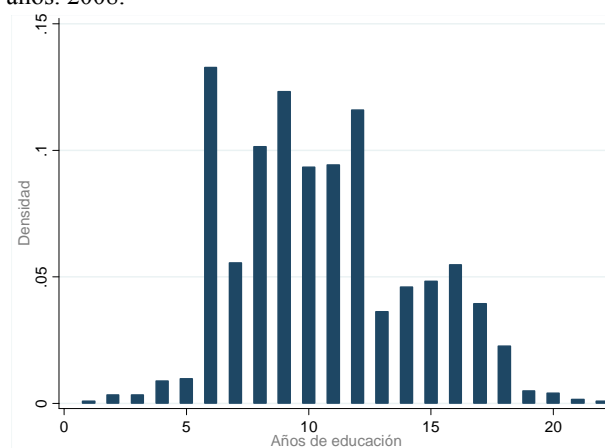
⁶⁵ El Cuadro A.14 del Anexo I presenta el promedio de años de educación según *tipos* para las dos especificaciones, lo que permite analizar la interacción entre las distintas circunstancias.

Circunstancias	Raza		Región de nacimiento				Nivel educativo de los padres							
	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años							
Promedio	10.8	9.2	10.9	10.2	8.6	10.7	13.5							
Error estándar	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02							
Intervalo de conf. (95%)	10.76	10.80	9.21	9.28	10.87	10.92	10.19	10.23	8.62	8.67	10.70	10.74	13.48	13.55

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

El análisis de la distribución de los jóvenes según años de educación muestra que la mayor concentración se encuentra entre los 6 y 12 años de educación. Los años que acumulan mayor proporción son los años que corresponden a primaria, ciclo básico y enseñanza secundaria completa (Gráfica 5.2). Esto señala una propensión de las personas a la culminación de los distintos ciclos, pero no necesariamente a respetar los años de educación de enseñanza obligatoria. En efecto, al momento en que estos jóvenes cursaron gran parte de sus estudios la enseñanza obligatoria alcanzaba el ciclo básico (9 años de educación)⁶⁶, pero la moda de la distribución se ubica en los seis años.

Gráfica 5.2. Distribución de los años de educación. 25 a 29 años. 2008.



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

El Cuadro 5.11 muestra la distribución de los jóvenes por tramos de educación según circunstancias. Se observa que casi 16% de los jóvenes entre 25 y 29 años alcanzó solamente primaria completa. La mayor concentración se ubica en enseñanza media, que abarca casi el 60% de los jóvenes incluyendo ciclo básico y segundo ciclo. Además, casi un 45% de los jóvenes entre 25 y 29 años alcanzaron como máximo 9 años de educación formal. Finalmente, apenas uno de cada cuatro jóvenes se ubica en la enseñanza terciaria⁶⁷. Cabe recordar que si bien los años de educación alcanzados no son los definitivos, es probable que esta situación se vea modificada para menos de un 20% del total de jóvenes, que son los que asisten actualmente. Por otro lado, en línea con lo hallado hasta el momento, se observan diferencias importantes

⁶⁶ Desde enero de 2009, la nueva Ley de educación establece como obligatoria la enseñanza desde los 4 años de edad hasta completar 6 años de enseñanza secundaria.

⁶⁷ Estos resultados son consistentes con los diagnósticos realizados para Uruguay que señala el rezago de Uruguay en los niveles altos de educación, incluso en el contexto regional (Katzman y Rodríguez 2006). En este sentido, los análisis del sistema educativo uruguayo coinciden en señalar como problemas las altas tasas de repetición en primaria en relación a países de similar desarrollo educativo y social y las elevadas tasas de deserción en la educación secundaria (ANEP 2005; PNUD 2008).

en los logros educativos según las circunstancias que enfrentan los jóvenes, las cuales favorecen a las mujeres, los jóvenes blancos, los nacidos en Montevideo, y los hijos con padres más educados.

Cuadro 5.11. Distribución de jóvenes según nivel educativo por circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	14.2	17.6	13.8	26.9	13.2	18.3	32.8	9.6	2.0	15.9
Entre 7 y 9 años	25.0	32.0	27.4	33.3	27.5	29.2	35.6	30.2	9.8	28.4
Entre 10 y 12	29.1	31.9	31.5	25.1	28.9	31.8	22.1	35.8	30.9	30.4
Entre 13 y 15	15.3	10.3	13.8	7.8	15.6	10.5	6.8	13.1	23.4	12.9
Más de 15	16.4	8.3	13.5	7.0	14.9	10.3	2.6	11.3	33.9	12.4
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Los Cuadros A.15 y A.16 del Anexo I presentan la distribución por niveles educativos alcanzados de los jóvenes que no asisten y asisten actualmente al sistema educativo respectivamente. En el caso de los jóvenes que no asisten, salvo para una baja proporción que puede retomar los estudios en el futuro, es de esperar que en la mayoría hayan alcanzado su nivel educativo potencial. Se observa que los jóvenes que no asisten son significativamente menos educados que los jóvenes que asisten actualmente. Destaca en particular que casi el 85% de los jóvenes que no asisten han alcanzado como máximo 12 años de educación, mientras que entre quienes asisten esta proporción apenas supera el 30%. Esto estaría indicando que los jóvenes que no asisten han abandonado en mayor medida el sistema educativo en etapas tempranas. En cambio, los que asisten actualmente son quienes tienen mayores niveles educativos, y quienes probablemente estén en menor medida inmersos completamente en el mercado de trabajo.

Por otro lado, en el Cuadro 5.12 se presenta la distribución de los trabajadores según nivel educativo alcanzado y circunstancias. Esto permite analizar si los trabajadores presentan menor o mayor nivel educativo en relación al conjunto de jóvenes. Se observa que los jóvenes trabajadores presentan diferencias favorables leves en términos de educación en relación al conjunto de los jóvenes. La mayor calificación de los trabajadores se observa además para todas las circunstancias. Esta leve ventaja en la educación de los jóvenes trabajadores en relación al conjunto de trabajadores también se observa en los años de educación (ver Cuadro A.13 del Anexo I).

Cuadro 5.12. Distribución de los trabajadores jóvenes según nivel educativo y circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	8.1	17.0	11.2	22.8	11.0	14.9	28.9	6.9	1.6	13.0
Entre 7 y 9 años	21.1	32.1	25.9	34.3	26.5	27.8	36.0	28.4	8.4	27.2
Entre 10 y 12	32.3	33.4	33.8	27.6	30.6	35.0	25.2	38.7	30.7	32.9
Entre 13 y 15	17.6	10.1	14.5	7.3	15.9	11.1	6.8	14.3	22.6	13.4
Más de 15	20.9	7.5	14.5	8.1	16.0	11.1	3.0	11.7	36.7	13.5
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

En segundo lugar, se estimó la desigualdad total en los años de educación de la población analizada. Cabe mencionar que los niveles de desigualdad en años de educación son menores que los observados en ingresos debido a que los años de educación se encuentran acotados superiormente, teniendo un rango que es siempre menor a 30. El Cuadro 5.13 muestra la desigualdad en años de educación para jóvenes y adultos. Como era de esperar, la desigualdad en años de educación es menor en los jóvenes que en la población adulta. En la medida en que la escolarización ha aumentado en el tiempo, como se señaló anteriormente, el grupo de 25 a 64 años contiene una heterogeneidad sensiblemente mayor que el grupo más joven. Sin embargo, las diferencias en la desigualdad de los jóvenes en relación al resto son significativamente menores a las encontradas en ingresos. Las mujeres jóvenes presentan mayor desigualdad en los años de educación que los varones jóvenes en todos los índices utilizados, pero las diferencias no son significativas al 95%.

Cuadro 5.13. Medidas de desigualdad. Años de educación. Tramos de edad seleccionados. 2008.

a. 25 a 29 años (ENAJ)												
Índice	Mujeres						Hombres			Total		
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)
	0.193	0.063	0.058	0.186	0.058	0.055	0.192	0.062	0.058			
Error estándar	0.004	0.004	0.003	0.005	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002			
Intervalo de conf.	0.185 0.2	0.056 0.07	0.053 0.063	0.175 0.194	0.051 0.064	0.049 0.06	0.186 0.197	0.057 0.067	0.054 0.062			
b. 30 a 34 años (ECH)												
Índice	Mujeres						Hombres			Total		
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)
	0.195	0.067	0.061	0.201	0.073	0.066	0.2	0.071	0.064			
Error estándar	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.001			
Intervalo de conf.	0.191 0.2	0.064 0.072	0.059 0.065	0.197 0.206	0.07 0.078	0.064 0.07	0.196 0.205	0.068 0.075	0.062 0.068			
c. 35 a 39 (ECH)												
Índice	Mujeres						Hombres			Total		
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)
	0.205	0.072	0.067	0.21	0.078	0.072	0.209	0.076	0.07			
Error estándar	0.002	0.002	0.002	0.003	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001			
Intervalo de conf.	0.201 0.211	0.069 0.076	0.064 0.071	0.204 0.214	0.073 0.083	0.068 0.076	0.205 0.212	0.073 0.078	0.067 0.072			
d. 25 a 64 años (ECH)												
Índice	Mujeres						Hombres			Total		
	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)	Gini	GE(0)	GE(1)
	0.224	0.089	0.081	0.225	0.092	0.083	0.226	0.091	0.082			
Error estándar	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0			
Intervalo de conf.	0.223 0.226	0.088 0.091	0.079 0.082	0.223 0.227	0.09 0.094	0.081 0.084	0.224 0.227	0.09 0.092	0.081 0.083			

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

5.2 Desigualdad de oportunidades en ingresos

En esta sección se intenta analizar en qué medida la desigualdad encontrada en los ingresos y años de educación de los jóvenes se explican por las circunstancias observadas. Para ello se estiman índices de desigualdad de oportunidades, a partir de la descomposición de la desigualdad global en un componente intra-grupo y un componente inter-grupo (ver apartado 0).

En primer lugar, se estimó la forma reducida de la ecuación de ingresos (4.13) para el total de los jóvenes, hombres y mujeres. En los casos en que se encontró evidencia de sesgo de selección se aplicó la corrección de Heckman (ecuación (4.23)). Estas ecuaciones proveen una primera aproximación a la relevancia de las circunstancias observadas como determinantes de los resultados en el ingreso. Además, constituyen un paso del cálculo de los índices de desigualdad de oportunidades de forma paramétrica.

Como se describió en el capítulo 4, el hecho de que solo se observan los ingresos laborales de quienes trabajan puede ocasionar un sesgo de selección. Para testear la presencia de sesgo de selección, se siguió para el total de jóvenes, hombres y mujeres el procedimiento en dos etapas de Heckman.

A continuación, se presentan los resultados de la ecuación de selección estimada para el total de los jóvenes, mujeres y hombres. La selección de las variables a incluir se basó en las variables comúnmente incluidas en estudios similares para Uruguay (por ejemplo Espino, Leites, y Machado (2009); González y Rossi (2007)). En concreto, se incluyen la educación y educación al cuadrado, la edad, la asistencia al sistema educativo, la región de residencia (solamente en la especificación 1 que no incluye región de nacimiento), si el joven es jefe de hogar, si convive en pareja, la presencia de menores de 5 años en el hogar, la cantidad de perceptores de ingresos del hogar, y el ingreso del hogar sin incluir el propio ingreso. Además, se incluyeron las variables de circunstancias observadas, que constituyen las variables explicativas de la ecuación de ingresos. La ecuación de selección es similar para las dos especificaciones, con excepción de la región de nacimiento y raza que se alternan en ambas y la región de residencia que no se incorporó en la especificación 2, en tanto su inclusión simultánea con región de nacimiento restaba significación a ambas. Cabe recordar que como fue mencionado, la región de nacimiento y de residencia se encuentran fuertemente correlacionadas.

En el Cuadro 5.14 se presenta la estimación de la ecuación de selección estimada por máxima verosimilitud. Se presentan los coeficientes marginales. La salida completa con los coeficientes se presenta en el Cuadro A.17 del Anexo I. Los resultados muestran que los coeficientes estimados tienen en general el signo esperado y resultan todas significativas para alguna población.

Las variables de capital humano (educación y educación al cuadrado del joven) son significativas al 95% para ambas especificaciones y para todas las poblaciones. En todos los casos, alcanzar más años de educación influye positivamente sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, pero a tasa decreciente. El efecto es sensiblemente mayor en las mujeres. En concreto, un año adicional de educación aumenta un 10% la probabilidad de trabajar para el total de jóvenes respectivamente. En el Cuadro A.5 del Anexo I se observa que para el total de jóvenes, a medida que aumenta el nivel educativo aumenta la tasa de empleo específica, con la excepción de los jóvenes que tienen entre 13 y 15 años de educación. Sin embargo, cabe mencionar que el comportamiento es diferente para el conjunto de jóvenes si en vez de analizar participación se observan las horas promedio trabajadas, las cuales son menores en los extremos. En particular, los trabajadores que han alcanzado nivel educativo terciario trabajan en promedio 5 horas semanales menos que los trabajadores de calificación media (Cuadro A.9 del Anexo I). Esto es consistente con que quienes estudian se encuentran en mayor medida asistiendo a enseñanza terciaria. En efecto, los trabajadores que estudian, trabajan en promedio 38 horas mientras que los que no estudian trabajan en promedio más de 43 horas semanales.

El coeficiente de la variable edad resulta estadísticamente significativo al 95% para las mujeres y el total de jóvenes, no siendo significativo para los hombres. Su signo señala, como es de esperar, que a mayor edad, mayor es la probabilidad de participar en el mercado de trabajo.

La asistencia al sistema educativo tiene un impacto estadísticamente significativo y negativo, siendo más importante entre las mujeres, lo que refleja que la inversión en capital humano disminuye el tiempo

dedicado al trabajo remunerado. Los jóvenes que se encuentran estudiando, que constituyen el 19% de la población, tienen entre un 11 y un 12% menos de probabilidad de estar participando en el mercado de trabajo que los jóvenes que no asisten.

En la especificación 1 se observa que los jóvenes hombres que residen en Montevideo tienen mayor probabilidad de participar en el mercado de trabajo que los jóvenes del Interior del país, siendo este efecto fuertemente significativo en los hombres y el total, pero débil en las mujeres.

Las variables asociadas a los arreglos familiares, señalan en primer lugar que ser jefe de hogar tiene un impacto positivo en la inserción en el mercado de trabajo del total de jóvenes, y en los hombres. En segundo lugar, en el caso de las mujeres, la presencia de pareja en el hogar disminuye la probabilidad de participar en el mercado de trabajo en un 15%. Como señalan Espino et al. (2009) este resultado se vincula a los roles de género que caracterizan a las mujeres como trabajadoras secundarias, variando su oferta laboral en función del salario del cónyuge, a pesar de que la importancia de este comportamiento ha disminuido con el tiempo. Para los hombres en cambio, la presencia de pareja en el hogar no resulta significativo. En tercer lugar, la presencia de menores de cinco años en el hogar tiene un impacto significativo y negativo sobre las mujeres, mientras que en los hombres el coeficiente es positivo pero no resulta significativo. Este resultado se vincula a la hipótesis de división sexual del trabajo al interior del hogar, asociando el rol femenino al cuidado de los niños.

Además, se observa que la cantidad de perceptores de ingresos del hogar tiene un efecto débilmente significativo y positivo sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo para el total de jóvenes. Este resultado podría deberse a la existencia de una mayor valoración positiva al trabajo en el hogar o por la presencia de mayor información y redes que faciliten el acceso al mercado de trabajo. Finalmente, se observa que vivir en hogares con mayores ingresos tiene un impacto significativo y negativo sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo para los hombres. Para las mujeres no resulta significativo el efecto riqueza.

Respecto a las circunstancias, los resultados muestran que a mayor nivel educativo de los padres, menor es la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, siendo significativa en los hombres tener padres con educación media, y en las mujeres tener padres con educación superior. Resulta interesante que este resultado es independiente del nivel educativo propio. En la medida que la educación de los padres es un buen predictor de sus ingresos, este resultado podría deberse a que los jóvenes con padres más educados tienen probablemente menor necesidad de insertarse en el mercado de trabajo, pudiendo continuar sus estudios hasta obtener mayores ingresos. La variable raza señala que los jóvenes de ascendencia blanca tienen mayor probabilidad de trabajar pero el efecto no resultó significativo en ninguna población. Por su parte, la región de nacimiento, incluida en la segunda especificación, muestra que haber nacido en Montevideo aumenta la tasa de participación para mujeres y hombres, pero solo resulta significativa en este segundo caso. Por último, la variable sexo incluida para la totalidad de los jóvenes es significativa al 99% y su coeficiente refleja que los hombres tienen en promedio un 17% más de probabilidad de ser trabajadores remunerados que las mujeres. Este resultado es consistente con la existencia de una brecha de participación por sexo, que si bien ha tendido a disminuir a lo largo del tiempo, sigue existiendo (Espino et al. 2009).

Cuadro 5.14. Ecuación de selección. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Educación	0.1446***	0.0585***	0.0990***	0.1436***	0.0626***	0.0999***
Educación al cuadrado	-0.0043***	-0.0021***	-0.0031***	-0.0043***	-0.0022***	-0.0031***
Edad	0.0373***	0.0103	0.0263***	0.0363***	0.0108	0.0260***
Asistencia	-0.1446**	-0.1044***	-0.1186***	-0.1373**	-0.0901**	-0.1100***
Región de residencia (Montevideo/Interior)	0.0776*	0.0739***	0.0724***			
Jefe de hogar	0.0642	0.0473*	0.1104***	0.0684	0.0549**	0.1159***
Pareja	-0.1537***	0.0278	-0.0310	-0.1508***	0.0316	-0.0282
Menores de 5 años en el hogar	-0.1334***	0.0046	-0.0649**	-0.1343***	0.0015	-0.0663**
Perceptores de ingresos	0.0153	0.0237*	0.0352*	0.0144	0.0213	0.0338*
Ingreso del hogar sin ingreso propio (en logaritmos)	-0.0400	-0.0639***	-0.0676**	-0.0387	-0.0624***	-0.0654**
Nivel educativo de los padres medio	-0.0409	-0.0544**	-0.0509*	-0.0395	-0.0569**	-0.0496*
Nivel educativo de los padres alto	-0.1473**	-0.0040	-0.0651	-0.1346*	-0.0089	-0.0581
Raza	0.0421	0.0335	0.0364			
Sexo			0.1682***			0.1679***
Región de nacimiento				0.0492	0.0477**	0.0416*
Observaciones	657	587	1,244	657	587	1,244
Pseudo R2	0.162	0.168	0.170	0.159	0.153	0.165
Errores estándar robustos entre paréntesis						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008						

A partir de la estimación de la ecuación de selección, se procede a estimar la ecuación de ingresos (expresados en logaritmos), incluyendo como regresores las circunstancias observadas y el inverso del ratio de Mills (*lambda*). Se observa que en el caso de las mujeres y para la totalidad de los jóvenes el coeficiente de *lambda* es significativo al 99%. Resulta pertinente entonces su incorporación en la ecuación de ingresos de forma de obtener estimadores consistentes mediante la estimación por MCO (Cuadro 5.15).

En el caso de los hombres, no se encontró evidencia de presencia de sesgo de selección en la especificación 1 y una evidencia muy débil en la especificación 2 por lo que se optó por no introducir la corrección de Heckman en la ecuación de ingresos. En el Cuadro A.18 del Anexo I se presenta la estimación de la ecuación de ingresos para los hombres incluyendo el inverso del ratio de Mills. Se puede observar que el coeficiente de *lambda* no resultó significativo en la especificación 1 y una significación débil (al 90%) en la especificación 2. Para los hombres se estimó entonces la ecuación de ingresos incluyendo solamente las circunstancias como regresores, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 5.15. Dado que la variable dependiente es el ingreso del trabajo expresado en logaritmos, resulta más adecuado realizar la transformación exponencial de los coeficientes estimados para su interpretación (Novales 1993). En el Cuadro A.19 del Anexo I se presenta la estimación completa, que incluye los errores estándar, estadísticos *t*, p-valores e intervalos de confianza.

Los resultados muestran que los coeficientes de las circunstancias observadas tienen en general el signo esperado sobre los ingresos del trabajo, pero no todas resultan significativas.

En primer lugar, cuando se considera al conjunto de los jóvenes, se incluye la variable sexo, cuyo coeficiente resulta significativo al 99% en ambas especificaciones. Los coeficientes señalan que los hombres ganan menos en promedio que las mujeres, controlando por el nivel de educación de los padres y la raza o la región de nacimiento según la especificación. En concreto, para las dos especificaciones se encuentra que la transformación exponencial de los coeficientes de la variable sexo se ubica en torno a 0.9. Estos coeficientes transformados equivalen al cociente de la media de ingreso por hora esperada para hombres sobre la media de ingreso esperada para mujeres, cuando nivel educativo de los padres y raza se mantiene constante. De esta forma, se concluye que los jóvenes hombres ganan en promedio un 10% menos que las mujeres jóvenes, manteniendo el resto de las circunstancias observadas constantes. Este resultado contradice lo encontrado por la literatura sobre el diferencial de ingresos del trabajo a favor de los hombres, y lo observado en los cuadros descriptivos. Sin embargo, hay que considerar que la forma reducida de la ecuación de ingresos no intenta analizar el conjunto de determinantes de los ingresos, sino que su objetivo es analizar exclusivamente la importancia de las circunstancias observadas. En particular, la ecuación no incluye la educación propia ni la experiencia potencial como regresores, contrario a lo que establece la ecuación tradicional de Mincer. De esa forma, el resultado *a priori* contradictorio podría estar indicando un efecto composición asociado a que las mujeres son más educadas que los hombres. Específicamente, las mujeres que trabajan son más educadas que el total de la población femenina (ver Cuadros 5.11 y 5.12). En efecto, en el Cuadro A.20 del Anexo se presenta una estimación de ingresos laborales incluyendo los años de educación del joven y la experiencia continua en el mercado de trabajo, además de las variables de circunstancias. Los resultados muestran el resultado esperado, es decir la existencia de un diferencial positivo y significativo en los ingresos laborales a favor de los hombres. Concretamente, los hombres ganan en promedio 20% más que las mujeres, dadas el resto de las variables consideradas.

Los coeficientes de las variables de nivel educativo de los padres resultan significativo en ambas especificaciones y para todas las poblaciones al 99% de confianza. El efecto es mayor en las mujeres. Los coeficientes asociados al nivel educativo medio de los padres (entre 7 y 12 años de educación) son similares entre ambas especificaciones y señalan que el ratio del ingreso promedio de los jóvenes cuyos padres alcanzaron el nivel educativo medio en relación a los jóvenes cuyos padres alcanzaron como máximo primaria completa varía entre 1.2 y 1.3. Esto implica que los primeros ganan en promedio un salario por hora entre un 20 y un 30% mayor a los segundos, manteniendo el resto de las variables explicativas constantes. Por su parte, la *dummy* que identifica si los padres alcanzan el máximo nivel educativo definido (13 años o más) indica que los jóvenes con padres más educados ganan, en promedio, entre 50% y 70% más que los jóvenes con padres con menor nivel educativo.

Por otro lado, el Cuadro A.19 del Anexo I muestra que los intervalos de confianza del nivel educativo medio y alto se solapan para hombres y mujeres, lo que señala que las diferencias en el ingreso por trabajo de los jóvenes cuyos padres se ubican en los dos últimos niveles de educación no son estadísticamente significativas.

La variable raza resulta débilmente significativa solamente para el total de jóvenes, pero tiene en todos los casos el resultado esperado. El coeficiente estaría indicando que los jóvenes que declaran tener ascendencia exclusivamente blanca ganan en promedio más que los jóvenes que declaran tener alguna ascendencia minoritaria, manteniendo el resto de las variables de circunstancias constantes. Este resultado

es consistente con la brecha de remuneraciones por raza señalada por la literatura (Bucheli y Sanroman 2010; Bucheli y Porzecanski 2008). La ausencia o débil significación del coeficiente asociado a raza difiere a lo observado en los ingresos promedio y como se verá a continuación, a lo encontrado en las funciones de ingresos condicionadas, que muestran una ventaja a favor de los jóvenes de ascendencia blanca. Esto estaría indicando entonces que la brecha racial de ingresos se haya explicada por otras de las variables incluidas en la regresión, como la educación de los padres.

Finalmente, una situación similar sucede con la variable *dummy* de región de nacimiento incluida en la especificación 2, la cual no resultó significativa para ninguna población. El signo de los coeficientes estaría indicando un diferencial de ingresos a favor de los jóvenes nacidos en Montevideo, controlando por el resto de las circunstancias. Al controlar por el resto de las circunstancias, desaparece la significación del diferencial positivo a favor de Montevideo que se observa en los cuadros descriptivos y que se verá a continuación en las funciones de distribución condicionadas.

Cuadro 5.15. Forma reducida de la regresión de ingresos laborales por hora (en logaritmos) sobre circunstancias observadas. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Nivel educativo de los padres medio	0.2597***	0.1828***	0.2535***	0.2591***	0.1859***	0.2604***
Nivel educativo de los padres alto	0.5266***	0.4432***	0.4913***	0.5332***	0.4330***	0.4949***
Raza	0.1533	0.1231	0.1088*			
Región de nacimiento				0.0288	0.0608	0.0276
Sexo			-0.1440***			-0.1579***
Lambda	-0.9262***		-0.9356***	-0.9608***		-0.9886***
Constante	3.7679***	3.5182***	3.8375***	3.9019***	3.5930***	3.9398***
Observaciones	433	510	943	433	510	943
R ²	0.1998	0.0568	0.1358	0.1941	0.0544	0.1343

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

5.2.1 Medidas de desigualdad de oportunidades

La definición de Roemer de igualdad de oportunidades implica que no haya ninguna diferencia entre las distribuciones de la variable de ventaja para los distintos *tipos*, es decir que las distribuciones de ventaja condicionadas a las diferentes circunstancias deberían ser idénticas (Lefranc et al. 2008; Ferreira y Gignoux 2008). Como una primera aproximación ilustrativa a la desigualdad de oportunidades, en la Gráfica 5.3 se presenta la distribución de ingresos por trabajo de los jóvenes condicionada a las distintas variables de circunstancias.

Para la educación de los padres y la raza de los jóvenes, las funciones de distribución condicionadas no se solapan y se ordenan de forma esperada, lo que constituye un indicio del impacto de estas circunstancias sobre los ingresos. Para el nivel educativo de los padres, se observa que a medida que aumenta el nivel educativo de los padres, la distribución de ingresos de los hijos se sitúa más hacia la derecha, lo que implica mejores ingresos para los jóvenes con padres más educados a lo largo de toda la distribución. Como se vio en el capítulo de antecedentes, la educación de los padres es señalada en la literatura como

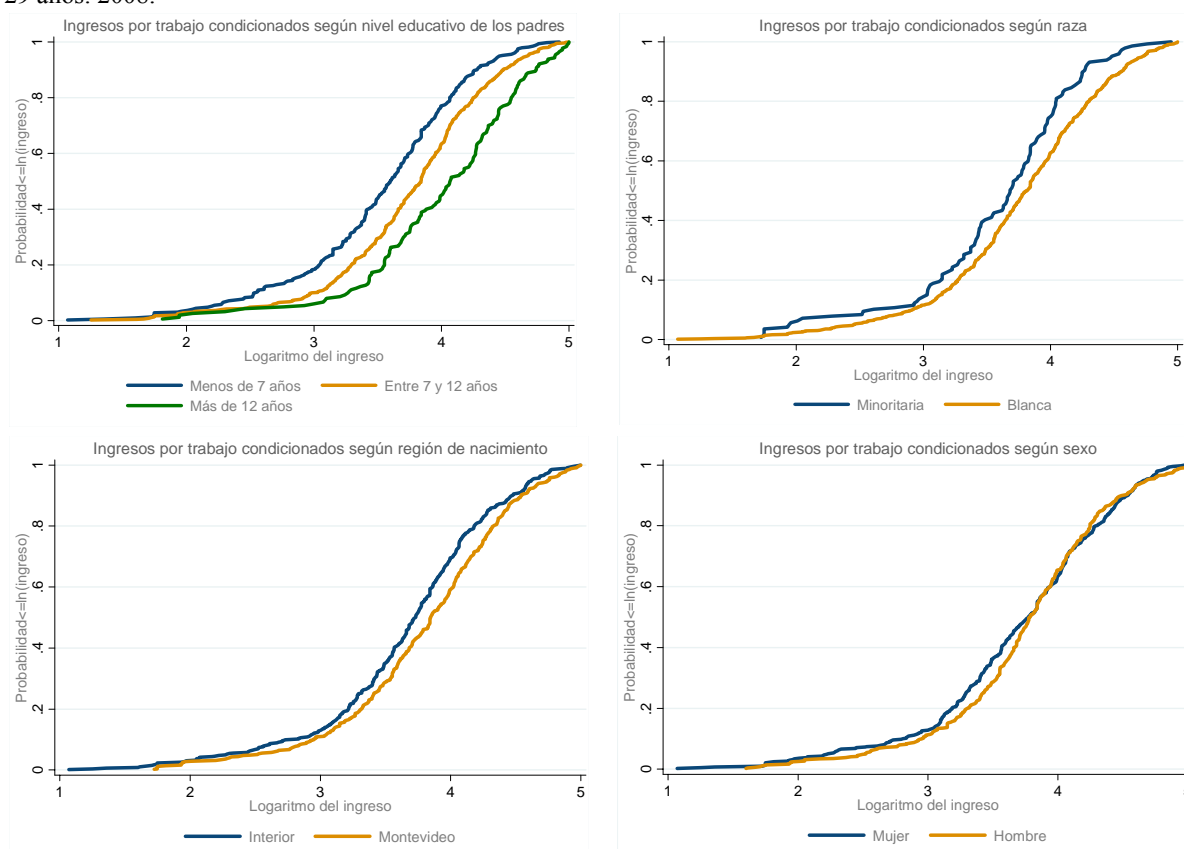
un factor determinante fundamental del desempeño futuro de los hijos, y la misma opera por múltiples canales.

Para la raza, la función de ingresos condicionados según ascendencia blanca implica sistemáticamente mayores ingresos que la función de ingresos condicionada según ascendencia minoritaria, lo que estaría indicando la presencia de desigualdad de oportunidades debidas a diferencias étnico-raciales. No obstante, como se vio con los resultados de la regresión de ingresos, el efecto diferencial por ascendencia racial en los ingresos se diluye cuando se controla por el resto de las circunstancias.

Con respecto a la región de nacimiento, las distribuciones condicionadas reflejan un ordenamiento favorable a Montevideo, en concordancia con lo hallado en la parte descriptiva. No obstante, las distancias entre las funciones son menores a las encontradas para raza, y en particular para educación de los padres, que presentan las mayores distancias. La importancia relativa de las circunstancias se verificará con la estimación de las medidas de desigualdad.

Por último, el análisis por género no señala un patrón claro de ventaja de una circunstancia sobre otra. De hecho, las distribuciones se encuentran solapadas de forma importante, lo que se asocia a la definición estricta de igualdad de oportunidades en esta circunstancia. En otras palabras, según esta primera aproximación el sexo de los jóvenes no operaría reduciendo las oportunidades que enfrentan los jóvenes para el ingreso. Sin embargo, este resultado no se confirma en el análisis econométrico previo, en el cual al controlar por el resto de las circunstancias, se observaba un diferencial de ingresos a favor de las mujeres.

Gráfica 5.3. Distribución de los ingresos laborales por hora condicionados a las variables de circunstancias. 25 a 29 años. 2008.



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Para testear la presencia de desigualdad de oportunidades y obtener una medida de su magnitud, se estima el efecto conjunto de las circunstancias sobre los ingresos por trabajo según las dos especificaciones presentadas en el capítulo anterior. Las medidas de desigualdad se obtuvieron mediante los índices de entropía 0 y 1. En todos los casos se estimaron los errores estándar y los intervalos de confianza al 95% de significación con el método *bootstrap*.

Los resultados de la primera especificación, que incluye como circunstancias la educación de los padres, la raza y el sexo, se presentan en el Cuadro 5.16. Se incluyen los índices relativos estimados paramétrica y no paramétricamente, mediante los dos caminos de descomposición. Los índices absolutos se incluyen en el Cuadro A.21 del Anexo I. La estimación de la desigualdad de oportunidades de ingresos, mediante los dos índices de entropía, muestra que las circunstancias observadas dan cuenta de entre un 9 y un 12% de la desigualdad global para el total de jóvenes, según los dos caminos aplicados a la estimación no paramétrica.

Los resultados de la estimación paramétrica difieren de la estimación no paramétrica, arrojando resultados menores que esta última. Según este procedimiento de estimación, las circunstancias observadas dan cuenta entre un 6 y un 11% de la desigualdad de ingresos en los jóvenes. Los menores resultados de la estimación paramétrica en relación a la no paramétrica pueden explicarse, como se vio en el capítulo

metodológico, debido a que el número reducido de casos en algunas celdas pudo llevar a sobreestimar los resultados de la estimación no paramétrica. Ferreira y Gignoux (2008) encuentran que las diferencias entre ambas estimaciones se ubican cerca del 3% y son estadísticamente no significativas en Brasil, que es el país para el que se cuenta con la mayor base de datos. En cambio, para los cuatro países restantes, las diferencias son mayores pero resultan apenas significativas o no significativas al 5%, no alterando en ningún caso el ordenamiento de países. Cabe mencionar que la categorización de las variables de circunstancias y su división en dos especificaciones en este trabajo, intentó tomar en cuenta el problema de la falta de un número suficiente de observaciones. En este caso, la estimación paramétrica y no paramétrica arrojan resultados similares, lo que es importante en término de la robustez de los resultados.

La desagregación por género, muestra que si bien las mujeres presentan una desigualdad de ingresos del trabajo sensiblemente mayor a los hombres (Cuadro 5.8), las circunstancias observadas (raza y educación de los padres) no parecen explicar una mayor proporción de esa desigualdad. De hecho, las diferencias más importantes por género señalan un límite inferior de la desigualdad de oportunidades superior en los hombres. En este sentido, las circunstancias observadas no logran explicar la mayor desigualdad de ingresos global observada en las mujeres, sino que la misma es resultado ya sea de otras circunstancias no observadas, de diferenciales de esfuerzo o factores de azar.

Cuadro 5.16 Proporción de la desigualdad de ingresos explicada por circunstancias. Medidas relativas (θ_d^R). Especificación 1. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.089		0.088		0.088		0.094		0.089		0.091	
Error estándar	0.027		0.027		0.024		0.027		0.018		0.019	
Intervalo de confianza	0.051	0.124	0.050	0.121	0.035	0.127	0.054	0.141	0.056	0.117	0.058	0.115
Residual												
Índice	0.089		0.085		0.088		0.117		0.089		0.100	
Error estándar	0.027		0.032		0.024		0.030		0.018		0.023	
Intervalo de confianza	0.051	0.124	0.035	0.137	0.035	0.127	0.060	0.184	0.056	0.117	0.063	0.133
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.068		0.070		0.063		0.068		0.080		0.083	
Error estándar	0.031		0.034		0.023		0.025		0.019		0.021	
Intervalo de confianza	0.017	0.122	0.017	0.134	0.016	0.097	0.018	0.110	0.042	0.113	0.044	0.133
Residual												
Índice	0.081		0.063		0.084		0.109		0.063		0.077	
Error estándar	0.028		0.030		0.024		0.031		0.022		0.023	
Intervalo de confianza	0.028	0.121	0.003	0.107	0.039	0.133	0.061	0.177	0.004	0.102	0.033	0.121

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Los resultados de la segunda especificación, que sustituye raza por región de nacimiento como circunstancia, se presentan en el Cuadro 5.17. El análisis se basa en los índices relativos, pudiéndose consultar los índices absolutos en el Cuadro A.22 del Anexo I. Los resultados son similares a los encontrados en la especificación 1. Concretamente, el límite inferior de la desigualdad de oportunidades observada se ubica entre 6% y un 11% en la estimación no paramétrica, y entre un 5 y un 9% en la estimación paramétrica. En cuanto a las diferencias por género, se observa que las circunstancias observadas explican una mayor proporción de la desigualdad para la mayoría de los indicadores estimados.

Cuadro 5.17 Proporción de la desigualdad de ingresos explicada por circunstancias. Medidas relativas (θ_d^R). Especificación 2. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.073		0.073		0.090		0.101		0.081		0.087	
Error estándar	0.023		0.025		0.022		0.026		0.017		0.019	
Intervalo de confianza	0.025	0.104	0.026	0.105	0.037	0.125	0.042	0.141	0.052	0.100	0.059	0.114
Residual												
Índice	0.073		0.058		0.090		0.112		0.081		0.084	
Error estándar	0.023		0.029		0.022		0.029		0.017		0.022	
Intervalo de confianza	0.025	0.104	0.010	0.100	0.037	0.125	0.049	0.164	0.052	0.100	0.052	0.101
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.063		0.066		0.061		0.066		0.080		0.084	
Error estándar	0.030		0.033		0.023		0.026		0.020		0.022	
Intervalo de confianza	0.020	0.108	0.020	0.113	0.014	0.091	0.015	0.104	0.044	0.130	0.044	0.132
Residual												
Índice	0.068		0.045		0.075		0.091		0.052		0.063	
Error estándar	0.026		0.031		0.022		0.030		0.022		0.024	
Intervalo de confianza	0.018	0.110	-0.034	0.097	0.021	0.103	0.037	0.149	-0.012	0.087	0.003	0.105

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

En síntesis, los resultados para los ingresos de los jóvenes, señalan que las circunstancias observadas representan menos del 15% de la desigualdad global. De esta forma, la eliminación del efecto de las circunstancias observadas sobre la desigualdad, dejaría más de un 85% de la desigualdad inalterada. Los resultados encontrados son menores a los encontrados por estudios que aplican metodologías similares para jóvenes, aunque en algunos casos las diferencias no son muy importantes. En este último sentido, en Perú la desigualdad de oportunidades, medida según el índice de Theil, se ubica en 17% para los jóvenes entre 26 y 35 años (Maldonado y Rios 2006), mientras que para los hombres entre 26 y 30 años de Brasil, el peso de las circunstancias alcanza apenas 13% de la desigualdad global de ingresos (Bourguignon et al. 2007). No obstante, otros estudios para Brasil y Chile encuentran un mayor peso de la desigualdad de oportunidades, superando el 30% en el caso de Chile (Bourguignon et al. 2003; Núñez y Tartakowsky 2009). Cabe destacar que la mayoría de estos estudios incorporan un conjunto más amplio de circunstancias en comparación con este trabajo, lo que puede explicar en parte el mayor peso de las circunstancias encontrado. En particular, todos los trabajos, salvo el de Chile, incorporan la ocupación del padre como circunstancia, la cual no se incluye en este trabajo por ausencia de información. Destaca además el trabajo de Núñez y Tartakowsky (2009), que considera un conjunto muy amplio de circunstancias, incluyendo además de las utilizadas en este trabajo y la ocupación de los padres, el tamaño y composición del hogar durante la infancia, las características de la municipalidad de origen y la presencia de discapacidad de nacimiento.

5.2.2 Impacto parcial de las circunstancias

Un objetivo adicional a la estimación de medidas de desigualdad de oportunidades, consiste en analizar el impacto de cada una de las circunstancias consideradas sobre la desigualdad. La estimación de los efectos parciales de las circunstancias se realizó de forma paramétrica, mediante la construcción de distribuciones contrafactuales *estandarizadas*, como se desarrolló en el capítulo metodológico. Los resultados se presentan en el Cuadro 5.18.

Las dos especificaciones arrojan resultados muy similares en las circunstancias comunes. En particular, se observa que la circunstancia que tiene mayor peso como determinante de la desigualdad es la educación de los padres. Esta circunstancia explica entre un 5 y un 9% de la desigualdad global en ambas especificaciones. La importancia primordial de la educación de los padres como circunstancia va en línea con lo encontrado en estudios previos con metodologías previas (Bourguignon et al. 2007; Maldonado y Rios 2006; Sapata 2009; Ferreira y Gignoux 2008).

En segundo lugar, la contribución de raza tiene el signo esperado, en la medida que contribuye positivamente a explicar la desigualdad global, aunque la magnitud de la contribución es menor al 2% en todos los casos. En este sentido, si bien el análisis de las funciones de distribución condicional indicaba la relevancia de la ascendencia racial como determinante de la desigualdad, su contribución no resulta muy elevada para explicar la desigualdad global. Este resultado estaría señalando que el efecto diferencial en ingresos a favor de los jóvenes de ascendencia blanca se explica en gran medida por un mayor nivel educativo de los padres.

La variable región de nacimiento tiene un impacto prácticamente nulo sobre la desigualdad de oportunidades, incluso en comparación con la variable raza, ubicándose en valores menores al 0.006. De forma similar a lo señalado para raza, los diferenciales positivos de ingresos en Montevideo se ven neutralizados cuando se incorpora la educación de los padres como circunstancia, lo que resulta consistente con los resultados de la ecuación de ingresos, en la cual región de nacimiento no resultó significativa.

Finalmente, la variable sexo incluida cuando se analiza la población total representa la segunda circunstancia en importancia en términos de magnitud, aunque ésta es muy reducida y su signo es negativo. En consecuencia, los resultados estarían indicando que el diferencial de género opera reduciendo la desigualdad global, en la medida que las mujeres obtienen mejores ingresos que los hombres, dadas las restantes circunstancias, como surge de la ecuación de ingresos. Nuevamente, hay que considerar que este resultado contradice la literatura que señala la existencia de una brecha salarial por género. Esto se explica porque el análisis realizado en este trabajo no considera la educación propia como variable explicativa, en la medida que no se considera una variable de circunstancia. El signo negativo encontrado estaría reflejando entonces un efecto composición, en la medida que las mujeres son más educadas, que impacta positivamente sobre los ingresos. Como se vio, al controlar por la educación propia, el sexo pasa a tener un impacto positivo sobre los ingresos (ver Cuadro A.20 del Anexo I).

No obstante, el análisis realizado sí considera el impacto de la educación sobre los ingresos de forma indirecta. En concreto, se considera que la educación propia forma parte de las variables de esfuerzo, las cuales están en parte influidas por las circunstancias. En este sentido, el efecto de la educación propia sobre los ingresos es captado indirectamente a través del impacto que realizan las circunstancias sobre ella, que como se verá a continuación se ubica en torno al 20% (ver sección 5.3). Este análisis muestra que controlando por el resto de las circunstancias observadas, las mujeres obtienen mayor nivel educativo que los hombres. Estos resultados en conjunto estarían señalando entonces que dadas las circunstancias observadas las mujeres presentan mejores condiciones para la obtención de mayores niveles educativos e ingresos laborales. Sin embargo, este análisis no capta el efecto diferencial sobre los ingresos de la

proporción de la educación propia que no está determinada por las circunstancias observadas, la cual como se verá a continuación no es despreciable. Como se vio, si se considerara el efecto total de la educación, el impacto del género cambiaría su signo.

Cuadro 5.18. Impacto parcial de las circunstancias sobre ingresos. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancia	Especificación 1						Especificación 2					
	Mujeres		Hombres		Total		Mujeres		Hombres		Total	
	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)
Nivel educativo de los padres	0.068	0.047	0.076	0.095	0.071	0.073	0.067	0.046	0.075	0.094	0.071	0.073
Error estándar	0.024	0.027	0.023	0.029	0.016	0.020	0.025	0.027	0.022	0.029	0.016	0.020
Intervalo de confianza	0.027	0.109	-0.002	0.094	0.032	0.117	0.042	0.160	0.045	0.113	0.040	0.113
Raza	0.016	0.018	0.010	0.014	0.011	0.013						
Error estándar	0.014	0.014	0.009	0.011	0.008	0.009						
Intervalo de confianza	-0.004	0.056	-0.005	0.056	0.000	0.033	0.002	0.070	-0.001	0.030	-0.002	0.032
Región de nacimiento							0.002	0.001	0.006	0.006	0.003	0.002
Error estándar							0.011	0.015	0.008	0.009	0.006	0.006
Intervalo de confianza							-0.005	0.047	-0.027	0.035	-0.003	0.026
Sexo					-0.014	-0.005					-0.016	-0.007
Error estándar					0.010	0.010					0.011	0.011
Intervalo de confianza					-0.041	-0.001	-0.036	0.006			-0.046	-0.002

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

5.3 Desigualdad de oportunidades en educación

En esta sección se estima la proporción de la desigualdad en años de educación que es explicada por las circunstancias observadas. Esta medición permite complementar el análisis realizado para los ingresos. Como se vio, la desigualdad de ingresos es más reducida para los jóvenes que para la población adulta. Además, los retornos a la educación también son menores en los jóvenes, lo que podría estar señalando que los ingresos aún no han alcanzado su nivel potencial y por ende que las circunstancias no operan completamente. Cabe recordar que al ser este un análisis de corte transversal, este efecto puede incluir tanto efectos de ciclo de vida como efectos cohortes.

En cambio, en el caso de la educación la desigualdad entre la población joven y el resto es muy similar. Considerando además que menos del 20% de los jóvenes se encuentra estudiando, la medición de la desigualdad de oportunidades en años de educación puede resultar una medida más próxima a la que enfrentarán en el futuro los jóvenes, aunque esto dependerá de su capacidad de convertir logros educativos en ingresos.

Además, el análisis de la desigualdad de oportunidades en educación complementa el análisis sobre ingresos en otro sentido. Como se mencionó, el análisis de ingresos considera el efecto indirecto de las circunstancias a través de las variables de esfuerzo, siendo la educación una variable de esfuerzo fundamental como determinante de los ingresos. En este sentido, analizar la desigualdad de oportunidades en educación permite desentrañar cómo pueden operar las circunstancias indirectamente sobre los ingresos, a través de su impacto sobre la educación.

En primer lugar, se estimó la ecuación de años de educación por MCO para todos los jóvenes, y para hombres y mujeres por separado, incluyendo como regresores las circunstancias observadas. Los resultados señalan que todas las variables de circunstancias analizadas con excepción de región de nacimiento influyen sobre los logros educativos de los jóvenes, resultando estadísticamente significativas al 99%.

En primer lugar, la variable binaria de sexo, incluida en la estimación del total de jóvenes, presenta un coeficiente negativo en ambas especificaciones, lo que indica que los hombres jóvenes alcanzan menos años de educación en promedio que las mujeres, luego de controlar por el resto de las circunstancias. En concreto, los hombres alcanzan 1.13 años menos de educación que las mujeres con iguales circunstancias. Este resultado es consistente con los mayores niveles educativos señalados anteriormente, así como con el análisis gráfico de las funciones de distribución condicionadas que se presentan en breve. Además, como ya se mencionó, también es consistente con el impacto negativo de la variable sexo en la ecuación de ingresos.

En segundo lugar, como era de esperar, los mayores niveles educativos alcanzados por los padres tienen un efecto positivo y significativo en la educación de los hijos. Las variables de nivel educativo presentan coeficientes más elevados en comparación con el resto de las circunstancias, destacándose en particular la *dummy* que indica que los padres han alcanzado el máximo nivel de educación. El efecto es de mayor magnitud en las mujeres. Los jóvenes cuyos padres se ubican en el nivel educativo medio (entre 7 y 12 años de educación), alcanzan en promedio 2 años adicionales de educación, en relación a los jóvenes cuyos padres alcanzaron como máximo primaria completa. En tanto, los jóvenes cuyos padres han alcanzado el nivel educativo más alto, tienen en promedio aproximadamente entre 4 y 5 años adicionales de educación, en relación a los jóvenes cuyos padres alcanzaron como máximo primaria completa. Además, como se puede observar en el Cuadro A.23 del Anexo I los intervalos de confianza de los distintos niveles educativos no se solapan, lo que señala que cada uno de los tres niveles tiene un impacto diferencial significativo sobre los años de educación de los jóvenes. La significación y tamaño de los coeficientes demuestra la importancia de la educación de los padres como determinante de los logros educativos de sus hijos, lo que constituye un elemento señalado recurrentemente por la literatura.

Por su parte, los jóvenes que declaran tener ascendencia exclusivamente blanca alcanzan entre 1 año y 1 año y medio adicionales de educación en relación a los jóvenes que declaran tener alguna ascendencia racial minoritaria (afro, asiática, indígena u otra), dada las demás circunstancias similares. Este resultado es consistente con lo señalado en estudios previos para Uruguay y con los resultados que surgen de las funciones de distribución condicionadas, como se verá más adelante.

Por otro lado, la variable región de nacimiento no resultó significativa en ninguna población. Para las mujeres, el coeficiente negativo estaría indicando que las personas nacidas en el Interior del país obtienen un diferencial positivo en la cantidad de años de educación alcanzados en relación a los jóvenes nacidos en Montevideo, luego de controlar por el resto de las circunstancias observadas. En cambio, los hombres jóvenes nacidos en Montevideo alcanzan en promedio mejores logros educativos, dadas las circunstancias restantes.

Por último, cabe destacar que si bien en todas las circunstancias, salvo región de nacimiento, el efecto de las circunstancias es mayor en las mujeres, las diferencias no resultan estadísticamente significativas (Cuadro A.23 del Anexo I).

Cuadro 5.19. Forma reducida de la ecuación de educación sobre circunstancias observadas. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Nivel educativo de los padres medio	2.2585***	1.7240***	1.9872***	2.2765***	1.7556***	2.0252***
Nivel educativo de los padres alto	5.2353***	4.3005***	4.7738***	5.4544***	4.1968***	4.8458***
Raza	1.4609***	1.0670***	1.2766***			
Sexo			-1.1332***			-1.1263***
Región de nacimiento				-0.2637	0.4085	0.0493
Constante	7.8225***	7.4506***	8.1931***	9.1183***	8.1559***	9.2058***
Observaciones	656	587	1,243	656	587	1,243
R ²	0.2525	0.2171	0.2531	0.2332	0.2070	0.2361

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

5.3.1 Medidas de desigualdad de oportunidades

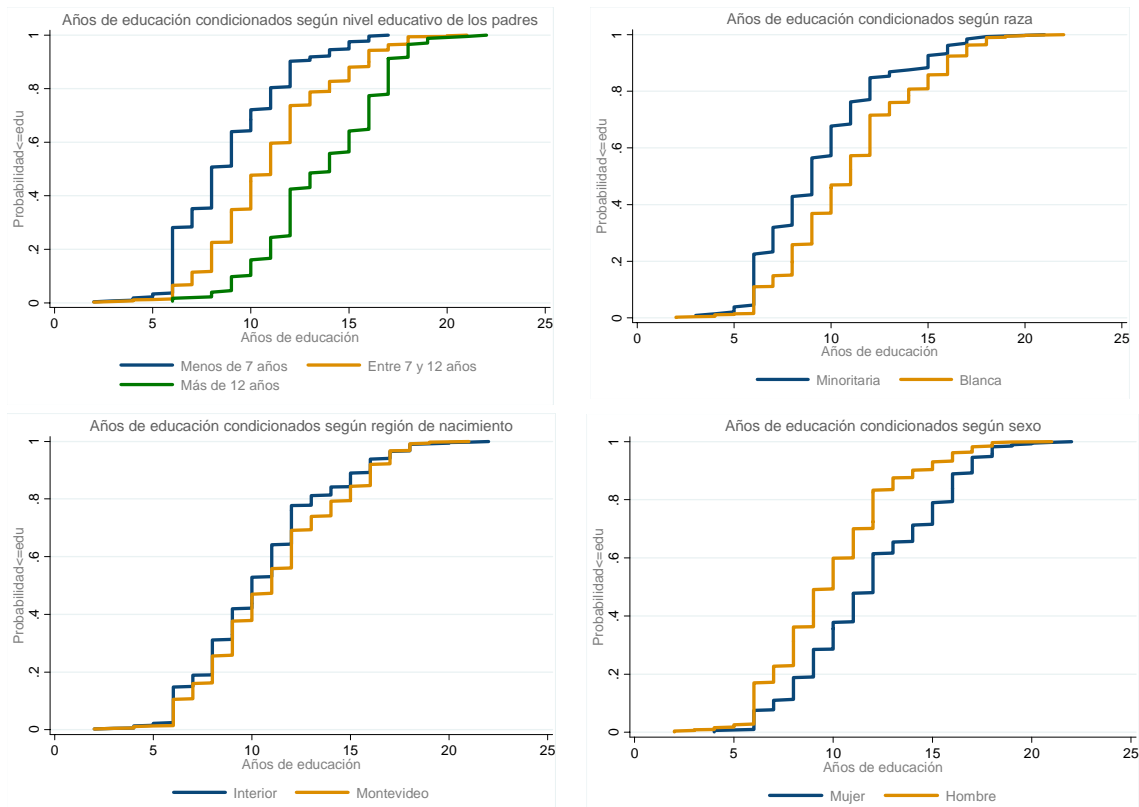
Para analizar la desigualdad explicada por las circunstancias, se construyeron, en primer lugar, las funciones de distribución de los años de educación condicionadas a cada una de las variables de circunstancias. De esta forma se obtiene una aproximación al impacto de las circunstancias sobre los resultados educativos. Para el nivel educativo de los padres se observa que las funciones de distribución no se cruzan y se ubican de forma esperada. Cuanto mayor es el nivel educativo de los padres, mejores resultados en años de educación obtienen los jóvenes. Las distancias entre las funciones de distribución condicionadas a los distintos niveles parecen ser relevantes, destacándose en particular la distancia entre el nivel educativo más alto (más de 12 años) en relación al resto. Este hecho es consistente con los coeficientes de nivel educativo de los padres recién analizados y con los antecedentes que destacan la importancia de la educación de los padres como determinante del logro de sus hijos.

Una situación similar sucede con las distribuciones condicionadas según raza, en tanto la función de distribución de los jóvenes con ascendencia exclusivamente blanca se ubica a la derecha y a una distancia relevante de la de los jóvenes que declaran alguna ascendencia alternativa. Este resultado refuerza la importancia de los coeficientes encontrados en la sección anterior. Además, constituye un primer indicio de presencia de desigualdad de oportunidades en esta circunstancia.

Con respecto a la región de nacimiento, si bien los jóvenes nacidos en Montevideo parecen tener una ventaja en términos de años de educación en relación a los jóvenes nacidos en el Interior del país, las funciones de distribución condicionadas se encuentran muy cercanas en relación al resto de las circunstancias, lo que estaría señalando que la región de nacimiento no opera como una circunstancia importante para explicar la desigualdad global. La situación levemente más favorable para Montevideo es consistente con lo hallado en los cuadros descriptivos, que señalaban un promedio de años de educación y una distribución de los jóvenes por nivel educativo favorable a Montevideo.

Finalmente, el análisis por sexo muestra en primera instancia que las funciones de distribución condicionadas muestran una situación favorable para las mujeres en años de educación. Este resultado es consistente con los resultados encontrados hasta el momento y lo revisado en los antecedentes, los cuales concuerdan en señalar que las mujeres alcanzan mayores niveles de escolarización que los hombres, incluso luego de controlar por el resto de las circunstancias observadas.

Gráfica 5.4. Distribución de los años de educación condicionados a las variables de circunstancias. 25 a 29 años. 2008.



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Para obtener medidas precisas de la importancia de las circunstancias, se estimaron los índices de desigualdad de oportunidades en educación. El peso de las circunstancias como determinantes de los años de educación alcanzados muestra un panorama sensiblemente diferente al encontrado en los ingresos del trabajo. Estos resultados muestran que la desigualdad atribuible a las circunstancias observadas es sensiblemente mayor a la encontrada en el caso de ingresos.

Según la primera especificación, las circunstancias observadas dan cuenta de entre un 20 y un 27% de la desigualdad global en años de educación, considerando las diferentes estimaciones e indicadores utilizados. Los resultados se diferencian de la estimación realizada para ingresos por dos razones. En primer lugar, las circunstancias observadas explican una proporción sensiblemente más elevada de la desigualdad global en años de educación que en ingresos. En este sentido, los resultados estarían indicando que una parte significativamente mayor de los resultados educativos de los jóvenes responde a los factores ajenos al control individual observados, elemento que se retoma más adelante.

La comparación de la estimación paramétrica y no paramétrica muestra resultados muy similares, en particular en la estimación directa. En la estimación residual, en contraposición a lo hallado en ingresos, los resultados de la estimación paramétrica residual señalan una mayor desigualdad de oportunidades que la estimación no paramétrica. Esto le otorga robustez a los resultados y puede explicarse por la mayor disponibilidad de observaciones en la variable años de educación, en relación a la variable ingreso, que solo incluye valores positivos para quienes trabajan.

Por otra parte, las mujeres presentan en todas las estimaciones una desigualdad de oportunidades considerablemente mayor que los hombres, lo que contrasta con lo encontrado en ingresos. Cabe recordar que las mujeres jóvenes presentan también una desigualdad global levemente mayor que los hombres (Cuadro 5.13). Mientras la desigualdad de oportunidades en las mujeres su ubica entre el 21 y 27% de la desigualdad global, para los hombres oscila entre 20 y 22%. No obstante, dada la magnitud de los intervalos de confianza, estas diferencias no resultan estadísticamente significativas al 95%. El análisis conjunto con la desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación señala que las circunstancias tienen mayor peso en la desigualdad en educación de las mujeres en relación a los hombres, que en la desigualdad de ingresos. Esto podría estar señalando que las mujeres con circunstancias más favorables, y por ende mayor nivel educativo, no estarían logrando ingresos acordes a ese nivel educativo, lo que opera reduciendo la desigualdad de oportunidades en ingresos.

Cuadro 5.20 Proporción de la desigualdad en años de educación explicada por circunstancias. Medidas relativas (θ_d^R). Especificación 1. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.230		0.248		0.202		0.215		0.235		0.251	
Error estándar	0.025		0.027		0.031		0.032		0.020		0.021	
Intervalo de confianza	0.163	0.276	0.180	0.298	0.150	0.268	0.164	0.281	0.206	0.279	0.218	0.300
Residual												
Índice	0.230		0.211		0.202		0.197		0.235		0.225	
Error estándar	0.025		0.026		0.031		0.033		0.020		0.021	
Intervalo de confianza	0.163	0.276	0.141	0.251	0.150	0.268	0.142	0.258	0.206	0.279	0.195	0.269
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.228		0.246		0.203		0.215		0.237		0.250	
Error estándar	0.025		0.027		0.031		0.032		0.025		0.027	
Intervalo de confianza	0.156	0.270	0.177	0.289	0.155	0.280	0.165	0.294	0.197	0.297	0.201	0.301
Residual												
Índice	0.274		0.258		0.212		0.214		0.257		0.251	
Error estándar	0.034		0.029		0.033		0.031		0.034		0.029	
Intervalo de confianza	0.212	0.340	0.190	0.312	0.151	0.271	0.158	0.270	0.201	0.313	0.188	0.300

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

La segunda especificación, que incluye región de nacimiento en vez de raza, presenta resultados levemente menores a la especificación anterior (Cuadro 5.21). En primer lugar, la estimación paramétrica muestra que las circunstancias observadas explican entre un 21 y un 25% de la desigualdad global, mientras que según la estimación no paramétrica, la desigualdad de oportunidades se ubica entre el 19 y

23% de la desigualdad global. Al igual que en la especificación 1, la desigualdad de oportunidades es sensiblemente mayor a la encontrada en el caso de ingresos.

Además, de forma similar a lo hallado en la especificación anterior, las mujeres tienen un mayor peso de las circunstancias observadas, en relación a los hombres, aunque también una mayor variabilidad en los resultados.

Cuadro 5.21. Proporción de la desigualdad en años de educación explicada por circunstancias. Medidas relativas (θ_d^R). Especificación 2. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.209		0.227		0.194		0.207		0.220		0.237	
Error estándar	0.026		0.028		0.029		0.030		0.020		0.022	
Intervalo de confianza	0.152	0.256	0.176	0.281	0.147	0.265	0.152	0.256	0.176	0.281	0.147	0.265
Residual												
Índice	0.209		0.194		0.194		0.189		0.220		0.212	
Error estándar	0.026		0.026		0.029		0.029		0.020		0.020	
Intervalo de confianza	0.152	0.256	0.139	0.239	0.147	0.265	0.152	0.256	0.139	0.239	0.147	0.265
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.207		0.225		0.191		0.204		0.218		0.232	
Error estándar	0.026		0.028		0.029		0.030		0.026		0.028	
Intervalo de confianza	0.160	0.255	0.172	0.274	0.145	0.266	0.160	0.255	0.172	0.274	0.145	0.266
Residual												
Índice	0.252		0.237		0.195		0.201		0.237		0.233	
Error estándar	0.033		0.029		0.034		0.030		0.033		0.029	
Intervalo de confianza	0.186	0.308	0.178	0.289	0.136	0.264	0.186	0.308	0.178	0.289	0.136	0.264

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Considerando las dos especificaciones, se puede concluir que las circunstancias observadas explican por lo menos un quinto de la desigualdad en años de educación alcanzados por el conjunto de los jóvenes. A diferencia de lo hallado para los ingresos, esto indicaría que las circunstancias observadas tienen un peso importante en los logros educativos, en especial si se toma en cuenta que la medida es un límite inferior, en tanto considera un número reducido de circunstancias y utiliza pocas categorías en cada una de ellas. Un estudio previo para Uruguay de medición de desigualdad de oportunidades en logros educativos, señala que la misma se ubica en valores similares a los encontrados en este trabajo para algunas dimensiones, aunque tanto estas dimensiones evaluadas como la metodología utilizada son diferentes a las de este trabajo. En concreto, el estudio encuentra que los mayores niveles de desigualdad de oportunidades se dan en la tasa de deserción del Ciclo básico y en la tasa de completitud en tiempo de dicho ciclo, ubicándose en 27 y 19% respectivamente. En segundo lugar, encuentran que entre un 17% y un 22% de la desigualdad de oportunidades en los desempeños en pruebas PISA de aprendizajes para adolescentes de 15 años se explica por factores individuales y familiares (género, región, contexto socioeconómico y cultural del hogar, entre otros) (Llambí et al. 2009).

Las estimaciones para años de educación contrastan con lo hallado para ingresos, en particular, teniendo en cuenta que la educación es un determinante importante de los ingresos de las personas. No obstante, considerando las características de la población analizada, se pueden adelantar algunas razones que podrían estar explicando este diferencial. En este sentido, las diferencias encontradas entre la estimación

de ingresos y de años de educación podría deberse a que las circunstancias analizadas aún no se han desplegado en el caso de los ingresos de los jóvenes. En particular, siendo una población joven, los ingresos, y en particular los ingresos de quienes tienen circunstancias más favorables, probablemente se encuentran alejados de su nivel potencial. Como se vio, entre los jóvenes que estudian la mayoría se ubica en nivel terciario, por lo que su ingreso será más elevado en el futuro, en particular cuando terminen el ciclo. En este sentido, Bucheli (2000), encuentra que el mercado de trabajo uruguayo paga una prima salarial por tener estudios universitarios completos, tanto en el sector público como privado y aún cuando el trabajador no se desempeña en una ocupación universitaria. En cambio, para los estudios universitarios incompletos no es tan clara la existencia de una prima salarial en relación a secundaria, y en particular no se encuentra evidencia de prima salarial para los desertores en el sector público. Sumado esto a la importancia de las circunstancias observadas para explicar la desigualdad en educación, se puede conjeturar que los jóvenes estudiantes de nivel terciario, que verán aumentados sus ingresos una vez terminados los estudios terciarios, son mayoritariamente jóvenes con circunstancias favorables. Por otro lado, si bien los jóvenes que estudian tampoco han alcanzado su nivel educativo potencial, es de esperar que las diferencias en años de educación sean menores a las diferencias que lograrán en ingresos, una vez plenamente insertos en el mercado de trabajo.

En síntesis, los resultados dispares entre ingresos y años de educación podrían deberse, al menos en parte, a la presencia de importantes retornos crecientes a la educación y a la experiencia en los ingresos, los cuales podrían provocar que los ingresos de los jóvenes se encuentran más alejados de su nivel potencial que los años de educación, en particular para los jóvenes de circunstancias más favorables. En consecuencia, la importancia relativa encontrada en la desigualdad de oportunidades en educación podría estar indicando que en el futuro, las circunstancias observadas también tendrán un peso mayor en los ingresos. En segundo lugar, otra posible explicación de los diferentes resultados entre ingresos y educación, podría ser la inclusión de la educación de los padres como circunstancia. En este sentido, es probable que el ingreso o la riqueza de los padres tengan mayor importancia que el nivel educativo para explicar la desigualdad de ingresos de los jóvenes.

5.3.2 Impacto parcial de las circunstancias

Por último, se analiza el efecto parcial de cada circunstancia sobre la desigualdad en años de educación. Los resultados de la estimación de los efectos parciales de las circunstancias se presentan en el Cuadro 5.22. En términos generales, los resultados se asemejan a lo encontrado para la desigualdad en ingresos del trabajo. Además, destaca la similitud de los coeficientes encontrados para las dos especificaciones en las circunstancias comunes.

Se observa que la circunstancia con mayor peso en la desigualdad global es la educación de los padres. Para ambas especificaciones, el nivel educativo de los padres da cuenta entre un 20 y un 25% de la desigualdad global en años de educación. Este resultado es coherente, como se mencionó previamente, con la importancia de la educación de los padres como transmisor intergeneracional de los logros de los hijos y por ende de la desigualdad en los mismos. Un estudio previo para Uruguay señala la importancia de los antecedentes familiares para explicar la desigualdad de oportunidades en desempeños educativos. Además, no encuentra un peso importante de la región de residencia o género (Llambí et al. 2009).

Por otra parte, el peso de esta circunstancia es sensiblemente mayor para las mujeres que para los hombres, aunque las diferencias no son significativas al 95%. Esto es coherente con el análisis previo que mostraba tanto una mayor desigualdad global como una desigualdad de oportunidades en educación mayor en las mujeres que en los hombres. Además, es consistente con los resultados de la ecuación de educación que mostraban coeficientes sensiblemente más elevados para las mujeres, aunque las diferencias no resultaron estadísticamente significativas.

La raza constituye la segunda circunstancia en importancia. Las diferencias por ascendencia racial explican un 3% aproximadamente de la desigualdad global para el total de jóvenes, siendo mayor esta proporción para las mujeres, aunque las diferencias por género no resultan significativas al 95%.

En cambio, la variable región de nacimiento tiene un impacto muy reducido sobre la desigualdad de oportunidades, en comparación con la variable raza, ubicándose en valores menores al 0.015. Estos resultados resultan consistentes a la luz de lo encontrado en el análisis gráfico, en el cual las distribuciones condicionadas según región de nacimiento eran muy similares.

Finalmente, a pesar de que los resultados previos señalaban una ventaja para las mujeres en logros educativos, la variable sexo tiene una importancia muy menor como determinante de la desigualdad. Esto estaría señalando que los mejores desempeños de las mujeres se explican en gran parte por el resto de las circunstancias observadas.

Cuadro 5.22. Impacto parcial de las circunstancias sobre educación. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancia	Especificación 1						Especificación 2					
	Mujeres		Hombres		Total		Mujeres		Hombres		Total	
	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)
Nivel educativo de los padres	0.252	0.237	0.199	0.200	0.217	0.211	0.251	0.237	0.199	0.200	0.216	0.211
Error estándar	0.033	0.029	0.032	0.030	0.033	0.029	0.034	0.030	0.032	0.030	0.034	0.030
Intervalo de confianza	0.185 0.313	0.179 0.289	0.142 0.261	0.146 0.257	0.183 0.250	0.172 0.249	0.184 0.309	0.180 0.290	0.142 0.261	0.146 0.258	0.182 0.251	0.172 0.246
Raza	0.047	0.036	0.014	0.017	0.028	0.025						
Error estándar	0.020	0.014	0.008	0.009	0.020	0.014						
Intervalo de confianza	0.012 0.080	0.013 0.062	0.003 0.033	0.005 0.042	0.008 0.053	0.007 0.043						
Región de nacimiento							-0.006	-0.005	0.013	0.014	0.001	0.001
Error estándar							0.006	0.004	0.010	0.010	0.006	0.004
Intervalo de confianza							-0.021 0.001	-0.016 0.001	-0.001 0.034	-0.002 0.036	-0.003 0.006	-0.002 0.006
Sexo					0.008	0.018					0.008	0.018
Error estándar					0.011	0.008					0.011	0.008
Intervalo de confianza					-0.012 0.032	0.005 0.041					-0.011 0.032	0.004 0.041

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

6 Síntesis y conclusiones

El objetivo de este trabajo fue analizar la desigualdad de oportunidades en términos de ingresos laborales y años de educación para los jóvenes entre 25 y 29 años de Uruguay.

La noción de igualdad de oportunidades se enmarca en los desarrollos más recientes sobre justicia distributiva. Establece que las comparaciones interpersonales deben centrarse en el acceso equitativo a oportunidades para una ventaja en contraposición a comparaciones en los niveles de bienestar obtenidos. Dos individuos con talentos similares enfrentan igualdad de oportunidades para una ventaja si pueden alcanzar logros similares, independientemente de las circunstancias o condiciones de partida que enfrentan. En otras palabras, existe igualdad de oportunidades si las circunstancias o factores exógenos a los individuos no influyen en sus logros o ventajas. En consecuencia, el enfoque de igualdad de oportunidades entiende que las desigualdades en las ventajas que se explican por las diferentes circunstancias que enfrentan los individuos son moralmente injustas y deben dar lugar a intervención de política, mientras que las desigualdades producto del esfuerzo individual son moralmente aceptables. El objetivo de una política acorde a este enfoque es igualar el acceso para cierta ventaja, nivelando el campo de juego o anulando el efecto de las circunstancias, pero una vez nivelado los individuos son responsables de los resultados que obtengan mediante la aplicación de esfuerzo (Roemer 1998, 2002).

Siguiendo este enfoque normativo, en este trabajo se estimó en qué medida los ingresos laborales y años de educación de los jóvenes se explican por un conjunto de variables de circunstancias observadas. El estudio de los jóvenes en términos de igualdad de oportunidades resulta particularmente importante en tanto es una etapa del ciclo de vida en el cual se empiezan a delinear las posiciones que van a ocupar en el futuro. En este sentido, analizar el peso de las circunstancias en los logros de los jóvenes, permite aproximarse a las posibilidades futuras que enfrentan para alcanzar logros adecuados en la vida adulta.

Las dimensiones de logros analizadas constituyen ventajas relevantes en la medida que otorgan a los individuos acceso a mayores niveles de bien-estar, ya sea mediante el acceso a ciertas posiciones, una mayor autoestima, el acceso a un mayor consumo o el desarrollo de otras capacidades básicas. En consecuencia, resulta relevante analizar el grado en qué el acceso a estas ventajas se encuentra determinado por factores que los individuos no pueden controlar. Además, la educación es señalada como un importante determinante de los ingresos de las personas, por lo que comparar los resultados hallados en ambas dimensiones permite analizar en qué medida las circunstancias operan de forma diferencial en este tramo etario, cuyos ingresos presentan características diferenciales al resto de la población adulta.

La estrategia empírica consistió en la construcción de índices escalares de desigualdad que permiten obtener una medida de la desigualdad de oportunidades. Se buscó determinar el grado en qué la distribución de la ventaja condicionada según las circunstancias difieren de la distribución incondicional. Para eso se construyeron en primer lugar grupos formados por individuos que comparten las mismas circunstancias (denominados *tipos*). La medición de la desigualdad de oportunidades se realizó mediante la estimación de la desigualdad entre *tipos*, que responde a diferencias en las circunstancias que enfrentan los individuos. Para realizar la estimación se siguió tanto un procedimiento paramétrico como no paramétrico, lo que permitió analizar la robustez de los resultados. Adicionalmente, se determinó qué circunstancias influyen en mayor medida en el acceso a oportunidades para el ingreso y los logros

educativos de los jóvenes. La identificación de las circunstancias que tienen mayor importancia para explicar la desigualdad en estas dimensiones puede colaborar para priorizar las políticas redistributivas.

La investigación se realiza en base a una encuesta específica para jóvenes entre 12 y 29 años realizada en Uruguay en 2008. Las variables de circunstancias que se incluyeron son nivel educativo de los padres, sexo, región de nacimiento y raza. No obstante, estas dos últimas se incluyeron alternadamente en dos especificaciones debido a la insuficiencia de observaciones para realizar la estimación no paramétrica. Además, se realizó el análisis separado para hombres y mujeres.

En primer lugar, se estimó la desigualdad global en ingresos laborales y años de educación de los jóvenes. Los resultados señalan que los jóvenes entre 25 y 29 años presentan una desigualdad de ingresos laborales sensiblemente inferior al de las cohortes subsiguientes. Además, las mujeres presentan una mayor desigualdad que los hombres, aunque la diferencia no es estadísticamente significativa.

Los índices de desigualdad de oportunidades en ingresos laborales muestran que una proporción muy baja de la desigualdad en esta dimensión es explicada por las circunstancias observadas. En concreto, se encontró que las circunstancias dan cuenta de menos del 10% de la desigualdad global para el total de jóvenes y mujeres y menos de un 12% para los hombres, considerando los dos procedimientos de estimación y las dos especificaciones. Las medidas de desigualdad de oportunidades son similares entre las dos especificaciones. Estos resultados señalan que aproximadamente el 90% de la desigualdad observada en los ingresos laborales de los jóvenes no responden a diferencias en las circunstancias observadas. Por otra parte, los resultados de la estimación no paramétrica son levemente superiores a la estimación paramétrica, lo que otorga robustez a los resultados. Los resultados encontrados son menores a los encontrados por estudios que aplican metodologías similares para jóvenes, aunque en algunos casos las diferencias no son muy importantes. En este sentido, los antecedentes señalan que para Brasil y Perú, la desigualdad de oportunidades para los jóvenes se ubica en 13 y 17% respectivamente (Bourguignon et al. 2007; Maldonado y Ríos 2006). No obstante, otros estudios para Brasil y Chile encuentran un mayor peso de la desigualdad de oportunidades, superando el 30% en el caso de Chile (Bourguignon et al. 2003; Núñez y Tartakowsky 2009). Cabe destacar que la mayoría de estos estudios incorporan un conjunto más amplio de circunstancias en comparación con este trabajo, lo que puede explicar en parte el mayor peso de las circunstancias encontrado.

En cuanto al impacto parcial de las circunstancias, en línea con los antecedentes revisados, la educación de los padres constituye la circunstancia con mayor peso como determinante de la desigualdad en ingresos laborales. Esta circunstancia explica entre un 5 y un 9% de la desigualdad global en ambas especificaciones. La segunda circunstancia en importancia es la raza pero con una incidencia menor al 2% en todos los casos. La región de nacimiento no tiene un peso significativo. Por último, se observa que el sexo contribuye de forma negativa a la desigualdad global, en la medida que ser mujer opera de forma favorable en la obtención de ingresos, luego de controlar por el resto de las circunstancias. Como se vio, esto se explica porque la estimación no incluye la educación propia como determinante.

Los resultados para años de educación son sensiblemente diferentes. La educación de los padres, raza y sexo explican entre 20% y un 27% de la desigualdad global en años de educación, considerando las diferentes estimaciones e indicadores utilizados. Por otro lado, la segunda especificación, que incluye

región de nacimiento en vez de raza, señala que las circunstancias observadas explican entre un 19 y un 25% de la desigualdad global. Estos resultados muestran que la desigualdad atribuible a las circunstancias observadas es sensiblemente mayor a la encontrada en el caso de ingresos. En ambas especificaciones, se observa que las mujeres presentan mayor desigualdad de oportunidades que los hombres.

El análisis del efecto parcial de las circunstancias en educación, señala que la educación de los padres es la circunstancia con mayor importancia para explicar la desigualdad global. Para ambas especificaciones, el nivel educativo de los padres da cuenta entre un 20 y un 25% de la desigualdad global en años de educación. Este resultado va en línea con los resultados de estudios previos para Uruguay, que señalan la importancia de los antecedentes familiares para explicar la desigualdad de oportunidades en desempeños educativos (Llambí et al. 2009; Banco Mundial 2010).

La comparación de los resultados para ingresos y años de educación señalan que las circunstancias observadas explican una proporción sensiblemente más elevada de la desigualdad global en años de educación que en ingresos. En este sentido, los resultados estarían indicando que una parte significativamente mayor de los resultados educativos de los jóvenes responde a los factores ajenos al control individual observados. Una posible explicación de estas diferencias puede ser la presencia de retornos crecientes a la educación y a la experiencia en los ingresos laborales, los cuales podrían provocar que los ingresos de los jóvenes se encuentren más alejados de su nivel potencial que los años de educación, especialmente para los jóvenes de circunstancias más favorables. En este sentido, los resultados señalan que los jóvenes de circunstancias más favorables se encuentran en menor medida insertos exclusivamente en el mercado laboral, mientras que son en mayor medida estudiantes de nivel terciario, y por ende no han alcanzado aún su nivel de ingreso potencial. Si bien los jóvenes que estudian tampoco han alcanzado su nivel educativo potencial, es de esperar que las diferencias en años de educación sean menores a las diferencias que lograrán en ingresos respecto a jóvenes con peores circunstancias, una vez plenamente insertos en el mercado de trabajo. En consecuencia, la importancia relativa de la desigualdad de oportunidades en educación podría estar indicando que, en el futuro, las circunstancias observadas tendrán un peso mayor en la desigualdad de ingresos. En segundo lugar, el hecho de que la variable de antecedentes familiares utilizada como circunstancia sea la educación de los padres, la cual probablemente esté más fuertemente correlacionada con la educación de los hijos que con sus ingresos, podría contribuir a explicar estos resultados.

Esta metodología permite analizar el impacto global de un conjunto de circunstancias sobre la desigualdad en los resultados. No obstante, los resultados encontrados dependen de las circunstancias que se observen. En este sentido, las medidas encontradas constituyen límites inferiores a la desigualdad de oportunidades, en tanto en la realidad no es posible incorporar la totalidad de circunstancias que afectan el acceso a las ventajas consideradas, como por ejemplo la ocupación de los padres o medidas de riqueza del hogar de origen, que son señaladas por la literatura como relevantes. Pero además la estimación implica establecer categorías de las variables, lo que influye subestimando la desigualdad de oportunidades. En este trabajo, si bien se observan cuatro circunstancias, fue necesario tomar algunas medidas para evitar problemas de insuficiencia de observaciones. En primer lugar, se estimaron dos especificaciones, que consideran alternativamente la región de nacimiento y la raza. En segundo lugar, se optó por considerar el mayor nivel educativo alcanzado entre ambos padres, en vez de incluir la información desagregada. En tercer lugar, se construyeron dos categorías para las variables de circunstancias, salvo para la educación

de los padres que se desagregó en tres niveles. Por otro lado, la información disponible no contiene circunstancias que pueden ser relevantes para explicar la desigualdad en ingresos y años de educación. En particular, no se incluyó la ocupación del padre como circunstancia, que es señalada por la literatura como una circunstancia relevante. Tampoco se contó con información sobre otras medidas de riqueza del hogar de origen o sobre el tipo de hogar durante la infancia, así como otras características personales que pueden ser relevantes para explicar las diferencias en ingresos y años de educación (habilidades innatas, discapacidad, entre otras).

Además, el hecho de que la población analizada sea joven, también puede operar reduciendo la desigualdad de oportunidades en ambas ventajas. Con respecto a los años de educación, se vio que casi un 20% de los jóvenes analizados se encuentran aún estudiando, por lo que no han alcanzado aún su nivel educativo potencial. Por otra parte, la menor proporción de jóvenes que trabajan exclusivamente sumada a la mayor presencia de jóvenes que estudian en relación al resto de los tramos etarios, sugieren que parte de la población objetivo tampoco ha alcanzado su ingreso potencial. Debido a la existencia de retornos crecientes a la educación, quienes se encuentran estudiando obtendrán en promedio un mayor ingreso una vez insertos completamente en el mercado de trabajo que aquellos con menor nivel educativo que trabajan actualmente. En la medida que los jóvenes con mejores circunstancias son en mayor medida quienes están estudiando, y además cursan niveles más avanzados, los resultados en términos de desigualdad de ingresos para esta población, y en particular de desigualdad de oportunidades en ingresos, serán probablemente mayores en el futuro. Además, una vez que los jóvenes estudiantes culminen sus estudios, aumentará también el peso de las circunstancias observadas para explicar la desigualdad en los logros educativos.

Siendo la medición de la desigualdad de oportunidades un campo relativamente nuevo en Uruguay, este trabajo intentó profundizar el estudio de los determinantes de la desigualdad de ingresos y logros educativos en los jóvenes a partir de dicho enfoque teórico. Se entiende que los resultados encontrados aportan una mayor comprensión de los determinantes de la desigualdad en dichas dimensiones entre los jóvenes. Los resultados señalan que las circunstancias observadas explican una proporción reducida de la desigualdad en ingresos laborales de los jóvenes. En cambio, en el caso de los años de educación, considerando que la misma constituye un límite inferior por múltiples razones la desigualdad de oportunidades resulta de magnitud relevante. En este sentido, siendo la educación una ventaja importante tanto para el logro de futuros ingresos como por sus efectos positivos sobre el desarrollo de otras capacidades, desde el marco teórico aquí abordado el diseño de las políticas públicas debería enfocarse en disminuir la importancia de las circunstancias como determinante de los logros de los jóvenes, en particular en los niveles educativos alcanzados. Por ejemplo, políticas que fomenten la escolarización de los jóvenes provenientes de hogares con menores recursos (asociados probablemente a menores niveles educativos de los padres) como las asignaciones familiares, contribuiría en el sentido de nivelar el campo de juego para el logro de la ventaja educativa.

Por último, de este trabajo surgen algunas líneas de investigación futuras. En primer lugar, resulta importante destacar que este es un primer estudio de análisis para Uruguay de la desigualdad de oportunidades en ingresos y años de educación. Como se vio, se han propuestos múltiples metodologías, que responden además a diferentes enfoques dentro de la teoría, para medir la desigualdad de

oportunidades. En este sentido, resulta relevante profundizar los resultados aquí encontrados a partir de otras propuestas de medición.

En segundo lugar, este estudio también sugiere la importancia de contar con fuentes de información que releven de forma más adecuada las variables que pueden operar como circunstancias. Además, sería deseable contar con fuentes de información, que sean representativas del total de la población adulta de forma de analizar cómo influyen las circunstancias en distintos tramos etarios y que al mismo tiempo permitan dar cuenta de un mayor número de circunstancias.

7 Bibliografía

- ANEP. 2005. *Panorama de la educación en Uruguay una década de transformaciones 1992-2004*. Montevideo: ANEP-Gerencia de Investigación y Evaluación.
- Aaberge, R., U. Colombino, y J.E. Roemer. 2003. *Optimal taxation according to equality of opportunity: a microeconomic simulation analysis*. Working Paper No. 5/2003, International Centre for Economic Research.
- Aaberge, R., M. Mogstad, y V. Peragine. 2010. *Measuring long-term inequality of opportunity*. Working Paper No. 158/2010, ECINEQ.
- Alves, G., R. Arim, G. Salas, y A. Vigorito. 2009. *Desigualdad Salarial en Uruguay, 1981-2007. Una descomposición de su evolución en efecto precio y composición*. Documento de Trabajo No. 05/09, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Amarante, V., y R. Arim. 2005. «El mercado laboral: Cambios estructurales y el impacto de la crisis, 1986-2002». en *Uruguay: empleo y protección social. De la crisis al crecimiento*,. Santiago de Chile: OIT.
- Amarante, V., y A. Espino. 2001. *Diferencias entre hombres y mujeres en el mercado laboral: revisión teórica y metodológica*. Avance de Investigación 01/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Amarante, V., y A. Espino. 2002a. «La evolución de la segregación laboral por sexo en Uruguay (1986-1999)». *Revista de economía* 9(1):165–188.
- Amarante, V., y A. Espino. 2002b. *La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados (1990-2000)*. Documento de Trabajo No. 05/02, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Arneson, R.J. 1989. «Equality and equal opportunity for welfare». *Philosophical Studies* 56(1):77–93.
- Arneson, R.J. 1999. «Equality of opportunity for welfare defended and recanted». *Journal of political philosophy* 7(4):488–497.
- Asadullah, M.N., y G. Yalonetzky. 2010. *Inequality of Educational Opportunity in India: Changes Over Time and Across States*. Discussion Paper No. 5146, IZA.
- Banco Mundial. 2010. *Uruguay - Equality of opportunity: achievements and challenges*. Report No. 57551-UY, Banco Mundial.
- Barros, R.P., F.H.G. Ferreira, J.R. Molinas, y J. Saavedra. 2008. *Midiendo la Desigualdad de Oportunidades en América Latina y el Caribe*. Washington DC.: Banco Mundial.
- Becker, G. 1964. *Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Nueva York: Columbia University Press.

- Behrman, J. R., N. Birdsall, y M. Szekely. 1999. «Intergenerational mobility in Latin America: Deeper Markets and Better Schools Make a Difference». en *New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world*, editado por N. Birdsall y C. Graham. Washington, DC.: Brookings Institution/Carnegie Endowment for International Peace.
- Behrman, J. R., A. Gaviria, y M. Szekely. 2001. «Intergenerational Mobility in Latin America». *Economía* 2(1):1-31. Recuperado Mayo 18, 2011.
- Betts, J., y J.E. Roemer. 2005. *Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform*. Department of Economics, UCSD, UC San Diego, mimeo.
- Borraz, F., y C. Robano. 2010. *Wage Gap in Uruguay*. Paper No. 27715, MPRA.
- Bourguignon, F. 1979. «Decomposable income inequality measures». *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 47(4):901–920.
- Bourguignon, F., F.H.G. Ferreira, y M. Menéndez. 2007. «Inequality of opportunity in Brazil». *Review of Income and Wealth* 53(4):585-618. Recuperado Agosto 23, 2010.
- Bourguignon, F., F.H.G. Ferreira, y M. Menéndez. 2003. *Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil*. Working Paper No. 630, William Davidson Institute.
- Bowles, S. 1972. «Schooling and inequality from generation to generation». *The Journal of Political Economy* 80(3):219–251.
- Bowles, S., y H. Gintis. 2002. «The inheritance of inequality». *The Journal of Economic Perspectives* 16(3):3–30.
- Bucheli, M. 2000. *El empleo de los trabajadores con estudios universitarios y su prima salarial*. Documento de Trabajo No. 08/00, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Bucheli, M., y W. Cabella. 2007. *Perfil Demográfico y Socioeconómico de la población uruguaya según su ascendencia racial. Informe Temático, Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006*. Montevideo: Instituto Nacional de Estadística.
- Bucheli, M., y R. Porzecanski. 2008. «Desigualdad salarial y discriminación por raza en el mercado de trabajo uruguayo». en *Población afrodescendiente y desigualdades étnico-raciales en Uruguay*. Montevideo: PNUD.
- Bucheli, M., y G. Sanroman. 2010. *Descomposición de las brechas salariales entre blancos y afrodescendientes a lo largo de la distribución de salarios*. Documento de Trabajo No. 14/10, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Bucheli, M., y G. Sanroman. 2005. «Salarios femeninos en el Uruguay ¿existe un techo de cristal?» *Revista de Economía* 12(2):63–88.

- Bérgolo, M., M. Leites, y G. Salas. 2006. *Privaciones nutricionales: su vínculo con la pobreza y el ingreso monetario. Un estudio en base a los niños que asisten a primer año de escuela*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República Recuperado Junio 2, 2011.
- Cabella, W. 2008. «Panorama de la infancia y la adolescencia en la población afrouruguaya». en *Población afrodescendiente y desigualdades étnico-raciales en Uruguay*. Montevideo: PNUD.
- Calo-Blanco, A., y A. Villar. 2010. *Quality of Education and Equality of Opportunity in Spain: Lesson from Pisa*. Documento de Trabajo No. 6, Fundación BBVA.
- Cappelen, A., y B. Tungodden. 2005. *Personal responsibility and income distribution*. Working Paper No. 13/05, Institute for Research in Economics and Business Administration.
- Cecchi, D., y V. Peragine. 2010. «Inequality of opportunity in Italy». *Journal of Economic Inequality* 8(4):429–450.
- Cecchi, D., y V. Peragine. 2005. *Regional disparities and inequality of opportunity: the case of Italy*. Discussion Paper No. 1874, IZA.
- Ciganda, D. 2008. «Jóvenes en transición hacia la vida adulta: el orden de los factores ¿no altera el resultado?» Págs. 69-82 en *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI*, editado por C. Varela. Montevideo: Programa de Población de la Universidad de la República y Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Cogneau D., Bossuroy T., De Vreyer P., Guénard C., Hiller V., Leite P., Mesplé-Somps S., Pasquier-Doumer L. y C. Torelli. 2006. *Inequalities and Equity in Africa*. Documento de Trabajo No. 11/2006, DIAL.
- Cogneau, D., y J. Gignoux. 2005. *Earnings Inequalities and Educational Mobility in Brazil over Two Decades*. Documento de trabajo No. 03/2005, DIAL.
- Cohen, G. 1989. «On the currency of egalitarian justice». *Ethics* 99(4):906–944.
- Cowell, F. 2009. *Measuring inequality*. Recuperado (<http://darp.lse.ac.uk/MI3>).
- Dahan, M., y A. Gaviria. 1999. *Sibling correlations and social mobility in Latin America*. Working Paper No. 395, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Dardanoni, V., G. S Fields, J.E. Roemer, y M. L.S Puerta. 2006. «How demanding should equality of opportunity be, and how much have we achieved?» en *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford: Stanford University Press.
- Duclos, J. Y, y A. Araar. 2006. *Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD*. New York: Springer, and Ottawa: International Development Research Centre.
- Dworkin, R. 1981a. «What is equality? Part 1: Equality of welfare». *Philosophy and Public Affairs* 10(3):185-246.
- Dworkin, R. 1981b. «What is equality? Part 2: Equality of resources». *Philosophy and Public Affairs* 10(4):283–345.

- Elster, J. 1985. *Sour grapes: Studies in the subversion of rationality*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Espino, A., M. Leites, y A. Machado. 2009. *Cambios en la conducta de la oferta laboral femenina: el incremento de la actividad de las mujeres casadas. Diagnóstico e implicancias. Uruguay: 1981-2006*. Documento de Trabajo No. 03/09, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Espino, A., y M. Leites. 2008. *Oferta laboral femenina en Uruguay: evolución e implicancias: 1981-2006*. Documento de Trabajo No. 07/08, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Ferreira, F.H.G., y J. Gignoux. 2009. *Inequality of Opportunity for Education: The Case of Turkey*. Research Department, Banco Mundial, mimeo.
- Ferreira, F.H.G., y J. Gignoux. 2008. *The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America*. Policy Research Working Paper No. 4659, Banco Mundial.
- Ferreira, F.H.G., y J. Gignoux. 2007. *Towards an Understanding of Socially-Inherited Inequalities in Educational Achievement: Evidence from Latin America and the OECD*. Development Research Group, Banco Mundial, Washington, DC, mimeo.
- Figueiredo, E., y J. Netto Junior. 2010. *Inequality of Opportunity in Brazil: An Approach Based on Stochastic Dominance Criteria*. Universidade Federal da Paraíba, mimeo.
- Filardo, V., M. Cabrera, y S. Aguiar. 2010. *Encuesta nacional de adolescencia y juventud*. Montevideo: Inju - Infamilia.
- Fleurbaey, M. 1995a. «Equality and responsibility». *European Economic Review* 39(3-4):683–689.
- Fleurbaey, M. 2008. *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford, US: Oxford University Press.
- Fleurbaey, M. 2005. *Four approaches to equal opportunity*. mimeo.
- Fleurbaey, M. 1995b. «Three solutions for the compensation problem». *Journal of Economic Theory* 65(2):505–521.
- Fleurbaey, M., y V. Peragine. 2009. *Ex ante versus ex post equality of opportunity*. Working Paper No. 141/2009, ECINEQ.
- Foster, J.E., y A.A. Shneyerov. 2000. «Path Independent Inequality Measures». *Journal of Economic Theory* 91(2):199–222.
- González, C., y M. Rossi. 2007. «Feminización y diferencias salariales en Uruguay». *Cuadernos de Economía* 26(46):74–106.
- González, C., y G. Sanroman. 2010. *Movilidad intergeneracional y raza en Uruguay*. Documento de Trabajo No. 13/10, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Gradus, Y. 1983. «The role of politics in regional inequality: The Israeli case». *Annals of the Association of American Geographers* 73(3):388–403.

- Greene, W. H. 2003. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice hall.
- Heckman, J. J. 1979. «Sample selection bias as a specification error». *Econometrica: Journal of the econometric society* 153–161.
- Infamilia-INJU. 2009. *Uruguay: jóvenes y adolescentes dicen. Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud 2008*. Montevideo: Sanfer.
- Jenkins, S.P. 1991. «The measurement of income inequality». en *Economic inequality and poverty: International perspectives*, editado por L. Osberg. London: M.E. Sharpe.
- Joseph, L. B. 1980. «Some Ways of Thinking About Equality of Opportunity». *The Western Political Quarterly* 33(3):393–400.
- Katzman, R., y F. Rodríguez. 2006. *Situación de la Educación en Uruguay*. Montevideo: Instituto Nacional de Estadística.
- Kranich, L. 1996. «Equitable opportunities: an axiomatic approach». *Journal of Economic Theory* 71(1):131–147.
- Larrañaga, O., y A. Telias. 2010. *Inequality of Opportunities in the Educational Attainment of Chilean Students*. Documento de Trabajo No. 310, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Lefranc, A., N. Pistolesi, y A. Trannoy. 2009. «Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France». *Journal of Public Economics* 93(11-12):1189–1207.
- Lefranc, A., N. Pistolesi, y A. Trannoy. 2008. «Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike?». *Review of Income and Wealth* 54(4):513-546. Recuperado Agosto 23, 2010.
- Lefranc, A., N. Pistolesi, y A. Trannoy. 2010. *The link between intergenerational earnings mobility and inequality of opportunity: Application to France*. mimeo.
- Llambí, C., M. Perera, y P. Messina. 2009. *Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos*. Informe final, Fondo Concursable Carlos Filgueira 2009, Infamilia-Ministerio de Desarrollo Social, mimeo.
- López-Rodríguez, J., y M. C Acevedo. 2008. *Second Nature Geography and Regional Income Disparities in Colombia*. Documentos CEDE 09/2008, Universidad de los Andes.
- Maldonado, S., y V. Rios. 2006. *Más allá de la igualdad de oportunidades: Desigualdad de ingresos, responsabilidad individual y movilidad social en el Perú*. Informe Final. CIES (Consortio de Investigación Económica y Social)/CEDEP (Centro de Estudios para el Desarrollo y la Participación), mimeo.
- Mills, J. A, y S. Zandvakili. 1997. «Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality». *Journal of Applied Econometrics* 12(2):133–150.

- Molinas, J.R., R.P. Barros, J. Saavedra, y M. Giugale. 2010. *Do Our Children Have A Chance? The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean*. Conference Edition. Washington, DC.: Banco Mundial.
- Méndez, N., y M. Zerpa. 2009. *Desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay y Chile*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Novales, A. 1993. *Econometría*. Segunda edición. Madrid: MacGraw-Hill.
- Nozick, R. 1974. *Anarchy, state, and utopia*. Oxford, US: Blackwell Publishing Limited.
- Nussbaum, M. C, y A.K. Sen. 1996. *La calidad de vida*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Núñez, J., y A. Tartakowsky. 2009. *The relationship between Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in a high-inequality country: The case of Chile*. Documento de Trabajo No. 292, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Ñopo, H., J. P. Atal, y N. Winder. 2010. *New century, old disparities: gender and ethnic wage gaps in Latin America*. Discussion Paper No. 5085, IZA.
- Ooghe, E., E. Schokkaert, y D. van de Gaer. 2007. «Equality of opportunity versus equality of opportunity sets». *Social Choice and Welfare* 28(2):209–230.
- Oreiro, C., y J.P. Valenzuela. 2011. *Factores determinantes del desempeño educativo de Uruguay*. Documento de Trabajo No. 340, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- PNUD. 2008. *Desarrollo Humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano*. Montevideo: PNUD.
- PNUD. 2001. *Desarrollo humano en Uruguay. Inserción internacional, empleo y desarrollo humano*. Montevideo: PNUD.
- Page, M., y J.E. Roemer. 2001. «The US fiscal system as an opportunity equalizing device». en *The Role of Inequality in Tax Policy*, editado por K. Hassett. Washington, DC.: American Enterprise Institute.
- Peragine, V. 2004. «Ranking income distributions according to equality of opportunity». *Journal of Economic Inequality* 2(1):11–30.
- Peragine, V., y L. Serlenga. 2007. *Higher education and equality of opportunity in Italy*. Discussion Paper No. 3163, IZA.
- Perazzo, I. 2008. *Evolución de las principales variables del mercado laboral: 1996-2007*. Documento de Trabajo No. 08/08, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Pereira, G. 2007. *¿Condenados a la desigualdad extrema?: un programa de justicia distributiva para conjurar un destino de Morlocks y Eloi*. México, D.F.: Centro de Estudios Filosóficos, Políticos y Sociales Vicente Lombardo Toledano.

- Perera, M., y C. Llambí. 2008. *La Función de Producción Educativa: el posible sesgo en la estimación de efectos «institucionales» con los datos PISA. El caso de las escuelas de Tiempo Completo*. Informe final, Fondo Concursable Carlos Filgueira 2008, Infamilia-Ministerio de Desarrollo Social, mimeo.
- Pistolesi, N. 2009. «Inequality of opportunity in the land of opportunities, 1968–2001». *Journal of Economic Inequality* 7(4):411–433.
- Porzecanski, R. 2008. «Raza y Desempeño Educativo en el Uruguay Contemporáneo: Un análisis de la brecha entre afro-descendientes y blanco». Trabajo presentado en III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, 24-26 de setiembre 2008, Córdoba, Argentina.
- Rawls, J. 1971. *A theory of justice*. Cambridge, Mass.: Belknap Press of Harvard University Press.
- Rivas, F., y M. Rossi. 2000. *Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997*. Documento de Trabajo No. 07/00, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Rodriguez Miranda, A. 2010. *Desarrollo económico en el noreste de Uruguay: Una explicación a partir de la articulación rural-urbana y la organización productiva I*. Documento de Trabajo No. 03/10, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Roemer, J.E. 1993. «A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner». *Philosophy & Public Affairs* 22(2):146–166.
- Roemer, J.E. 1998. *Equality of opportunity*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Roemer, J.E. 2002. «Equality of opportunity: A progress report». *Social Choice and Welfare* 19(2):455–471.
- Roemer, J.E. 2009. «Equality: Its Justification, Nature, and Domain». en *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Roemer, J.E. 1996. *Theories of distributive justice*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Roemer, J.E., R. Aaberge, U. Colombino, J. Fritzell, S.P. Jenkins, I. Marx, M. Page, E. Pommer J. Ruiz-Castillo, M. J. S. Segundo, T. Traanes, G. Wagner, e I. Zubiri. 2003. «To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens?» *Journal of Public Economics* 87(3-4):539–565.
- Sanroman, G. 2010. *Intergenerational Educational Mobility: evidence from three approaches for Brazil, Chile, Uruguay and the USA (1995-2006)*. Documento de Trabajo No. 01/10, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Sapata, C. 2009. *Inequality of Income and Inequality of Opportunity In Spain*. Universidad Autónoma de Barcelona, mimeo.
- Scanlon, T. M. 1986. «Equality of resources and equality of welfare: a forced marriage?» *Ethics* 97(1):111–118.

- Sen, A.K. 1993. «Capability and well-being». en *The Quality of Life*, editado por A.K. Sen y M. C Nussbaum. Oxford: Clarendon Press.
- Sen, A.K. 1989. «Development as capability expansion». *Journal of Development planning* 19:41–58.
- Sen, A.K. 1979. *Equality of what? The Tanner Lectures on human values*. Stanford University.
- Sen, A.K. 1997. «From income inequality to economic inequality». *Southern Economic Journal* 64(2):384–401.
- Sen, A.K. 1992. *Inequality Reexamined*. Oxford, US: Oxford University Press.
- Sen, A.K. 2000. «Social justice and the distribution of income». en *Handbook of Income Distribution*, vol. 1. Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Sen, A.K. 1987. *The standard of living: the Tanner lectures*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Sen, A.K., y J.E. Foster. 1997. *On economic inequality*. Nueva York: Oxford University Press.
- Shorrocks, A. F. 1999. *Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value*. Department of Economics, University of Essex, mimeo.
- Shorrocks, A. F. 1980. «The class of additively decomposable inequality measures». *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 48(3):613–625.
- Székely, M., N. Lustig, M. Cumpa, y J.A. Mejía. 2000. *Do we know how much poverty there is?* Working Paper No. 437, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Tansini, R. 2008. *Resultados escolares en escuelas públicas de Montevideo: ¿de qué dependen?* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales Universidad de la República, mimeo.
- Veiga, D. 2003. «Transformaciones socioeconómicas y desigualdades regionales en Uruguay». en *Territorio, Sociedad y Región. Perspectivas desde el Desarrollo Regional y Local.*, editado por Acuña, C. y Riella, A. (comps.). Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Veiga, D., y A. L Rivoir. 2004. *Desigualdades sociales en Uruguay: desafíos para las políticas de desarrollo*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Wohlstetter, A.J., y S. Coleman. 1970. *Race differences in income*. Washington, DC.: Informe, Office of Economic Opportunity.
- Yalonetzky, G. 2009a. «A dissimilarity index of multidimensional inequality of opportunity». *Journal of Economic Inequality* 1–31.
- Yalonetzky, G. 2009b. *An Heterogeneity Index for the Analysis of (In) equality of Opportunity and Economic Mobility*. OPHI, Queen Elizabeth House, University of Oxford, mimeo.
- Van de Gaer, D., E. Schokkaert, y P. Martinez. 2001. «Three meanings of intergenerational mobility». *Economica* 68(272):519–537.

Anexo I

Cuadro A.1. Conformación de tipos según especificación.				
Tipos	Categorías incluidas			
	Especificación 1		Especificación 2	
1		EDUP1		EDUP1
2	BLANCA	EDUP2	MONT	EDUP2
3	MUJ	EDUP3	MUJ	EDUP3
4		EDUP1		EDUP1
5	MIN	EDUP2	INT	EDUP2
6		EDUP3		EDUP3
7		EDUP1		EDUP1
8	BLANCA	EDUP2	MONT	EDUP2
9	HOM	EDUP3	HOM	EDUP3
10		EDUP1		EDUP1
11	MIN	EDUP2	INT	EDUP2
12		EDUP3		EDUP3

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A.2. Distribución de los jóvenes según circunstancias. 25 a 29 años.

Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres		
Mujeres	Hombres	Minoritaria	Blanca	Interior	Montevideo	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años
51.3	48.7	16.1	83.9	53.0	47.0	32.7	49.7	17.6

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.3. Proporción de jóvenes que por tipo de ascendencia racial. 25 a 29. 2008.

	Todas las ascendencias declaradas (ENAJ)	Todas las ascendencias declaradas (ECH)	Ascendencia principal (ECH)
Afro o negra	11.4	12.2	4.1
Asiática o amarilla	0.5	0.4	4.6
Blanca	99.2	98.9	0.1
Indígena	6.0	6.5	90.0
Otra	0.0	0.0	1.2
Total	*	*	100.0

*Nota: la columna no totaliza 100 porque las personas pueden declarar más de una ascendencia.

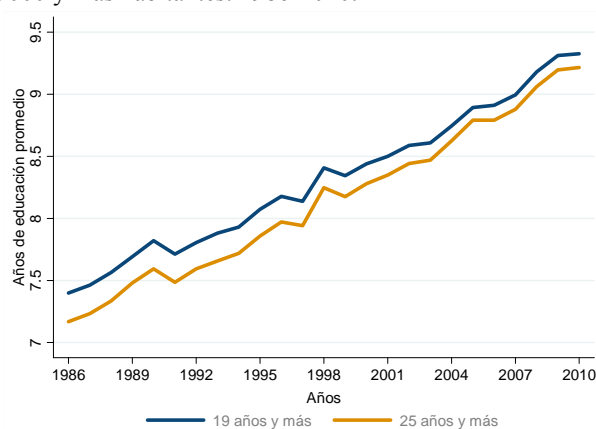
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.4. Distribución de jóvenes según región de nacimiento y región de residencia. 25 a 29 años. 2008.

Región de residencia	Región de nacimiento		Total
	Interior	Montevideo	
Interior	81.1	13.5	49.3
Montevideo	18.9	86.5	50.7
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Gráfica A. 1. Promedio de años de educación. Localidad de 5000 y más habitantes. 1986-2010.



Fuente: elaboración propia en base a ECH 1986-2010.

Cuadro A.5. Tasa de empleo específica según nivel educativo y circunstancias. Jóvenes de 25 a 29.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	39.3	86.5	65.3	63.5	68.1	62.8	68.4	56.8	63.6	64.8
Entre 7 y 9 años	58.4	90.1	75.5	76.9	78.8	73.2	78.4	74.3	71.0	75.8
Entre 10 y 12	76.8	93.9	86.1	82.2	86.5	84.8	88.6	85.5	81.6	85.6
Entre 13 y 15	79.5	87.8	84.1	69.9	83.3	81.9	77.3	86.6	79.5	82.7
Más de 15	88.4	81.2	86.0	86.6	88.1	83.4	90.8	82.2	89.1	86.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.6. Jóvenes que no estudian ni trabajan según condición de actividad. Tramos de edad seleccionados. 2008.

Población	25 a 29 (ENAJ)			30 a 34 (ECH)			35 a 39 (ECH)			25 a 64 (ECH)		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Desempleados	34.4	65.2	40.8	30.5	46.7	33.5	22.1	43.9	25.6	16.8	27.1	19.0
Inactivos	65.6	34.8	59.2	69.5	53.3	66.5	77.9	56.1	74.4	83.2	72.9	81.0
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008

Cuadro A.7. Jóvenes que no estudian ni trabajan según condición de actividad según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres		
	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años
Desempleados	44.9	25.2	38.4	42.3	38.2	40.9	49.1
Inactivos	55.1	74.8	61.6	57.7	61.8	59.1	50.9
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.8. Asistencia a UTU en jóvenes que asisten a Ciclo Básico, según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
No UTU	48.0	67.4	50.3	75.1	46.8	64.2	51.5	61.6	-	58.3
UTU	52.0	32.6	49.7	24.9	53.2	35.8	48.5	38.4	-	41.7

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.9. Horas promedio de trabajo según nivel educativo y circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	30.6	44.4	39.9	42.5	37.7	42.5	40.3	41.2	41.4	40.6
Entre 7 y 9 años	38.5	47.4	43.8	46.5	44.4	44.2	43.5	44.5	48.8	44.3
Entre 10 y 12	40.2	47.5	44.8	40.7	42.9	45.5	44.5	44.0	45.2	44.3
Entre 13 y 15	36.7	41.5	39.2	32.4	39.8	37.1	41.6	38.4	37.5	38.7
Más de 15	38.5	39.6	38.9	38.5	40.4	36.8	40.8	39.2	38.2	38.9

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008

Cuadro A.10. Ingresos laborales y horas trabajadas promedio. Tramos de edad seleccionados. Ingresos a pesos corrientes (ENAJ) y precios constantes de junio de 2008 (ECH). 2008.

Población	25 a 29 (ENAJ)			30 a 34 (ECH)			35 a 39 (ECH)			25 a 64 (ECH)		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Ingreso	8256	10281	9384	9821	13168	11602	10988	16454	13833	11152	16781	14149
Error estándar	31.05	25.96	20.11	38.24	41.82	28.92	43.46	75.37	45.04	18.87	30.77	18.83
Intervalo de conf. (95%)	8195 8317	10231 10332	9344 9423	9746 9896	13086 13250	11546 11659	10903 11073	16307 16602	13744 13921	11115 11189	16721 16841	14112 14185
Brecha de género *	0.25			0.34			0.50			0.50		
Ingreso por hora	53.6	54.9	54.4	66.8	67.5	67.1	76.7	82.8	79.8	76.6	86.6	81.9
Error estándar	0.18	0.13	0.11	0.33	0.24	0.20	0.47	0.40	0.31	0.19	0.16	0.13
Intervalo de conf. (95%)	53.3 54.0	54.7 55.2	54.1 54.6	66.1 67.4	67.0 67.9	66.7 67.5	75.7 77.6	82.0 83.6	79.2 80.4	76.2 77.0	86.3 87.0	81.7 82.2
Brecha de género *	0.02			0.01			0.08			0.13		
Horas semanales	38.3	45.4	42.2	37.5	47.7	42.9	36.2	48.5	42.6	37.2	47.0	42.4
Error estándar	0.06	0.05	0.04	0.07	0.06	0.04	0.07	0.06	0.05	0.03	0.02	0.02
Intervalo de conf. (95%)	38.2 38.4	45.3 45.5	42.1 42.3	37.4 37.6	47.6 47.8	42.8 43.0	36.0 36.3	48.4 48.6	42.5 42.7	37.2 37.3	47.0 47.1	42.4 42.5

*Nota: La brecha de género corresponde al ratio del salario de hombres y mujeres -1
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

Cuadro A.11. Ingresos laborales y horas trabajadas promedio según circunstancias (pesos corrientes 2008). 25 a 29 años. 2008.

	Raza			Región de nacimiento			Nivel educativo de los padres				
	Blanca (1)	Minoritaria (2)	Ratio (1)/(2)-1	Montevideo (3)	Interior (4)	Ratio (3)/(4)-1	Hasta 6 años (5)	Entre 7 y 12 años (6)	Más de 12 años (7)	Ratio (7)/(5)-1	Ratio (7)/(6)-1
Ingreso	9685	7678		10162	8658		7362	9481	12658		
Error estándar	22.77	34.60	0.26	33.88	22.36	0.17	24.82	29.23	57.5	0.72	0.34
Intervalo de conf. (95%)	9640 9729	7610 7745		10095 10228	8614 8702		7314 7411	9424 9538	12545 12770		
Ingreso por hora	56.3	43.5		57.4	51.5		42.6	55.4	72.1		
Error estándar	0.12	0.18	0.29	0.15	0.15	0.12	0.13	0.17	0.26	0.69	0.30
Intervalo de conf. (95%)	56.0 56.5	43.2 43.9		57.1 57.7	51.2 51.8		42.3 42.8	55.1 55.7	71.6 72.6		
Horas semanales	42.2	42.1		42.2	42.3		42.1	42.8	40.9		
Error estándar	0.04	0.10		0.06	0.06		0.08	0.06	0.08		
Intervalo de conf. (95%)	42.1 42.3	41.9 42.3		42.0 42.3	42.2 42.4		42.0 42.3	42.7 42.9	40.8 41.1		

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008

Cuadro A.12. Ecuaciones de Mincer por tramos etarios. Ingreso laboral por hora (precios constantes de junio de 2008). 2008.

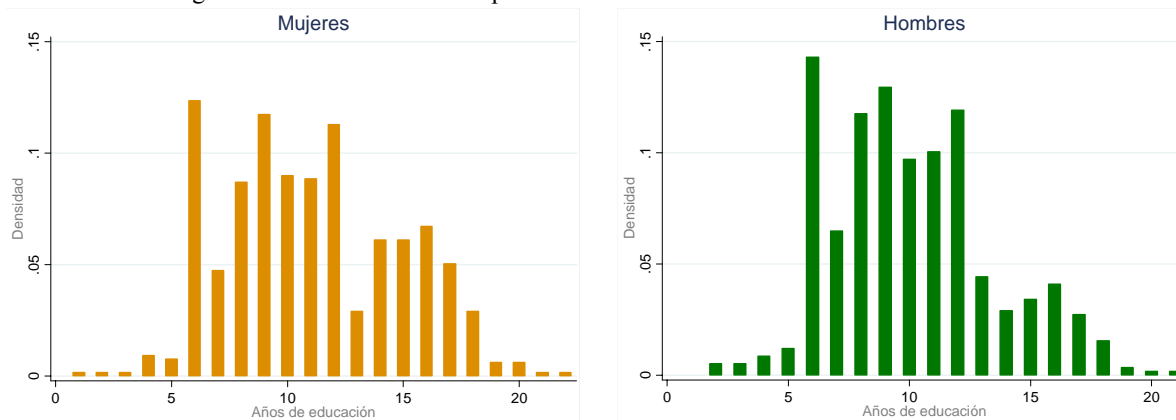
Variables	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	24 a 64	20 a 64
Sexo	0.1699*** (0.0209)	0.0636** (0.0323)	0.1066*** (0.0309)	0.1805*** (0.0371)	0.1738*** (0.0327)	0.3041*** (0.0198)	0.3175*** (0.0214)	0.2665*** (0.0259)	0.2490*** (0.0336)	0.1712*** (0.0129)	0.1595*** (0.0113)
Región de residencia (Montevideo/Interior)	0.1183*** (0.0206)	0.0667*** (0.0197)	0.0935*** (0.0189)	0.1105*** (0.0191)	0.0846*** (0.0201)	0.1263*** (0.0200)	0.1096*** (0.0216)	0.1407*** (0.0265)	0.1589*** (0.0340)	0.1027*** (0.0076)	0.1029*** (0.0071)
Raza	0.0960*** (0.0275)	0.0852*** (0.0277)	0.0749*** (0.0265)	0.0930*** (0.0274)	0.1450*** (0.0283)	0.1119*** (0.0302)	0.1644*** (0.0314)	0.1434*** (0.0395)	0.0759 (0.0481)	0.1145*** (0.0109)	0.1130*** (0.0101)
Años de educación	0.0661*** (0.0204)	0.0720*** (0.0162)	0.0718*** (0.0170)	0.0795*** (0.0133)	0.0814*** (0.0116)	0.1254*** (0.0108)	0.0932*** (0.0108)	0.0561*** (0.0142)	0.0448*** (0.0134)	0.0778*** (0.0049)	0.0772*** (0.0047)
Años de educación al cuadrado	0.0008 (0.0010)	0.0001 (0.0007)	0.0008 (0.0008)	0.0009* (0.0005)	0.0009* (0.0005)	-0.0003 (0.0004)	0.0006 (0.0005)	0.0019*** (0.0007)	0.0028*** (0.0006)	0.0015*** (0.0002)	0.0015*** (0.0002)
Experiencia potencial										0.0349*** (0.0014)	0.0353*** (0.0011)
Experiencia potencial al cuadrado										-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
Lambda		-0.4923*** (0.0772)	-0.2801*** (0.0766)	-0.2133** (0.0951)	-0.2941*** (0.0804)					-0.2619*** (0.0326)	-0.2704*** (0.0268)
Constante	2.6031*** (0.1063)	3.0429*** (0.1100)	2.9691*** (0.1098)	2.9242*** (0.1081)	2.9749*** (0.0939)	2.5974*** (0.0668)	2.7759*** (0.0643)	3.0108*** (0.0730)	3.0637*** (0.0735)	2.3056*** (0.0403)	2.3416*** (0.0386)
Observaciones	5,025	5,805	6,307	6,215	6,254	6,207	5,853	4,486	3,019	44,146	49,171
R ²	0.1306	0.1872	0.2223	0.2799	0.2982	0.3409	0.2864	0.2474	0.2395	0.2792	0.2860

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ECH (2008).

Gráfica A.2. Histograma de años de educación por sexo. 25 a 29 años. 2008.



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.13. Años de educación promedio de los trabajadores según circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Promedio	11.9	10.0	11.0	9.5	11.1	10.5	8.9	11.0	13.8	10.8
Error estándar	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01
Intervalo de conf. (95%)	11.84 11.89	9.94 9.98	11.03 11.07	9.46 9.55	11.10 11.15	10.50 10.54	8.86 8.91	10.94 10.99	13.74 13.81	10.80 10.83

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008 y ECH 2008.

Cuadro A.14. Ingresos laborales por hora y años de educación promedio según tipo. 25 a 29 años. 2008.

Tipos	Indicador	Especificación 1				Especificación 2			
		Ingresos por hora		Años de educación		Ingresos por hora		Años de educación	
1	Promedio	41.0		9.2		39.8		8.9	
	Error estándar	0.22		0.02		0.3		0.03	
	Intervalo de conf. (95%)	40.58	41.43	9.18	9.26	39.24	40.42	8.86	8.97
2	Promedio	58.8		11.6		56.4		11	
	Error estándar	0.34		0.02		0.41		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	58.1	59.44	11.55	11.62	55.63	57.24	10.94	11.02
3	Promedio	69.5		14.4		72.5		14.6	
	Error estándar	0.31		0.02		0.39		0.03	
	Intervalo de conf. (95%)	68.86	70.08	14.38	14.47	71.78	73.31	14.53	14.64
4	Promedio	31.8		7.9		39.2		9	
	Error estándar	0.44		0.04		0.26		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	30.94	32.68	7.79	7.95	38.72	39.73	8.97	9.06
5	Promedio	41.7		9.9		55.9		11.5	
	Error estándar	0.29		0.03		0.42		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	41.16	42.29	9.83	9.95	55.07	56.73	11.49	11.57
6	Promedio	59.5		14.3		62.4		14.1	
	Error estándar	1.3		0.08		0.48		0.04	
	Intervalo de conf. (95%)	56.97	62.08	14.1	14.41	61.5	63.37	14.06	14.21
7	Promedio	46.9		8.5		41.9		8.8	
	Error estándar	0.19		0.02		0.22		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	46.51	47.27	8.46	8.53	41.44	42.29	8.71	8.81
8	Promedio	55.6		10.2		54.4		10.1	
	Error estándar	0.2		0.01		0.22		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	55.23	56	10.2	10.25	54	54.85	10.1	10.19
9	Promedio	76		12.9		82.6		12.9	
	Error estándar	0.44		0.02		0.49		0.03	
	Intervalo de conf. (95%)	75.11	76.83	12.85	12.95	81.61	83.55	12.85	12.96
10	Promedio	36		7.5		46.4		8	
	Error estándar	0.22		0.02		0.23		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	35.59	36.46	7.48	7.58	45.97	46.86	8.01	8.08
11	Promedio	48.7		9.3		55		10.1	
	Error estándar	0.26		0.04		0.27		0.02	
	Intervalo de conf. (95%)	48.15	49.17	9.2	9.38	54.47	55.55	10.04	10.11
12	Promedio	68.4		11.4		57.9		12	
	Error estándar	0.97		0.05		0.63		0.04	
	Intervalo de conf. (95%)	66.48	70.3	11.25	11.46	56.7	59.16	11.96	12.11

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.15. Distribución de jóvenes que no asisten según nivel educativo por circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	17.7	21.1	17.0	31.0	17.4	20.9	35.4	11.6	3.3	19.4
Entre 7 y 9 años	30.3	36.7	33.0	36.1	34.8	32.5	37.2	35.5	15.8	33.5
Entre 10 y 12	30.9	32.7	33.5	23.7	30.4	32.9	22.0	37.3	38.9	31.8
Entre 13 y 15	9.8	3.7	7.2	4.7	6.0	7.4	3.8	7.3	12.9	6.8
Más de 15	11.3	5.8	9.4	4.6	11.3	6.4	1.5	8.2	29.1	8.5
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.16. Distribución de jóvenes que asisten según nivel educativo por circunstancias. 25 a 29 años. 2008.

Circunstancias	Sexo		Raza		Región de nacimiento		Nivel educativo de los padres			Total
	Mujeres	Hombres	Blanca	Minoritaria	Montevideo	Interior	Hasta 6 años	Entre 7 y 12 años	Más de 12 años	
Hasta 6 años	1.4	-	0.9	-	-	2.0	-	1.5	-	0.8
Entre 7 y 9 años	5.0	8.2	5.4	14.7	4.9	8.7	16.3	8.4	-	6.4
Entre 10 y 12	22.4	27.5	23.4	34.2	24.4	25.0	23.1	29.6	17.9	24.6
Entre 13 y 15	35.8	43.2	40.3	28.5	44.9	29.8	44.5	36.6	40.5	39.0
Más de 15	35.3	21.0	30.0	22.6	25.8	34.5	16.1	23.9	41.6	29.2
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.17. Ecuación de selección. Coeficientes. Jóvenes 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Educación	0.4100*** (0.0845)	0.4170*** (0.0981)	0.3693*** (0.0616)	0.4067*** (0.0835)	0.4272*** (0.0989)	0.3697*** (0.0613)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	0.2444 - 0.5756	0.2248 - 0.6093	0.2485 - 0.4901	0.2430 - 0.5704	0.2334 - 0.6209	0.2496 - 0.4898
Educación al cuadrado	-0.0123*** (0.0037)	-0.0152*** (0.0043)	-0.0115*** (0.0027)	-0.0121*** (0.0036)	-0.0153*** (0.0043)	-0.0113*** (0.0027)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.0195 - -0.0052	-0.0236 - -0.0069	-0.0168 - -0.0061	-0.0191 - -0.0050	-0.0237 - -0.0069	-0.0166 - -0.0060
Edad	0.1058*** (0.0394)	0.0732 (0.0512)	0.0983*** (0.0304)	0.1028*** (0.0395)	0.0735 (0.0502)	0.0963*** (0.0303)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	0.0286 - 0.1831	-0.0271 - 0.1735	0.0388 - 0.1578	0.0254 - 0.1801	-0.0249 - 0.1720	0.0369 - 0.1556
Asistencia	-0.3924** (0.1652)	-0.5706*** (0.2101)	-0.4001*** (0.1321)	-0.3725** (0.1631)	-0.4912** (0.2089)	-0.3710*** (0.1306)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.7161 - -0.0686	-0.9825 - -0.1587	-0.6590 - -0.1412	-0.6921 - -0.0529	-0.9005 - -0.0818	-0.6271 - -0.1149
Región de residencia	0.2202* (0.1167)	0.5191*** (0.1608)	0.2700*** (0.0925)			
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.0085 - 0.4490	0.2039 - 0.8344	0.0886 - 0.4513			
Jefe de hogar	0.1865 (0.1473)	0.3333* (0.1928)	0.4321*** (0.1117)	0.1987 (0.1469)	0.3702** (0.1875)	0.4504*** (0.1111)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.1023 - 0.4753	-0.0446 - 0.7113	0.2132 - 0.6510	-0.0892 - 0.4866	0.0027 - 0.7377	0.2327 - 0.6681
Pareja en el hogar	-0.4439*** (0.1221)	0.2007 (0.2155)	-0.1156 (0.0948)	-0.4347*** (0.1225)	0.2186 (0.2112)	-0.1043 (0.0947)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.6832 - -0.2047	-0.2216 - 0.6230	-0.3014 - 0.0702	-0.6747 - -0.1946	-0.1954 - 0.6325	-0.2899 - 0.0813
Menores de 5 años en el hogar	-0.3731*** (0.1174)	0.0329 (0.2269)	-0.2335** (0.0982)	-0.3752*** (0.1174)	0.0102 (0.2253)	-0.2365** (0.0983)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.6032 - -0.1431	-0.4118 - 0.4775	-0.4260 - -0.0409	-0.6052 - -0.1452	-0.4313 - 0.4517	-0.4292 - -0.0438
Perceptores de ingresos del hogar	0.0433 (0.0856)	0.1686* (0.0927)	0.1314* (0.0702)	0.0408 (0.0844)	0.1452 (0.0914)	0.1253* (0.0685)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.1245 - 0.2111	-0.0130 - 0.3502	-0.0062 - 0.2690	-0.1245 - 0.2062	-0.0339 - 0.3243	-0.0090 - 0.2595
Ingreso del hogar del joven sin ingreso propio (en logaritmos)	-0.1136 (0.0948)	-0.4557*** (0.1184)	-0.2524** (0.1186)	-0.1096 (0.0912)	-0.4256*** (0.1212)	-0.2420** (0.1135)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.2994 - 0.0722	-0.6878 - -0.2235	-0.4848 - -0.0199	-0.2883 - 0.0691	-0.6631 - -0.1881	-0.4644 - -0.0196
Nivel educativo de los padres medio	-0.1162 (0.1306)	-0.3823** (0.1806)	-0.1900* (0.1019)	-0.1121 (0.1292)	-0.3830** (0.1792)	-0.1834* (0.1011)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.3723 - 0.1398	-0.7362 - -0.0284	-0.3897 - 0.0097	-0.3654 - 0.1412	-0.7343 - -0.0317	-0.3816 - 0.0148
Nivel educativo de los padres alto	-0.3971** (0.1963)	-0.0279 (0.2472)	-0.2282 (0.1511)	-0.3634* (0.1932)	-0.0591 (0.2481)	-0.2034 (0.1493)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.7818 - -0.0124	-0.5125 - 0.4566	-0.5244 - 0.0680	-0.7421 - 0.0152	-0.5453 - 0.4271	-0.4961 - 0.0892
Raza	0.1173 (0.1484)	0.2149 (0.2000)	0.1309 (0.1159)			
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-0.1736 - 0.4082	-0.1771 - 0.6069	-0.0962 - 0.3580			
Región de nacimiento				0.1398 (0.1129)	0.3270** (0.1512)	0.1545* (0.0896)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)				-0.0814 - 0.3611	0.0305 - 0.6234	-0.0210 - 0.3301
Sexo			0.6343*** (0.0971)			0.6279*** (0.0967)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)			0.4439 - 0.8247			0.4384 - 0.8174
Constante	-3.8606*** (1.4162)	0.4807 (1.6563)	-2.4461* (1.3147)	-3.6900*** (1.4004)	0.3632 (1.6843)	-2.3607* (1.2903)
Error estándar						
Intervalo de conf. (95%)	-6.6362 - -1.0849	-2.7656 - 3.7269	-5.0229 - 0.1307	-6.4348 - -0.9452	-2.9380 - 3.6644	-4.8896 - 0.1681
Observaciones	657	587	1,244	657	587	1,244
Pseudo R ²	0.162	0.168	0.170	0.159	0.153	0.165

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.18. Ecuación de ingresos con corrección de sesgo de selección. Hombres. 25 a 29 años. 2008.

VARIABLES	Especificación 1	Especificación 2
Nivel educativo de los padres medio	0.2051***	0.2182***
Error estándar	(0.0659)	(0.0669)
Intervalo de conf. (95%)	0.0755 - 0.3346	0.0867 - 0.3497
Nivel educativo de los padres alto	0.4587***	0.4593***
Error estándar	(0.0927)	(0.0935)
Intervalo de conf. (95%)	0.2765 - 0.6409	0.2757 - 0.6429
Raza	0.1110	
Error estándar	(0.0765)	
Intervalo de conf. (95%)	-0.0393 - 0.2613	
Región de nacimiento		0.0485
Error estándar		(0.0595)
Intervalo de conf. (95%)		-0.0684 - 0.1653
Lambda	-0.2694	-0.3520*
Error estándar	(0.1706)	(0.1869)
Intervalo de conf. (95%)	-0.6046 - 0.0659	-0.7193 - 0.0152
Constante	3.5702***	3.6522***
Error estándar	(0.0854)	(0.0626)
Intervalo de conf. (95%)	3.4023 - 3.7380	3.5293 - 3.7752
Observaciones	510	510
R ²	0.0610	0.0612

Errores estándar robustos entre paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008

Cuadro A.19. Forma reducida de la regresión del ingreso por trabajo (en logaritmos) sobre circunstancias observadas. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Nivel educativo de los padres medio	0.2597***	0.1828***	0.2535***	0.2591***	0.1859***	0.2604***
Error estándar	(0.0824)	(0.0638)	(0.0505)	(0.0827)	(0.0649)	(0.0511)
Estadístico t	3.1531	2.8651	5.0194	3.1346	2.8655	5.1004
p-valor	(0.0017)	(0.0043)	(0.0000)	(0.0018)	(0.0043)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	0.0978 - 0.4215	0.0575 - 0.3082	0.1544 - 0.3526	0.0966 - 0.4216	0.0585 - 0.3134	0.1602 - 0.3606
Nivel educativo de los padres alto	0.5266***	0.4432***	0.4913***	0.5332***	0.4330***	0.4949***
Error estándar	(0.0986)	(0.0908)	(0.0658)	(0.1001)	(0.0908)	(0.0666)
Estadístico t	5.3424	4.8825	7.4720	5.3255	4.7703	7.4338
p-valor	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	0.3328 - 0.7203	0.2648 - 0.6215	0.3623 - 0.6204	0.3364 - 0.7300	0.2547 - 0.6114	0.3642 - 0.6255
Raza	0.1533	0.1231	0.1088*			
Error estándar	(0.0945)	(0.0752)	(0.0597)			
Estadístico t	1.6216	1.6381	1.8222			
p-valor	(0.1056)	(0.1020)	(0.0687)			
Intervalo de conf. (95%)	-0.0325 - 0.3391	-0.0245 - 0.2708	-0.0084 - 0.2259			
Región de nacimiento				0.0288	0.0608	0.0276
Error estándar				(0.0677)	(0.0594)	(0.0447)
Estadístico t				0.4258	1.0244	0.6182
p-valor				(0.6705)	(0.3061)	(0.5366)
Intervalo de conf. (95%)				-0.1043 - 0.1619	-0.0558 - 0.1774	-0.0601 - 0.1153
Sexo			-0.1440***			-0.1579***
Error estándar			(0.0508)			(0.0509)
Estadístico t			-2.8342			-3.1008
p-valor			(0.0047)			(0.0020)
Intervalo de conf. (95%)			-0.2436 - -0.0443			-0.2579 - -0.0580
Lambda	-0.9262***		-0.9356***	-0.9608***		-0.9886***
Error estándar	(0.1385)		(0.1208)	(0.1375)		(0.1212)
Estadístico t	-6.6887		-7.7457	-6.9857		-8.1562
p-valor	(0.0000)		(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	-1.1983 - -0.6540		-1.1727 - -0.6986	-1.2312 - -0.6905		-1.2265 - -0.7507
Constante	3.7679***	3.5182***	3.8375***	3.9019***	3.5930***	3.9398***
Error estándar	(0.1231)	(0.0771)	(0.0890)	(0.0952)	(0.0553)	(0.0732)
Estadístico t	30.6163	45.6118	43.0997	40.9741	64.9254	53.8557
p-valor	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	3.5260 - 4.0098	3.3667 - 3.6698	3.6627 - 4.0122	3.7147 - 4.0890	3.4843 - 3.7017	3.7963 - 4.0834
Observaciones	433	510	943	433	510	943
R ²	0.1998	0.0568	0.1358	0.1941	0.0544	0.1343

p-valor y errores estándar robustos.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.20. Forma reducida de la regresión del ingreso por trabajo (en logaritmos) sobre circunstancias observadas incluyendo educación propia. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Nivel educativo de los padres medio	0.1770** (0.0838)	0.0622 (0.0644)	0.1243** (0.0515)	0.1668* (0.0853)	0.0679 (0.0656)	0.1226** (0.0527)
Nivel educativo de los padres alto	0.2832** (0.1155)	0.1410 (0.0941)	0.2053*** (0.0740)	0.2602** (0.1216)	0.1410 (0.0966)	0.1938** (0.0764)
Raza	0.1430 (0.0948)	0.0378 (0.0732)	0.0792 (0.0585)			
Sexo			0.1035* (0.0581)			0.1056* (0.0600)
Años de educación	0.0552*** (0.0129)	0.0732*** (0.0095)	0.0651*** (0.0081)	0.0593*** (0.0135)	0.0731*** (0.0095)	0.0663*** (0.0083)
Región de nacimiento				0.0843 (0.0680)	0.0228 (0.0565)	0.0518 (0.0435)
Lambda	-0.5330*** (0.1584)	-0.1377 (0.1526)	-0.4235*** (0.1310)	-0.5104*** (0.1631)	-0.1800 (0.1751)	-0.4199*** (0.1367)
Constante	3.0286*** (0.2026)	2.9983*** (0.1139)	2.9650*** (0.1389)	3.0620*** (0.2100)	3.0268*** (0.1089)	2.9955*** (0.1411)
Observaciones	433	510	943	433	510	943
R ²	0.2304	0.1510	0.1879	0.2275	0.1515	0.1870

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.21. Proporción de la desigualdad de ingresos explicada por circunstancias. Medidas absolutas (θ_d^A). Especificación 1. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres		Hombres		Total	
	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)	GE(0)	GE(1)
No paramétrica						
Directa						
Índice	0.024	0.023	0.019	0.019	0.022	0.021
Error estándar	0.008	0.007	0.006	0.006	0.005	0.005
Intervalo de conf.	0.012 0.036	0.011 0.033	0.010 0.030	0.010 0.033	0.014 0.029	0.013 0.028
Residual						
Índice	0.024	0.023	0.019	0.024	0.022	0.023
Error estándar	0.008	0.010	0.006	0.006	0.005	0.006
Intervalo de conf.	0.012 0.036	0.008 0.042	0.010 0.030	0.012 0.038	0.014 0.029	0.014 0.033
Paramétrica						
Directa						
Índice	0.018	0.019	0.014	0.014	0.019	0.019
Error estándar	0.008	0.008	0.005	0.005	0.005	0.005
Intervalo de conf.	0.005 0.034	0.005 0.033	0.003 0.023	0.003 0.023	0.010 0.030	0.010 0.030
Residual						
Índice	0.022	0.017	0.018	0.022	0.015	0.018
Error estándar	0.008	0.008	0.005	0.007	0.005	0.006
Intervalo de conf.	0.008 0.036	0.002 0.031	0.009 0.031	0.013 0.039	0.005 0.025	0.007 0.030

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.22. Proporción de la desigualdad de ingresos explicada por circunstancias. Medidas absolutas (θ_d^4). Especificación 2. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.020		0.019		0.019		0.021		0.020		0.020	
Error estándar	0.007		0.007		0.005		0.006		0.004		0.005	
Intervalo de confianza	0.008	0.030	0.008	0.030	0.011	0.032	0.011	0.035	0.012	0.024	0.012	0.025
Residual												
Índice	0.020		0.015		0.019		0.023		0.020		0.019	
Error estándar	0.007		0.009		0.005		0.006		0.004		0.006	
Intervalo de confianza	0.008	0.030	0.003	0.031	0.011	0.032	0.011	0.036	0.012	0.024	0.011	0.027
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.017		0.017		0.013		0.013		0.019		0.019	
Error estándar	0.008		0.008		0.005		0.005		0.005		0.005	
Intervalo de conf.	0.005	0.030	0.005	0.033	0.003	0.022	0.003	0.023	0.011	0.031	0.011	0.031
Residual												
Índice	0.018		0.012		0.016		0.019		0.012		0.015	
Error estándar	0.007		0.009		0.005		0.006		0.005		0.006	
Intervalo de confianza	0.007	0.034	-0.008	0.028	0.007	0.027	0.008	0.032	-0.003	0.022	0.001	0.024

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.23. Forma reducida de la ecuación de años de educación sobre circunstancias observadas. 25 a 29 años. 2008.

Variables	Especificación 1			Especificación 2		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
Nivel educativo de los padres medio	2.2585***	1.7240***	1.9872***	2.2765***	1.7556***	2.0252***
Error estándar	(0.2867)	(0.2743)	(0.1988)	(0.2914)	(0.2766)	(0.2018)
Estadístico t	7.8779	6.2842	9.9967	7.8113	6.3473	10.0349
p-valor	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	1.6955 2.8214	1.1852 2.2628	1.5972 2.3771	1.7042 2.8487	1.2123 2.2988	1.6293 2.4212
Nivel educativo de los padres alto	5.2353***	4.3005***	4.7738***	5.4544***	4.1968***	4.8458***
Error estándar	(0.3829)	(0.3536)	(0.2610)	(0.3911)	(0.3653)	(0.2686)
Estadístico t	13.6726	12.1628	18.2886	13.9457	11.4900	18.0438
p-valor	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	4.4834 5.9872	3.6060 4.9949	4.2617 5.2859	4.6864 6.2224	3.4794 4.9142	4.3189 5.3727
Raza	1.4609***	1.0670***	1.2766***			
Error estándar	(0.3455)	(0.3340)	(0.2403)			
Estadístico t	4.2283	3.1943	5.3134			
p-valor	(0.0000)	(0.0015)	(0.0000)			
Intervalo de conf. (95%)	0.7825 2.1394	0.4109 1.7230	0.8052 1.7480			
Región de nacimiento				-0.2637	0.4085	0.0493
Error estándar				(0.2619)	(0.2509)	(0.1821)
Estadístico t				-1.0069	1.6284	0.2705
p-valor				(0.3144)	(0.1040)	(0.7868)
Intervalo de conf. (95%)				-0.7780 0.2506	-0.0842 0.9013	-0.3080 0.4066
Sexo			-1.1332***			-1.1263***
Error estándar			(0.1764)			(0.1785)
Estadístico t			-6.4232			-6.3118
p-valor			(0.0000)			(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)			-1.4793 -0.7871			-1.4764 -0.7762
Constante	7.8225***	7.4506***	8.1931***	9.1183***	8.1559***	9.2058***
Error estándar	(0.3614)	(0.3402)	(0.2628)	(0.2471)	(0.2306)	(0.1908)
Estadístico t	21.6423	21.9032	31.1782	36.8991	35.3731	48.2590
p-valor	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Intervalo de conf. (95%)	7.1127 8.5322	6.7825 8.1186	7.6775 8.7086	8.6331 9.6036	7.7031 8.6088	8.8315 9.5800
Observaciones	656	587	1,243	656	587	1,243
R ²	0.2525	0.2171	0.2531	0.2332	0.2070	0.2361

p-valor y errores estándar robustos.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.24. Índices de desigualdad de oportunidades en educación. Medidas absolutas (θ_d^A). Especificación 1. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.014		0.014		0.012		0.012		0.014		0.015	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.001		0.001	
Intervalo de conf.	0.011	0.018	0.011	0.017	0.008	0.015	0.009	0.016	0.012	0.017	0.012	0.018
Residual												
Índice	0.014		0.012		0.012		0.011		0.014		0.013	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.001		0.001	
Intervalo de conf.	0.011	0.018	0.008	0.015	0.008	0.015	0.008	0.015	0.012	0.017	0.011	0.016
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.014		0.014		0.012		0.012		0.015		0.015	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.002		0.002	
Intervalo de conf.	0.010	0.018	0.011	0.017	0.009	0.015	0.009	0.017	0.011	0.019	0.011	0.018
Residual												
Índice	0.017		0.015		0.012		0.012		0.016		0.015	
Error estándar	0.003		0.002		0.002		0.002		0.003		0.002	
Intervalo de conf.	0.012	0.023	0.011	0.019	0.009	0.016	0.009	0.016	0.012	0.021	0.011	0.018

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Cuadro A.25. Índices de desigualdad de oportunidades en educación. Medidas absolutas (θ_d^A). Especificación 2. 25 a 29 años. 2008.

	Mujeres				Hombres				Total			
	GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)		GE(0)		GE(1)	
No paramétrica												
Directa												
Índice	0.013		0.013		0.011		0.011		0.014		0.014	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.001		0.001	
Intervalo de confianza	0.009	0.017	0.010	0.017	0.008	0.015	0.008	0.015	0.011	0.016	0.012	0.017
Residual												
Índice	0.013		0.011		0.011		0.010		0.014		0.012	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.001		0.001	
Intervalo de confianza	0.009	0.017	0.008	0.014	0.008	0.015	0.008	0.013	0.011	0.016	0.010	0.015
Paramétrica												
Directa												
Índice	0.013		0.013		0.011		0.011		0.013		0.013	
Error estándar	0.002		0.002		0.002		0.002		0.002		0.002	
Intervalo de conf.	0.009	0.017	0.010	0.017	0.008	0.015	0.008	0.015	0.011	0.017	0.011	0.017
Residual												
Índice	0.016		0.014		0.011		0.011		0.015		0.014	
Error estándar	0.003		0.002		0.002		0.002		0.003		0.002	
Intervalo de confianza	0.011	0.021	0.010	0.018	0.007	0.015	0.008	0.015	0.011	0.020	0.010	0.017

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Anexo II

Propiedades deseables de los índices de desigualdad

En este anexo se presenta un análisis más detallado de las propiedades deseables que se argumenta debe tener un índice de desigualdad. La descripción se presenta para el ingreso pero es extensible de forma relativamente inmediata a los años de educación. Cowell (2009) establece cuatro propiedades básicas que deberían satisfacer las medidas de desigualdad:

- i. *Principio débil de transferencias o condición de Pigou-Dalton.* Este principio requiere que la desigualdad disminuya si una persona de ingreso igual a $y + \delta$ realiza una transferencia positiva a una persona de menor ingreso y , manteniéndose las posiciones relativas de cada uno, es decir siempre que la transferencia no sea superior a 2δ , con $\delta > 0$.
- ii. *Independencia de la escala de ingresos o independencia de media.* Implica que la medida de desigualdad sea independiente del valor absoluto del ingreso, de forma que si el ingreso de todas las personas aumenta en la misma proporción la medida de desigualdad debería permanecer incambiada.
- iii. *Principio (de replicación) de población.* La medida de desigualdad no debería depender del tamaño de la población. De esta forma, si se unen dos economías con distribuciones de ingreso equivalentes e igual cantidad de personas, la desigualdad resultante debería ser igual a la que tenía cada economía por separado⁶⁸. La mayoría de las medidas de desigualdad satisfacen este principio, incluidos los índices generalizados de entropía, los cuales son normalizados justamente para cumplirlo.
- iv. *Descomposición.* Cuando un índice es descomponible permite analizar cuánto de la desigualdad se explica por ciertas características (como el sexo o la edad o cualquier otra característica relevante). El principio de descomposición requiere que exista una relación coherente entre la desigualdad global y sus componentes. La desigualdad global debe poder expresarse como una función de la desigualdad dentro y entre los subgrupos en que se divide la población. Para esto, la medida de desigualdad debe cumplir una propiedad de consistencia básica: el ordenamiento de la desigualdad global en distribuciones alternativas debe ser consistente con el ordenamiento correspondiente a la desigualdad dentro de los subgrupos. En otras palabras, si se produce un aumento de la desigualdad dentro de cada uno de los subgrupos, y la desigualdad entre esos subgrupos se mantiene constante, la medida debe mostrar un aumento de la desigualdad global. En cambio, las medidas no descomponibles pueden mostrar un aumento de la desigualdad en cada uno de los subgrupos y también una disminución en la desigualdad global.

⁶⁸ Sin embargo, Cowell (2009) argumenta que este principio no es necesariamente deseable. Partiendo de una economía con dos personas donde una persona tiene todo el ingreso, argumenta que no es evidente que la situación tenga igual desigualdad a la que tendrá la unión con otra economía idéntica, que estará formada por dos personas con la mitad del ingreso cada una y las otras dos sin ingresos.

Más precisamente, Shorrocks (1980) establece que una medida de desigualdad es aditivamente descomponible si puede expresarse como la suma de la desigualdad intra-grupos (W) y la desigualdad entre grupos (B). La desigualdad entre grupos consiste en la desigualdad que existiría si cada observación fuera reemplazada por el valor promedio del ingreso del grupo con características similares, permitiendo analizar la desigualdad entre esos grupos exclusivamente. La desigualdad intra-grupos en tanto es la suma ponderada de los valores de desigualdad calculados para los grupos poblaciones. Ejemplos de medidas no descomponibles son el índice de Gini, la varianza logarítmica, la varianza de logaritmos y la desviación relativa media, mientras que las medidas descomponibles más conocidas son los índices de entropía y los índices de Atkinson.

Cowell (2009) establece que las únicas medidas que satisfacen estas cuatro propiedades son los generalizados de entropía $GE(\theta)$ o una transformación ordinal-equivalente de $GE(\theta)$, $J(GE(\theta))$ ⁶⁹. Sin embargo, el autor argumenta a favor de incluir una quinta propiedad de las transferencias más fuerte que el principio de Pigou-Dalton:

- v. *Principio fuerte de las transferencias*. Se cumple si frente a una transferencia desde una persona rica a una pobre el monto de la reducción de la desigualdad depende únicamente de la distancia entre la participación de los ingresos de las dos personas en el total de ingresos, cualquiera sean los individuos involucrados en la transferencia. Muchas medidas no satisfacen este principio, aunque algunas son equivalentes ordinalmente a otras medidas que sí lo satisfacen. En cambio, el índice de Gini, la varianza logarítmica y la varianza de los logaritmos no satisfacen el principio y tampoco son equivalentes ordinalmente a otra medida que sí lo satisfaga.

La incorporación de esta quinta propiedad reduce las medidas de desigualdad que cumplen simultáneamente las cinco propiedades a los índices generalizados de entropía $GE(\theta)$ (Cowell 2009).

⁶⁹ Shorrocks (1980) presenta una demostración de que la familia de índices de entropía son los índices que cumplen las propiedades de descomposición aditiva, el principio de Pigou-Dalton, la independencia de media y el principio de población.