

# Uruguay+25

DOCUMENTO DE TRABAJO Nº 21

---

## Logros educativos y desigualdad de remuneraciones en Uruguay

---

Rodrigo Arim (IECON, FCEA, UDELAR)  
Mauricio De Rosa (IECON, FCEA, UDELAR)  
Andrea Vigorito (IECON, FCEA, UDELAR)

**Coordinación Proyecto Uruguay + 25:** Leo Harari y Cecilia Alemany

**Edición:** Natalia Uval

**Compilación:** Yálaní Zamora y Carolina Quintana

**Diseño:** Diego García

La Red Sudamericana de Economía Aplicada (Red Sur/Red Mercosur) es una red de investigación formada por universidades públicas y privadas, y centros de producción de conocimiento de la región. Sus proyectos son regionales e involucran permanentemente a investigadores/as de varios países de América del Sur.

La misión de la Red es contribuir al análisis y el debate socioeconómico regional identificando respuestas a los desafíos del desarrollo. Promueve, coordina y desarrolla estudios conjuntos desde una perspectiva independiente y rigurosa sobre la base de metodologías comunes desde una visión regional. Integra las dinámicas globales y analiza las lecciones aprendidas de otras experiencias y regiones, para atender las prioridades para el crecimiento inclusivo y sustentable en América del Sur.

Desde sus inicios, la Red ha tenido el apoyo del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC de Canadá) y para la realización del Proyecto Uruguay + 25 contó también con el apoyo de otras instituciones tales como el BID, la CAF, el Banco Mundial y la ANII.



[www.redmercosur.org](http://www.redmercosur.org)

Edificio Mercosur,

Luis Piera 1992, 3.er piso

Tel: (+598) 2410 1494

[coordinación@redmercosur.org](mailto:coordinación@redmercosur.org)

11200, Montevideo – Uruguay

La Fundación Astur fue creada a mediados de 2009. Su nombre resume de cierta manera las dos patrias, Asturias y Uruguay, de quien la ha constituido y es su presidente, Enrique V. Iglesias. La Fundación tiene dos ejes de acción:

La divulgación de conocimiento en ciencias económicas, sociales y políticas y otros temas clave del debate contemporáneo. Para cumplir con ese objetivo ha organizado el ciclo de conferencias Pensando el Futuro, la publicación Cuadernos de Astur y diversos talleres y encuentros, promoviendo el diálogo social. El segundo eje apunta al desarrollo de actividades dedicadas a atender a sectores vulnerables de la población. Para cumplir ese objetivo trabaja en la mejora de las condiciones de vida y de cuidados de los adultos mayores.

La fundación participa en la elaboración de proyectos y gestiona recursos para financiarlos, privilegiando la asociación con otras organizaciones de la sociedad civil e instituciones públicas nacionales y locales.

Iturriaga 3379

11300 Montevideo

Tel: (+598) 2622 30 96

[info@fundacionastur.org](mailto:info@fundacionastur.org)

[www.fundacionastur.org](http://www.fundacionastur.org)

La serie de documentos de trabajo Uruguay + 25 compila los diferentes trabajos realizados en el marco del proyecto, liderado por Enrique V. Iglesias, desde la Fundación Astur y con la colaboración de la Red Sur. Esta es una iniciativa que recoge el espíritu de la Comisión de Inversiones y Desarrollo Económico (CIDE) que tuvo lugar hace 50 años, sentando las bases de la planificación para el desarrollo en el estado moderno uruguayo, y de una cultura de colaboración con técnicos de la región para analizar los desafíos nacionales con una perspectiva de largo plazo.

El objetivo de este proyecto fue llevar adelante un proceso de análisis, debate e identificación de propuestas de políticas para la agenda de futuro de Uruguay, en su dimensión nacional, considerando la dimensión regional e internacional de cara al desafío del desarrollo inclusivo y sostenible. Esta propuesta se basa en el entendimiento de que la sociedad uruguaya tendrá más oportunidades a futuro en la medida de que las políticas y estrategias de desarrollo tengan un enfoque de mediano y largo plazo, y reflejen consensos nacionales reconociendo lecciones aprendidas en Uruguay, la región y el mundo.

El libro “Uruguay + 25. Documentos de investigación” es la obra colectiva producida en el marco del proyecto que compila las versiones resumidas de los aportes de treinta y nueve especialistas. A través de estos documentos de trabajo se dan a conocer las investigaciones de base de esos trabajos y otros estudios que se comisionaron en el marco del proyecto, así como notas de opinión.

Esta iniciativa fue posible gracias al apoyo del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), el Banco de Desarrollo de América Latina (CAF), el Banco Mundial (BM), el Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEED), el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC), la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII), la Agencia Uruguaya de Cooperación Internacional (AUCI) y la Organización Internacional para las Migraciones (OIM).

## Rodrigo Arim

Doctorado en Economía, Programa de Doctorado Latinoamericano (Programa conjunto de Universidad Torcuato Di Tella; Universidad de Chile e Instituto Tecnológico de México). Tesis en curso. Posgrado en Economía, Universidad Torcuato Di Tella- UTDT. Licenciado en Economía, Universidad de la República (UdelaR).

## Mauricio De Rosa

Licenciado en Economía por la Universidad de la República. Ayudante de investigación grado 1 del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.

## Andrea Vigorito

Máster en Ciencias en Economía por London School of Economics. Profesora Agregada en la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.

## Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios en los logros educativos de la población en Uruguay por cohortes y presentar algunas simulaciones de los efectos sobre la desigualdad en el mercado laboral de posibles mejoras en los mismos.

La relación entre los logros educativos de la población y la desigualdad de ingresos no es simple, pues tal como indican Bourguignon *et al.* (2005), la convexidad de los retornos a la educación podría resultar en que mayores niveles educativos de la población podrían generar mayores niveles de desigualdad. El trabajo se basa en las Encuestas Continuas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística para los años 1986 a 2012. Se realiza un análisis de pseudo paneles y se analizan los efectos de cambios en el acervo educativo mediante microsimulaciones comportamentales.

En primer lugar se constata que la evolución del acervo educativo de la población uruguaya en los últimos cien años puede dividirse en tres etapas: (i) una de rápida expansión (en particular de primaria y primer ciclo de secundaria) para las generaciones nacidas entre 1913 y 1957; (ii) un claro estancamiento para las nacidas entre 1958 y 1983; y (iii) un aún incipiente pero marcado repunte para las generaciones más jóvenes. Los patrones por género son marcadamente dísimiles, pues, aunque a un ritmo menor, las mujeres continuaron incrementando sus niveles de educación formal en el período de estancamiento. Las tasas de pasaje de primer a segundo ciclo de secundaria se mantuvieron constantes a lo largo del período, al tiempo que el pasaje del segundo ciclo de secundaria a enseñanza terciaria cayó. La asistencia a centros de educación terciaria muestra fuertes disparidades, con un marcado aumento en la enseñanza universitaria y un fuerte estancamiento en los centros de formación docente.

Las microsimulaciones realizadas indican que, en los cuatro escenarios considerados, el significativo aumento del acervo educativo de la población allí supuesto acarrearía una reducción moderada de la desigualdad. Esta operaría tanto porque los mayores niveles educativos permitirían a las personas acceder a mayores ingresos, como por un significativo aumento de la oferta laboral femenina y la intensificación de la jornada laboral para ambos sexos.

## I. Introducción<sup>1</sup>

El objetivo de este trabajo es estudiar la evolución de los logros educativos de la población en Uruguay en base a un análisis por cohortes y presentar simulaciones de los efectos de su aumento sobre la desigualdad entre los trabajadores ocupados. Este interés se motiva en que en diversos análisis se ha constatado que Uruguay ha experimentado un enlentecimiento de sus logros educativos en relación a otros países de América Latina, al tiempo que se ha concluido que los cambios en el nivel educativo de la población han jugado un rol muy marginal en la reciente caída de la desigualdad de ingresos. Ello contrasta fuertemente con lo ocurrido en otros países de la región, como lo ilustran, por ejemplo, los casos de Argentina y Brasil (Gasparini y Cruces, 2010; Paes de Barros *et al.*, 2007).

El debate en torno al estancamiento relativo del nivel educativo de la población uruguaya ha estado presente en la discusión pública y académica desde la década de 1990. Así, en diversos trabajos de la CEPAL y del propio sistema educativo (MESYFOD, 2001) se llamaba la atención sobre el enlentecimiento de las tasas de asistencia a enseñanza media en relación a diversos países de la región. Bucheli y Casacuberta (2000) analizaron algunos de los determinantes del abandono escolar encontrando que el nivel educativo de las madres, el ingreso del hogar y ser varón constituían factores explicativos centrales.

Los trabajos más recientes coinciden en destacar un enlentecimiento en el promedio de años de educación formal aprobados por la población y en las tasas de asistencia a la enseñanza media en las últimas dos décadas (Boado y Fernández, 2011; Aristimuño y De Armas, 2012). En las investigaciones previas que abordan la evolución de la escolarización de la población uruguaya por generaciones se ha constatado que las mismas muestran comportamientos marcadamente disímiles, tanto en los logros alcanzados como en términos de ingresos medios y desigualdad (Bucheli *et al.*, 2000; Sapelli y Bukstein, 2011; Sapelli y Bukstein, 2013).

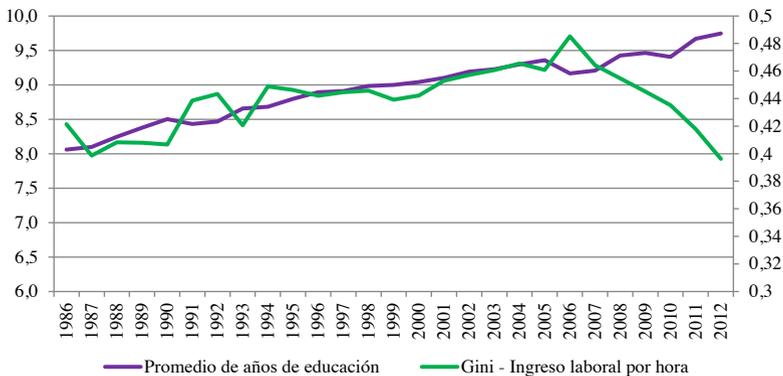
Considerando el período para el que se dispone de microdatos de las ECH, se ha observado que la desigualdad de remuneraciones laborales aumentó entre 1990 y 2007, momento a partir del cual se revirtió la tendencia y descendió en forma ininterrumpida (Gráfica 1).

---

1. Si bien los índices de desigualdad se calculan habitualmente a partir de encuestas de hogares, es sabido que las mismas subcaptan ingresos altos, así como las rentas del capital. Los análisis elaborados a partir de registros tributarios para el caso uruguayo indican que la caída de la desigualdad de remuneraciones laborales se verificaría (con una tendencia más leve), aún considerando los ingresos muy altos (Burdín *et al.*, 2014).

La caída reciente de la desigualdad no fue liderada por cambios en el acervo educativo de la población, los cuales tuvieron un rol muy modesto (Alves, 2012). Las mejoras se han vinculado al fuerte crecimiento económico de la última década, que se tradujo en un significativo aumento del empleo y los ingresos, así como a diversas intervenciones públicas, tales como la reinstauración de la imposición a la renta personal, la restauración de la negociación salarial tripartita centralizada y la revalorización de los salarios mínimos (Amarante *et al.*, 2013).

Gráfica 1. Índice de desigualdad de Gini de los ingresos laborales y promedio de años de educación formal aprobados por la población de 22 años y más. Ingreso por hora sin seguro de salud (FONASA) a valores corrientes (1986-2012).



Fuente: elaborado en base a las ECH del INE.

Cabe preguntarse entonces qué rol podrían jugar los cambios en el acervo educativo de la población sobre la evolución de la desigualdad de remuneraciones laborales. La relación entre los logros educativos de la población y la desigualdad de ingresos no es simple, porque como indican Bourguignon *et al.* (2004), la convexidad de los retornos a la educación (es decir, que los ingresos aumenten más que proporcionalmente con el incremento del nivel educativo) podría resultar en lo que los autores llaman la paradoja del progreso: mayores niveles educativos de la población podrían generar mayores niveles de desigualdad.

Para ahondar en esa dirección, Battistón *et al.* (2014) realizan ejercicios de microsimulación con el objetivo de explorar la pertinencia de la paradoja del progreso para varios países latinoamericanos, entre los que se cuenta Uruguay. Al analizar los efectos distributivos que acarrearían los cambios en el nivel educativo de la población entre 1990 y 2009 y posibles cambios futuros, encontraron que los mismos fueron de escasa magnitud e incluso regresivos en algunos países.

En este trabajo se busca ahondar en esta dirección proponiendo un conjunto de escenarios que parten de la evolución del acervo educativo de la población por cohortes, y se incorporan en la simulación cambios en la inserción laboral de las personas. Para ello se realizan microsimulaciones a partir de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE).

El trabajo se organiza como sigue. En la sección II se repasa muy brevemente la relación entre escolarización y desigualdad. Luego, se examina la evolución reciente de la desigualdad, la distribución de remuneraciones y el acervo educativo de la población (sección III). En la sección IV se describe la metodología y las fuentes de información utilizadas. La sección V reúne los principales resultados obtenidos. Finalmente, la sección VI recoge algunos comentarios finales.

## II. Educación, crecimiento y desigualdad de ingresos

El vínculo entre el nivel educativo de la población y la dinámica de los ingresos se ha abordado desde variadas perspectivas. Estas abarcan sus impactos en el crecimiento económico, en los retornos a la educación y en la desigualdad de ingresos laborales y personales.

En cuanto a la relación entre educación y crecimiento económico, se han identificado los siguientes canales explicativos: productividad del trabajo (la cual se traduciría en mejores remuneraciones); aumento de la participación laboral y caída de la fecundidad (especialmente en el caso de las mujeres); mejor uso de la inversión, tanto interna como extranjera; y la diversificación de la producción, que podría resultar de la mayor demanda por efecto del aumento del ingreso (Hawkes y Ugur, 2012). Los efectos sobre la productividad dependen de en qué medida efectivamente la educación mejora la productividad o más bien actúa como mecanismo de señalización. En su revisión sistemática de la relación entre educación y crecimiento para países de ingresos bajos, Hawkes y Ugur (2012) encuentran efectivamente un efecto positivo y significativo del acervo educativo de la población sobre el crecimiento.

Un caso paradigmático es el de Corea, donde las expansiones de la educación de la población fueron seguidas por rápidos procesos de crecimiento económico. Según Shin y Koh (2005), la expansión de la enseñanza secundaria en ese país contribuyó al desarrollo posterior de las ramas de actividad económica intensivas en capital en las décadas de 1970 y 1980, aspecto que fue fortalecido por la expansión en la década de 1990 de la educación terciaria. Esta última habría cimentado el éxito de Corea en la producción de bienes con alto contenido tecnológico.

La relación entre el nivel educativo de la población y la desigualdad de remuneraciones laborales ha sido analizada en diversos trabajos. Como se señaló en la introducción, Bourguignon *et al.* (2004) plantean que la convexidad de los retornos a la educación, es decir el crecimiento más que proporcional de los ingresos conforme se incrementan los años de escolarización, podría conducir a que el aumento del acervo educativo de la población fuese consistente con un aumento de la desigualdad y no necesariamente con su caída, llamando a este efecto la paradoja del progreso. Battistón *et al.* (2014) presentan una formalización explicativa de este potencial efecto y lo ilustran con microsimulaciones sobre los determinantes de los cambios de la desigualdad en varios países de América Latina entre 1990 y 2009. Estiman coeficientes de convexidad de los retornos a la educación, encontrando que los correspondientes a Uruguay se sitúan entre los que presentan niveles más bajos.

En los análisis económicos sobre educación e ingresos ha predominado la perspectiva del capital humano, la cual se ocupa fundamentalmente de establecer la relación entre escolarización, productividad y remuneraciones laborales. Adoptando una perspectiva más amplia, Sen argumenta que esta visión no contempla los impactos directos de la educación sobre la vida de las personas:

*... sin ver su nivel de ingreso modificado, las personas pueden beneficiarse de la educación en leer, comunicarse, argumentar, estar en condiciones de elegir de manera más informada, ser tomadas más seriamente por las otras personas, y así sucesivamente. Así, los beneficios de la educación exceden el rol del capital humano en la producción de bienes (Sen, 2003: 35).*

### III. Distribución del ingreso, remuneraciones y cambios en el nivel educativo de la población: la experiencia reciente

#### III.1) La evolución de la desigualdad

Si bien existe consenso en que en la última década la desigualdad personal del ingreso en la región se redujo, sus causas son controvertidas. López Calva y Lustig (2010) realizan un estudio en profundidad de cinco países (Argentina, Brasil, Perú, México y Chile) en base a microsimulaciones. Argumentan que la caída reciente se explicaría fundamentalmente por la expansión de los programas de transferencias de ingreso y la reducción de la desigualdad en el mercado laboral. A la vez, la menor desigualdad laboral respondería a la caída de los retornos a la educación, la cual, a su vez, sería resultado del aumento del acervo educativo de la población.

Este camino es muy ostensible en el caso de Brasil, donde la caída de la desigualdad laboral y personal se ha dado durante un largo período de tiempo y ha coexistido con un efectivo aumento de la escolarización de la población, con niveles de partida muy bajos (Paes de Barros *et al.*, 2007). Gasparini y Lustig (2011) analizan un conjunto más amplio de países y concluyen que la caída de retornos a la educación (debida al aumento del empleo, los niveles de educación y el mayor peso de las instituciones), así como los amplios programas de transferencias de dinero explicarían la caída reciente.

CEPAL (2012) llega a un diagnóstico similar en relación a la caída de la concentración de ingresos laborales. En su explicación, enfatiza el descenso de las remuneraciones relativas de los más calificados, la moderación del efecto del cambio técnico y la mayor oferta de puestos formales, así como las políticas laborales y de ingresos. El estudio atribuye un papel menor a las transferencias.

Sin embargo, Gasparini *et al.* (2011) sostienen que la caída de retornos no resultaría tanto del aumento en el nivel educativo de la población, sino que provendría fundamentalmente del efecto de demanda, excepto para el nivel secundario. El boom de exportaciones de bienes primarios fomentaría la demanda de trabajadores menos calificados, al tiempo que la difusión del progreso técnico también operaría en ese sentido.

Otros autores atribuyen la caída de la desigualdad a cambios en los regímenes políticos de la región. Así, Cornia (2010) señala como causas la caída en retornos a la educación y la adopción de un modelo de desarrollo por gobiernos de centro-

izquierda que enfatiza prudencia fiscal con políticas macroeconómicas, tributarias, sociales y laborales más equitativas.

Lustig y Mc Leod (2011) llaman la atención en cuanto a que los regímenes socialdemócratas fueron más exitosos en reducir la desigualdad que los que catalogan como populistas. En este sentido argumentan que en Brasil y Chile se alcanzó mínimos históricos mientras que en los otros países se volvió a niveles preexistentes. Estos autores indican que parte de la reducción de la desigualdad en Argentina y Venezuela puede atribuirse a términos de intercambio y mejora en condiciones externas. Montecino (2011) cuestiona estos resultados utilizando datos de Cepal y un conjunto mayor de países. Al hacerlo, se pierde el efecto favorable de regímenes socialdemócratas encontrado por Lustig y Mc Leod (2011).

Así, las razones de la caída reciente de la desigualdad en la región son controvertidas pero podrían básicamente ligarse al contexto internacional favorable, el aumento sostenido del acervo educativo de la población, especialmente en el caso de Brasil, y a la introducción de políticas redistributivas. En cualquier caso, todos los autores son escépticos en cuanto a la sostenibilidad de estos logros en contextos menos favorables.

En el trabajo citado en la sección anterior, Battistón *et al.* (2014) encuentran que el aumento del acervo educativo en dicho período fue desigualador en la mayor parte de los países de la región. Sin embargo, al igual que los otros trabajos ya citados, los autores encuentran que dicha expansión fue igualadora exclusivamente en el caso de Uruguay, donde contribuyó levemente a la caída de la desigualdad. Ello se vincula con el grado de convexidad de los retornos a la educación, que, como se mencionó antes, resulta en Uruguay más bajo que en el resto de los países de la región. Asimismo, en dicho trabajo se realizan dos simulaciones para analizar posibles resultados de incrementos en el acervo educativo de la población en base a dos escenarios.

El primer escenario supone un aumento de un año de educación para todos los trabajadores y el segundo asume un aumento proporcional en el nivel educativo de todos los trabajadores de manera tal que el promedio se incremente en un año. En una segunda fase se incorporan cambios en los retornos a la educación que derivarían de cambios en la oferta relativa y los resultados no se alteran para el caso uruguayo.

El primer escenario acarrearía una caída del índice de Gini de 9 puntos porcentuales y el segundo, un incremento de 5. Así, los aumentos en el nivel educativo de la población ocupada no implicarían necesariamente reducciones en la desigualdad. Estas conclusiones abren preguntas para el caso uruguayo, que se retomarán en las siguientes secciones. A diferencia del trabajo citado, en el presente análisis se

modelizan los cambios en la oferta laboral que podrían resultar de aumentos en el acervo educativo, los cuales son particularmente relevantes en el caso de las mujeres (Espino, Leites y Machado, 2014).

Si bien los niveles de desigualdad en Uruguay son bajos en el contexto regional, su descenso comenzó más tardíamente que en la mayor parte de los países. Alves *et al.* (2012) realizaron una descomposición mediante microsimulaciones de la desigualdad en el mercado laboral y encuentran que la evolución de los retornos a la educación y, en segundo lugar, el aumento en horas trabajadas, explican en buena medida esta caída.

El segundo factor se explica por la fuerte expansión de la actividad económica en el período. La caída de los retornos a la educación se ha ligado principalmente a cambios institucionales. En PNUD (2008) se encuentra que el aumento de salarios mínimos generó una ligera caída de la desigualdad. Asimismo, Amarante *et al.* (2014) encuentran que la instauración del impuesto a la renta de las personas físicas generó una caída en los retornos a la educación, aunque los mismos siguieron cayendo una vez desplegada la reforma. Esto podría deberse tanto a un incremento en las remuneraciones, que conduce a que los trabajadores suban de franja impositiva, como a la acción de Consejos de Salarios o a las características del empleo recientemente generado, tal como plantean Gasparini *et al.* (2011) para el caso latinoamericano.

### III.2 Logros educativos en Uruguay: antecedentes

Uruguay ha perdido posiciones relativas con respecto a la región y el mundo. Así, en los últimos años, 84% de los jóvenes europeos completó al menos la educación media superior; en América Latina el promedio es 49%, en tanto que en Uruguay es el 39% (Aristimuño y de Armas, 2012).

Cruces y Gasparini (2011) realizaron un análisis sobre la desigualdad educativa en América Latina donde ponen de relieve el pobre desempeño de Uruguay en relación a otros países de la región. Allí indican que mientras el índice de Gini de años de educación se redujo entre 1981 y 2010, las distancias en el promedio de años de educación aprobados por los adultos entre quintiles de ingreso se acrecentaron. Colafranceschi *et al.* (2013) analizan la evolución de la desigualdad en años de educación y clima educativo de los adultos para el período 2006-2011. Los índices de desigualdad de años educativos allí estimados no registran cambios significativos.

En relación a la asistencia a centros de educación formal, a nivel internacional se verifica una expansión de la cobertura desde 1970 en adelante por regiones (UNESCO, 2011). Entre 1970 y 2009, el número de estudiantes matriculados en educación secundaria creció a una tasa promedio anual del 2,6%, mientras que la población

en edad de asistir a dichos ciclos lo hizo a una tasa de 1,4%, viéndose los mayores logros en países que partían de niveles relativamente más bajos. En este contexto, se destacan por ejemplo los avances de China, que casi duplicó su matrícula secundaria entre 1991 y 2009, pasando de 52 millones a 100 millones, o India, que entre 1970 y 2009 vio crecer su matrícula de 21 a 102 millones de personas. Brasil por su parte, la quintuplicó entre 1971 y 2009, pasando de 4,6 millones a 23,6 millones. México también experimentó una expansión significativa, que lo llevó de 1,6 millones a 11,5 millones en idéntico período.

Cabe destacar que en el contexto regional, diversos países presentan mejores desempeños que Uruguay en términos de indicadores que podrían acercarse a la calidad de la educación y las posibilidades de la retención de estudiantes en el sistema educativo, como repetición, aprendizajes y finalización (De Armas y Aristimuño, 2012).

Las evoluciones promedio esconden significativas variaciones cuando se las mira por generaciones. Por ejemplo, en Corea, el acelerado crecimiento del acervo educativo de la población se ve claramente en un análisis de cohortes (Shin y Koh, 2005). Según datos de 2009, mientras el 98% de los adultos de 25 a 34 años había completado educación secundaria, la cifra caía al 40% para el grupo de 55 a 64 años. Las cifras correspondían a 58% y 12% en el caso de educación terciaria.

## IV. Metodología

En lo que sigue se presentan los métodos de microsimulación utilizados (IV.1) y las principales características de la fuente de datos utilizada (IV.2).

### IV.1 Microsimulaciones

Con el objetivo de estimar la posible incidencia de cambios en los logros educativos de la población sobre la distribución del ingreso, se realizaron microsimulaciones comportamentales, estáticas y de equilibrio parcial. En términos generales, esta metodología permite construir distribuciones contrafactuales a partir de la estimación de los determinantes de los ingresos de los individuos y de su comportamiento en términos de oferta laboral.

De esta forma, es posible realizar evaluaciones *ex-ante* de la incidencia que pueden tener distintos escenarios sobre las variables objetivo (en este caso, distintos niveles educativos de la población sobre la distribución del ingreso laboral), incorporando no sólo el efecto directo del cambio de escenario, sino también el efecto de la respuesta de los agentes en el resultado final. Así, se estudia la incidencia distributiva de cambios en los años de escolarización de la población a través del impacto directo en el ingreso de los trabajadores pero también de los cambios en sus decisiones de oferta laboral. Siendo un análisis de equilibrio parcial y estático, no se considera el efecto sobre otros mercados o más en general sobre la asignación de recursos de la economía ni el transcurso del tiempo.

Bourguignon y Spadaro (2006) plantean que para desarrollar esta metodología se requiere: (i) una base con microdatos con las características sociodemográficas de la población; (ii) la definición de los cambios a ser simulados y (iii) un modelo teórico de la respuesta comportamental de los agentes. Por una parte, la base empleada es la Encuesta Continua de Hogares del año 2012 (ver sección IV.2). Los escenarios considerados fueron:

- (1) todas las personas entre 18 y 30 años que no hayan culminado el primer ciclo de educación secundaria (9 años de educación formal) lo finalizan.
- (2) todas las personas entre 18 y 30 años que no hayan culminado el segundo ciclo de educación secundaria (12 años de educación formal) lo finalizan.
- (3) todas las personas entre 18 y 30 años que no hayan culminado el segundo ciclo de educación secundaria suman un año adicional de educación.
- (4) todas las personas entre 18 y 30 años que no hayan culminado el segundo ciclo de educación secundaria lo finalizan (como en escenario 2). Adicionalmente,

se simula un aumento proporcional similar en las personas con segundo ciclo de secundaria finalizado, topeado para aquellas que alcanzan 16 años de educación o más, con la restricción adicional de no permitir que ningún individuo presente más años de educación que los que su edad le permite, lo que podría suceder para aquellos de 18 a 21 años.

El modelo de microsimulación estimado en este trabajo sigue el marco general planteado por Bourguignon y Ferreira (2004)<sup>2</sup>. Se parte de la consideración del ingreso total de un hogar  $i$  en un momento  $t$ . Este puede expresarse como la suma del ingreso laboral ( $YL$ ) y no laboral ( $YNL$ ) generado por sus integrantes:

$$YL_{it} = \omega_{it}L_{it} + YNL_{it}$$

El ingreso no laboral y la estructura de hogares se consideran exógenos al modelo<sup>3</sup>. El ingreso laboral para el individuo  $i$  en el período  $t$  puede determinarse sobre la base de la remuneración laboral por hora ( $\omega$ ) y el número de horas trabajadas ( $L$ ):

$$\log(\omega_{it}) = \alpha + \sum_k \gamma_k X_i + \varepsilon_i$$

El ingreso laboral se modeliza sobre la base de dos ecuaciones: una correspondiente a las remuneraciones horarias y otra para las horas trabajadas. Los determinantes de las remuneraciones ( $\omega$ ) pueden ser modelizados en base a una ecuación estándar de Mincer. En la modelización de la oferta laboral se buscó reflejar algunas rigideces presentes en el mercado laboral derivadas de las posibilidades reales de selección del número de horas trabajadas por parte de las personas (véase, por ejemplo, Creedy y Duncan, 2002), en base a la utilización de un *conditional logit* (CL).

A efectos de la estimación, se observan valores positivos de salarios y horas trabajadas solo para aquellos individuos que realmente trabajan (Heckman, 1974). La ecuación de remuneraciones horarias se estima siguiendo el procedimiento propuesto por Heckman para corregir por sesgo de selección, indicando si la persona trabaja o no:

$$\log(\omega_{it}) = \alpha + \sum_k \gamma_k X_i + \varepsilon_i$$

2. Algunos ejemplos de aplicación de esta metodología son Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001) para Taiwan, Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) para Argentina, Cruces y Gasparini (2010) para Argentina y Jaramillo y Saavedra (2010) para Perú.  
3. Se trata de dos supuestos simplificadores, dado que los cambios en el ingreso laboral podrían cambiar la elegibilidad de los hogares para programas sociales así como la edad de retiro, al tiempo que podrían generar modificaciones en la estructura de hogares, particularmente entre los extendidos.

Donde  $\omega_{it}$  corresponde a las remuneraciones laborales,  $X$  representa un vector de características individuales que incluye sexo, una expresión cuadrática en la edad, región de residencia, una expresión cuadrática en los años de educación formal aprobados y  $\varepsilon$  son residuos que siguen una distribución normal. En la ecuación de selección también se incluyeron variables que reflejan si la persona desempeña la jefatura de hogar, desarrolla tareas en el hogar y el logaritmo del ingreso no laboral del hogar. Esta forma de estimación de los retornos a la educación presenta problemas de endogeneidad (Card, 1999), al tiempo que arroja resultados de los retornos en valores medios de la distribución, los cuales pueden presentar notorias diferencias a lo largo de la distribución (Firpo *et al.*, 2007).

Como se mencionó anteriormente, la oferta laboral se modelizó en base a un conditional logit (CL) siguiendo la propuesta de Creedy y Kalb (2007). Este modelo es particularmente útil para situaciones en que la decisión de los agentes depende no sólo de sus características, sino también de las características de las alternativas entre las que tengan que optar (Wooldridge, 2001)<sup>4</sup>. En la mayor parte de las microsimulaciones citadas anteriormente para el caso latinoamericano, se han usado modelos Tobit que suponen horas de trabajo continuas.

En el presente trabajo se estima un modelo en el que las personas deben elegir entre un conjunto de siete alternativas de dedicación horaria semanal al mercado de trabajo (0, 10, 20, 30, 40, 50 y 60). El CL permite estimar cómo las características de los individuos y de las alternativas afectan la utilidad individual, asumiendo que en la situación observada en el escenario de base están maximizando su utilidad.

De esta forma, ante cambios como los de los escenarios descritos antes, es posible observar si la utilidad sigue siendo máxima en la opción elegida en el escenario base o si cambia, en cuyo caso se asume que el individuo puede efectivamente alterar su dedicación horaria al mercado de trabajo.<sup>5</sup> Así, para estimar el modelo es necesario contar los ingresos en cada opción para cada individuo.

En el caso de los individuos que trabajan, esto se realiza calculando un ingreso laboral por hora y multiplicándolo por las distintas cargas laborales semanales, lo que lleva implícito que el esquema de remuneración es lineal en las horas trabajadas, lo que no tiene por qué ser necesariamente cierto. Como se dijo, para aquellos individuos que no trabajan y que por lo tanto no tienen un salario observable, se procede a estimar su ingreso laboral por medio de una ecuación de sesgo de selección (Heckman, 1974).

4. Sin embargo, estos modelos ya han sido utilizados en microsimulaciones para Uruguay por De Rosa *et al.* (2011) y Araya *et al.* (2011).

5. Esto implica una limitación evidente, en la medida en que existen restricciones desde el lado de la demanda que impiden a los trabajadores alterar su dedicación al mercado de trabajo.

De esta forma, el CL puede ser derivado por medio de la comparación de utilidades subyacentes (Mc Fadden, 1974). Así como los parámetros estimados en el CL coinciden con los de la función de utilidad subyacente, es posible recalcular las utilidades asociadas a cada opción ante cambios de escenario.

La función de utilidad sigue una forma:

$$y_{ij} = x_{ij}\beta + a_{ij} \quad j = 0, 1, 2, \dots, J,$$

donde  $a_{ij}$  representa un conjunto de inobservables y  $x_{ij}$  es un vector  $1 \times K$  que difiere tanto entre personas como entre alternativas. Si los  $a_{ij}$  son variables aleatorias independientes con distribución del Valor Extremo de Tipo I, entonces la probabilidad de que la utilidad que le reporta al individuo  $i$  la opción  $j$  sea la máxima (vale decir, que opte por ella) viene dada por:

$$P(y_i = j | x_i) = \frac{\exp(x_{ij}\beta)}{\sum_{h=0}^J \exp(x_{ih}\beta)} \quad j = 0, 1, 2, \dots, J$$

Los efectos parciales, obviando el subíndice  $i$  vienen dados por:

$$\frac{\partial p_j(x)}{\partial x_{jk}} = p_j(x)[1 - p_j(x)]\beta_{kj} = 0 \quad \dots \dots J, k = 1 \dots \dots K$$

$$\frac{\partial p_j(x)}{\partial x_{hk}} = -p_j(x)p_h(x)\beta_{kj} \neq 0, k = 1 \dots \dots K$$

Así, los  $\beta_k$  tienen una interpretación directa puesto que un  $\beta_r$  positivo implica que el regresor  $r$  tiene un efecto positivo en la probabilidad  $p_j$  y el efecto cruzado es negativo (porque  $-p_j(x)p_h(x)\beta_k < 0$ ).

El CL presenta asimismo un conjunto de limitaciones que es necesario considerar, destacándose la referida al supuesto de Independencia de Alternativas Irrelevantes (IIA). En efecto, el supuesto de IIA implica asumir que incorporar una alternativa adicional o cambiar las características de una tercera alternativa no afecta el ratio entre las probabilidades de otras dos alternativas.

Una vez estimado el CL, es necesario calibrar el modelo de forma que el mismo prediga que los individuos eligen lo que efectivamente eligieron en el escenario base. Esto puede no ser así para todos los individuos fruto de sus características

inobservables, que pueden hacer que dos individuos idénticos en sus variables observadas elijan cargas horarias de trabajo distintas. Con este fin se toman aleatoriamente errores de la distribución Valor Extremo de Tipo I y se suman a la utilidad determinística para cada una de las dedicaciones horarias semanales y cada una de los individuos (Bourguignon, Ferreira y Leite, 2003).

Si el resultado implica que el individuo obtiene una utilidad máxima trabajando la cantidad de horas que efectivamente trabaja, entonces ese conjunto de errores es aceptado e incorporado al modelo. En caso contrario, se descarta ese conjunto de errores y se vuelve a tomar aleatoriamente un nuevo conjunto. Este procedimiento continúa hasta lograr que el modelo prediga que todos los individuos maximizan su utilidad en la alternativa horaria que se observa.

En el presente trabajo se tomaron 1.500 conjuntos de errores de forma de predecir correctamente a todos los individuos, esencialmente a los atípicos, puesto que para la mayoría de los individuos la predicción del modelo era correcta considerando los primeros sets de errores. Cuando se alteran las características de individuos y alternativas para las simulaciones, los errores tomados para cada individuo durante la calibración se incorporan en el cálculo.

El ingreso laboral puede expresarse como:

$$YL_{it} = F(X_{it}, \varepsilon_{it}, \beta_t, \lambda)$$

Las simulaciones se realizaron prediciendo en base a los coeficientes de interés las remuneraciones y horas trabajadas para los niveles educativos propuestos por cada escenario. La modelización no incorpora los cambios en la categoría ocupacional que podrían surgir por acceder a un mayor nivel educativo, los cuales quedan implícitos en la estimación de los retornos a la educación.

#### *Construcción de pseudo paneles*

Una encuesta de panel o longitudinal se caracteriza por seguir a los individuos que integran la muestra, representativa de cierto universo, a lo largo del tiempo. Esta estructura de datos permite caracterizar la evolución y dinámica de distintas dimensiones relevantes (educación, eventos de desempleo y su duración, nivel salarial, etc.) a través del seguimiento del desempeño de cada individuo y realizar análisis comparativos entre generaciones. Ante la ausencia de información estadística sistemática de estas características en Uruguay, se opta por trabajar con pseudo paneles (Baltagi, 2008).

Con las Encuestas Continuas de Hogares relevadas por el INE entre 1986 y 2012, se sigue el desempeño de cada cohorte o generación, asumiendo que la información reportada por la ECH es representativa de las mismas. Para construir las cohortes se formaron grupos de cinco años en función de las fechas de nacimiento de las personas y se las siguió a lo largo de los años 1986-2012. Por ejemplo, para analizar la evolución del salario de la generación nacida entre 1968 y 1972 entre los años 2000 y 2010, se calcula el salario promedio de las personas que en la ECH 2000 tienen entre 32 y 28 años y se lo compara con el salario promedio de los entrevistados que en el año 2010 tienen entre 42 y 38 años.

A su vez, este tipo de enfoque permite comparar el desempeño entre cohortes o generaciones, en tanto es posible identificar el desempeño de las cohortes en cada momento de su ciclo de vida. Debe destacarse que los resultados para las edades más avanzadas podrían estar afectados por las tasas diferenciales de retiro y mortalidad por niveles educativos.

## IV.2 La información utilizada

El trabajo se realizó en base a los datos de las Encuestas Continuas de Hogares compatibilizadas por el Instituto de Economía para el período 1986-2012 (Instituto de Economía, 2013). Esta encuesta es relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) a lo largo de todo el año y recoge información detallada sobre inserción laboral, niveles educativos, características socioeconómicas de los hogares e ingresos por fuente.

El marco muestral, el cuestionario y la cobertura geográfica de la encuesta han variado a lo largo del período analizado. Estas modificaciones generan saltos en las series. Entre 1986 y 1997 el marco muestral era el Censo de Población y Vivienda de 1985.

Desde 1998 a 2005 el marco muestral pasó a ser el Censo de Población y Vivienda de 2006, y desde 2006 la muestra se extrae a partir de la información del Censo de Población 2006 (Primera Fase del Censo). Aunque el crecimiento poblacional es bajo en Uruguay, los cambios en el marco muestral implican diferentes pesos muestrales y generan discontinuidad en las series temporales, especialmente en el caso de la variable ingreso. Al mismo tiempo, las encuestas entre 1986 y 1997 cubren a las áreas geográficas de 900 habitantes y más, donde reside el 87% de la población, mientras que en el período 1998-2005 la muestra se restringió a las áreas urbanas de 5000 y más habitantes (80% de la población). Finalmente, desde 2006 la encuesta tiene cobertura nacional, incluyendo las áreas rurales.

Las preguntas relacionadas con los ingresos también presentan variaciones en el tiempo, lo que hace necesario establecer criterios que permitan la construcción de

una variable agregada consistente en el tiempo. Desde 2006 el ingreso del capital se recoge con mayor detalle, al igual que las transferencias no contributivas. Dado que estas transferencias fueron expandidas fuertemente desde 2005, esta modificación del cuestionario de la encuesta no es una limitación severa.

La ECH recoge información sobre los ingresos luego de impuestos. El ingreso de los hogares que se utilizó en este trabajo reúne los ingresos laborales de los asalariados, trabajadores por cuenta propia y patronos (tanto corrientes como en especie), el ingreso del capital (intereses, rentas, utilidades), transferencias públicas y privadas (incluyendo remesas) y valor locativo imputado por la propiedad de la vivienda. Este agregado de ingreso es diferente al utilizado por el INE, ya que no se incluye la imputación por el seguro de salud, que sí incluye el INE, tanto para los trabajadores formales como para sus dependientes<sup>6</sup>.

El ingreso de los hogares fue deflactado utilizando el Índice de Precios al Consumo, tomando como base los precios de setiembre de 2010. Dado que no existen estimaciones de escalas de equivalencia oficiales para Uruguay, los cálculos se realizaron en términos per cápita, y cada hogar fue ponderado por la cantidad de integrantes.

---

6. Dado que en 2007 tuvo lugar una importante reforma en el sistema de salud y se expandió la cobertura a los hijos (menores de 18 años) de los trabajadores formales, la serie de ingresos difiere de la serie del INE. Esto lleva a que los valores del Índice de Gini difieran de los del INE, aunque debe señalarse que las tendencias en la desigualdad son similares cuando se imputa el valor del seguro de salud (Alves *et al.*, 2012).

## V. La evolución del nivel educativo de la población uruguaya y sus posibles efectos sobre la desigualdad

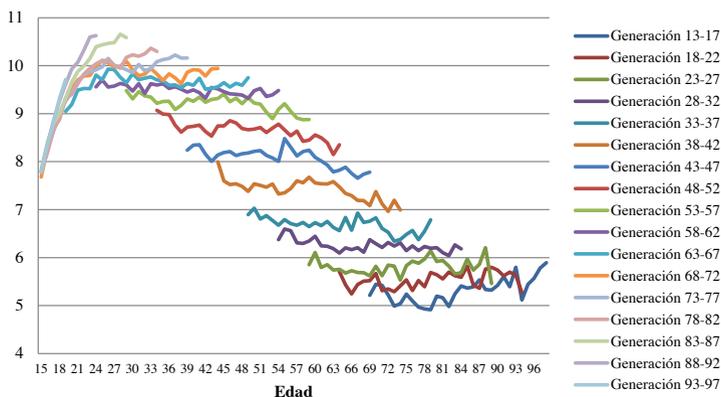
En esta sección se presenta un análisis de la evolución del nivel educativo de la población por cohorte (V.1) y, en base a este contexto, se presentan algunas simulaciones de los efectos de posibles aumentos de los mismos sobre la desigualdad entre los trabajadores ocupados (V.2). Todo el trabajo de esta sección se realizó con la población de 15 a 65 años.

### V.1 Un análisis de la evolución de la educación, el empleo y los ingresos por cohortes

En los veintiséis años cubiertos por este estudio, el promedio de años de educación aprobados por la población de 22 años se incrementó en dos, pasando de 7,5 a 9,5 (Gráfica A.1). La Gráfica 2 ilustra la evolución del promedio de años de educación formal aprobados a lo largo de la ventana observada en la vida de cada generación. Cada línea representa el desempeño de cada cohorte en promedio para una variable determinada, en los períodos de su ciclo de vida en los que pudo ser observada. La forma del gráfico está determinada por tres efectos: (i) el efecto cohorte que correspondería al año de nacimiento; (ii) el efecto edad, dado que muchas variables están fuertemente afectadas por el momento del ciclo de vida en que sean medidas y (iii) el efecto año, causado por eventos externos que pueden afectar a todas las cohortes en un momento dado, por ejemplo, una crisis económica.

Las generaciones nacidas después de 1983, -aquellas que en 2012 tenían menos de treinta años- son las que presentan mayores logros educativos formales en todo el período considerado. Esto es resultado de una evolución en tres etapas: (i) una de rápida expansión (en particular de primaria y primer ciclo de secundaria) para las generaciones nacidas entre 1913 y 1957; (ii) un claro estancamiento para las nacidas entre 1958 y 1983; y (iii) un aún incipiente pero marcado repunte para las generaciones más jóvenes.

Gráfica 2. Promedio de años de educación formal aprobados por edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de más de 5000 habitantes.



Fuente: elaborado en base a las ECH del INE.

En la primera etapa, entre los nacidos en el período 1913-1957 se observa un sostenido y sistemático incremento en el nivel educativo según generación. Así, el promedio de años de educación formal pasa de aproximadamente cinco años para la generación más envejecida (nacida entre 1913-1917) a cerca de nueve años para la generación más joven del período (nacida entre 1953 y 1957). Esta evolución se refleja en el escalonamiento de las gráficas. Obsérvese que cada generación se ubica sistemáticamente por encima de la que representa a su antecesora. Es en esta etapa de la historia del país que se logra la universalización de la educación primaria y la generalización en el acceso a la educación media.

Sin embargo, esta expansión educativa se enlentece, para posteriormente interrumpirse. El estancamiento se visualiza claramente en el hecho que el promedio de educación a los treinta años de la cohorte nacida entre 1978 y 1982 no difiere sustantivamente del promedio de años de educación de las personas nacidas entre 1958 y 1962. De hecho, las gráficas correspondientes a las cohortes ubicadas en este período muestran un fuerte agrupamiento y superposición, no diferenciándose entre sí por el nivel de educación promedio alcanzado. Así, el nivel educativo de quienes ingresaron al sistema educativo entre 1964 y 1982 muestra un fuerte estancamiento, revirtiendo la tendencia secular de mejora en los logros educativos propios de la primera mitad del siglo XX. Este patrón representa una problemática persistente y de largo aliento, que se insinúa en el segundo lustro de la década de 1960, se consolida durante el período dictatorial

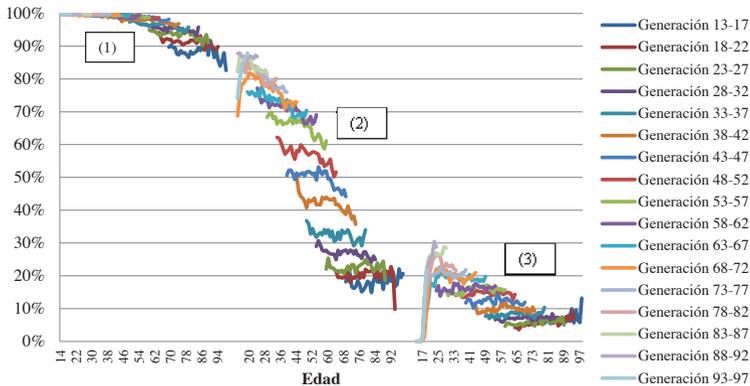
(1973-1985) y muestra una fuerte persistencia, aun luego de la recuperación de la institucionalidad democrática.

Las generaciones nacidas después de 1983 parecen mostrar un comportamiento distinto, alejándose del agrupamiento que corresponde a las generaciones anteriores y alcanzando promedios de formación superiores a menor edad. Esto se aprecia con claridad para la cohorte nacida en 1987-1992, no siendo posible establecer aun si será superada por la cohorte 1993-1997 o se trata de una nueva situación de estancamiento en un nivel superior, ya que aún no han alcanzado la edad suficiente como para agotar el avance educativo correspondiente. Sin embargo, en la medida en que la cohorte 1993-1997 ha igualado en logros a la cohorte 1987-1992 aún siendo más joven, podría esperarse un mejor desempeño final. Como elemento adicional en este sentido, las tasas de asistencia a centros educativos de las generaciones más jóvenes son superiores, por lo que no es improbable que el proceso de mejora en los desempeños continúe (Gráfica A.2). Esta información, aunque aún débil, parece sugerir el inicio de un nuevo período de incremento de acervo educativo de la población, en el que cada generación superaría a la anterior, tal como sucedió en la primera fase expansiva caracterizada más arriba.

En estas tres etapas, las mujeres evolucionaron más favorablemente que los varones (gráfica 3). Durante todo el primer período, los logros educativos de varones y mujeres parecen ser similares, con un ligero predominio femenino. En la fase de estancamiento relativo se aprecian las diferencias más importantes, en la medida en que los varones detienen repentinamente su avance, en tanto las mujeres sólo desaceleran su ritmo de incremento en términos de logros educativos. Así, el estancamiento general se explica esencialmente por el violento freno en el avance de los varones, entre quienes no es posible establecer ninguna diferencia significativa entre el acervo educativo de la generación nacida en 1953-1957 y la nacida en 1978-1983.

El desempeño de los varones también juega un rol clave en la explicación del tercer período. Así, la recuperación global que parece configurarse en años recientes se asocia a un mejor desempeño de ambos sexos, pero muy en particular de los varones, quienes retoman una senda de crecimiento tras treinta años de estancamiento. En este sentido, ese prolongado impasse es el que explica que el desempeño educativo femenino sea, en términos globales, muy superior al masculino.

Gráfica 3 Promedio de años de educación formal aprobados por sexo, edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de más de 5000 habitantes



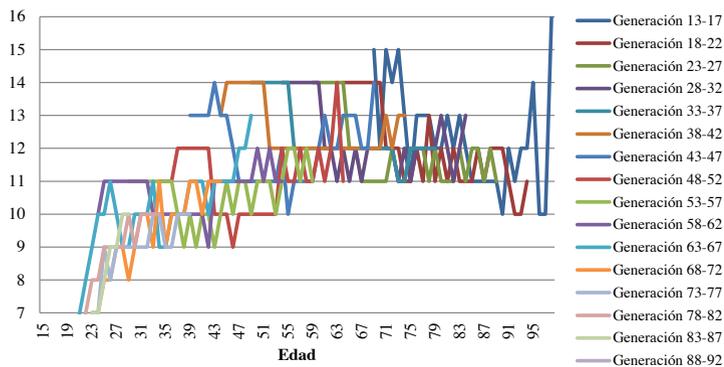
(1) Mujeres (2) varones

Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Al desagregar Montevideo y el interior, se observa que los ritmos de crecimiento de las distintas cohortes parecen ser muy similares en cada región, pero los puntos de partida distintos, con una clara desventaja hacia las personas que residen en el interior. Esto se manifiesta como un conjunto de gráficas muy similares pero “corridas” hacia arriba en el caso de Montevideo (Gráfica A.3). Esta combinación de elementos determina que, tanto para las generaciones más envejecidas como para las jóvenes, la brecha en términos de logros educativos entre Montevideo y el interior persista. Esta evolución se vincula también a patrones de migración interna y ubicación de la oferta educativa que trascienden este estudio, pero sería necesario estudiar en profundidad.

El promedio de años de educación alcanzados por cada cohorte puede ocultar importantes niveles de desigualdad. Como aproximación a la dispersión de logros dentro de cada cohorte, se ilustra la diferencia entre el percentil 99 y el percentil 50 de los años de educación completados por cada generación (gráfica 3). Si bien es difícil establecer diferencias entre generaciones muy próximas entre sí por la alta superposición, la dispersión parece reducirse en el largo plazo: conforme las generaciones se vuelven más jóvenes las diferencias percentílicas tienden a reducirse, indicando menor dispersión, aunque todavía en valores elevados.

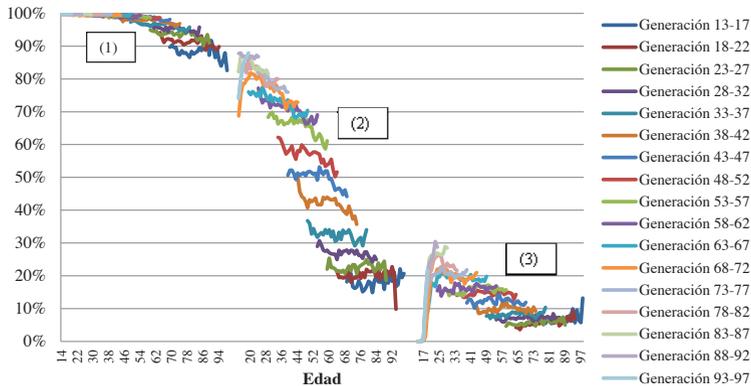
Gráfica 4 Diferencia absoluta en los años de educación formal aprobados por el percentil 99 y el percentil 50, según edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de más de 5.000 habitantes



Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

En términos del desempeño en función de los ciclos educativos, se desagregó la proporción de personas que en cada cohorte completó al menos educación primaria, secundaria y terciaria respectivamente (Gráfica 4). En la misma se observa que a nivel de primaria, las generaciones nacidas en las primeras tres décadas del siglo XX partían de niveles relativamente altos de enrolamiento en ese ciclo educativo, el que a medida que pasa el tiempo rápidamente converge al 100%, reflejando la temprana universalización de la educación primaria característica de Uruguay.

Gráfica 5 Proporción de personas que alcanzaron al menos cada ciclo educativo según edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de más de 5.000 habitantes.



(1) Primaria ; (2) Secundaria -liceo o UTU- y (3) Universidad o similar / formación docente  
Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

En lo referente a secundaria, se observa una explosiva expansión en la proporción de personas que cursaron algún tramo de dicho ciclo para los nacidos entre 1928 y 1957, en las que la asistencia aumentaba a través de las generaciones, proceso que se detiene con posterioridad a ese momento. Así, la primera fase expansiva en términos de años de educación completados detallada al comienzo se explica por la universalización de primaria para las generaciones más envejecidas y una rápida expansión en la cobertura de la educación secundaria en esos años.

Si se desagrega la información correspondiente al ciclo secundario para las personas que cursaron más de seis años de educación y quienes cursaron más de nueve años, se observa que el comportamiento de las cohortes a nivel de primer ciclo es significativamente más dinámico que en segundo ciclo (Gráfica A.4).

Ello se manifiesta en que la proporción de personas de cada generación que cursaron más de nueve años de educación (asimilable a la culminación del primer ciclo de enseñanza media) es menor que aquellas que cursaron más de seis (asimilable a quienes culminaron primaria completa e iniciaron enseñanza media). Entre las generaciones más envejecidas apenas el 20% cursaba algunos años de primer ciclo y poco más del 10% cursaba el segundo, en tanto que entre las más jóvenes, estos valores se ubican en el entorno de 80% y 50% respectivamente. En la apertura por sexo, interesa destacar la ya mencionada evolución más dinámica de las mujeres en

relación a los varones, la cual se percibe con mayor claridad en el primer ciclo, pues es bastante más marcada para quienes han cursado más de nueve años de educación, por lo menos desde la cohorte 1943-1947 en adelante.

Las tasas de transición entre uno y otro ciclo permiten apreciar qué proporción de quienes iniciaron primer ciclo de educación secundaria logró alcanzar al menos el segundo (Gráfica A.5). Se aprecia que, para todas las cohortes, estas tasas fluctúan entre el 60% y el 70%.

Para las generaciones relativamente más jóvenes, se destaca que aquellas nacidas entre 1973 y 1982 indican peores desempeños que las nacidas después de 1983, lo que parece explicarse fundamentalmente por el comportamiento de los varones de esas generaciones (Gráfica A.6). Más allá de estas particularidades, es interesante destacar que en una perspectiva de largo plazo, la transición entre primer y segundo ciclo de educación secundaria se ha mantenido constante.

En lo referente a formación terciaria, la evolución es muy similar a la del conjunto, caracterizada por tres etapas distintas, aunque con niveles acusadamente más bajos y sin saltos de cobertura, con excepción de los últimos años (Gráfica 6). Entre las generaciones más jóvenes, la proporción de personas que cursan o han cursado estudios terciarios experimentó un rápido incremento, que llevó la proporción desde un 20% en las cohortes nacidas entre 1966 y 1977 a cerca de un 30% para las nacidas después.

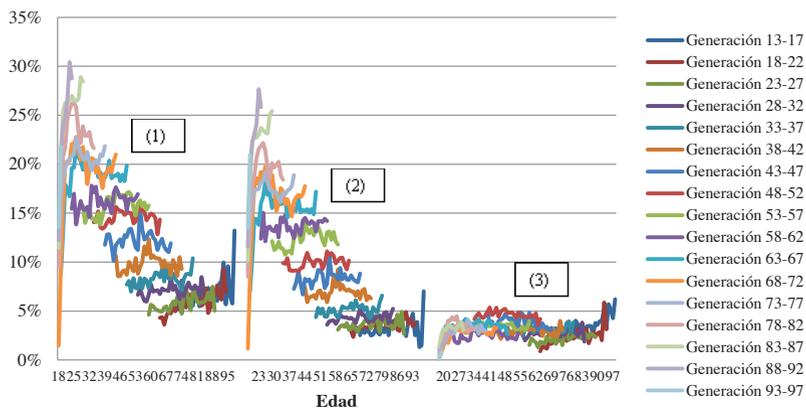
Las tasas de transición de enseñanza media a terciaria muestran un desempeño de las distintas cohortes relativamente heterogéneo (Gráfica A.6). Así, es posible ver un mejor desempeño en las generaciones más envejecidas (en el entorno del 45%), que empeora para las generaciones nacidas hasta 1962 y que parece recuperarse luego, para las generaciones posteriores a 1983. Al igual que en el caso anterior, las mujeres presentan niveles muy superiores a los varones, con una tasa de transición para las mujeres nacidas con posterioridad a 1963 en el entorno del 50%.

La evolución de largo plazo del acceso a formación terciaria esconde enormes diferencias en función del tipo de formación. La desagregación entre universidad o similar y formación docente indica que cursó este último tipo de formación terciaria menos del 5% de cada generación, con un comportamiento estable para todas las cohortes. La formación universitaria o similar, que parte de niveles similares y se mantiene allí hasta la cohorte 1938-1942, aumenta en cobertura lenta pero sistemáticamente, con el mismo comportamiento en tres fases ya comentado y, en particular, con una fuerte expansión para las generaciones más jóvenes, en las que el 25% está cursando estudios universitarios o similares. De esta manera, la

formación universitaria o similar parece explicar el grueso de la expansión de la enseñanza terciaria de los últimos setenta años. Sin duda, ello se vincula a las fuertes diferenciales salariales percibidas en uno y otro caso, situación que es característica no solo de Uruguay sino del conjunto de la región (Mizala y Ñopo, 2014).

Gráfica 6. Proporción de personas que cursaron educación terciara, según tipo de formación por edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de 5.000 habitantes y más.

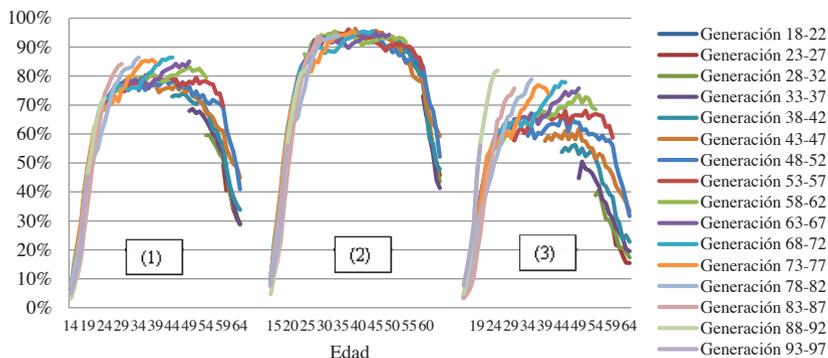
((1) Total, (2) Universidad, (3) Formación docente



Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

El marcado aumento relativo en los niveles de calificación de las mujeres se vio acompañado por una creciente participación en el mercado de trabajo (Bucheli *et al.*, 2000; Espino *et al.*, 2014, y Gráfica 7). La tasa de empleo no registra diferencias en el caso de los varones entre las distintas cohortes, y la forma de U invertida refleja simplemente los cambios en la tasa de empleo a lo largo del ciclo de vida. En el caso de las mujeres, sin embargo, además de los cambios asociados a la edad, hay un claro efecto cohorte, en el que cada generación se ubica por encima de la anterior.

Gráfica 7. Tasas de empleo por edad, cohorte y sexo. 1986-2012. Localidades de 5.000 habitantes y más.



(1) Total (2) Varones (3) Mujeres

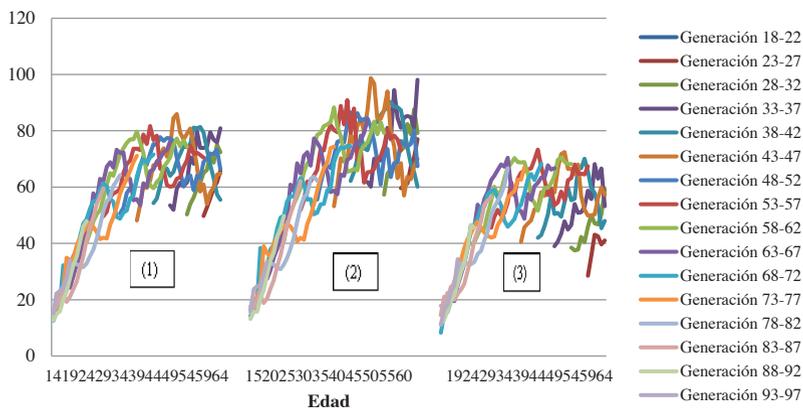
Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Tal como se ha constatado en estudios previos, para todas las cohortes y a lo largo de todo el ciclo de vida, los varones presentan mayores ingresos laborales que las mujeres (Gráfica 8). La forma general del conjunto de gráficos de U invertida correspondientes a las distintas generaciones, refleja en primer lugar la evolución del ingreso laboral a lo largo de la vida, a saber, crecimiento del ingreso laboral por hora desde la juventud hasta una edad en el entorno de los 55 años y posterior caída.

El análisis da cuenta también de eventos que han afectado la vida de todas las cohortes en un momento determinado, como es el caso de la recesión y posterior crisis de 1998-2003. Esta se refleja en varias cohortes, pero las alcanza en etapas distintas del ciclo de vida. Efectivamente, las generaciones nacidas entre 1938-1942 y 1973-1977, presentan un quiebre en la evolución de sus ingresos y una caída abrupta, separados (como era de esperar) cada cinco años en términos del gráfico. Así, la cohorte 1938-1942 sufre una fuerte pérdida de ingresos en el entorno de los 60 años. Este fenómeno puede asociarse a la evolución del ingreso a lo largo del ciclo de vida, al igual que lo que sucede con la cohorte 1943-1947, que sufre una fuerte caída a los 55 años, aunque en ambos casos, estas generaciones alcanzaron esas edades en plena recesión y crisis, y ésta muy probablemente también influyó en su desempeño.

Las generaciones anteriores y posteriores a las comprendidas en el intervalo 1938-1977 no experimentan caídas en sus ingresos laborales como consecuencia de esta crisis por no haber logrado ingresar masivamente aún al mercado de trabajo en ese momento o por ya haberse retirado.

Gráfica 8. Promedio del ingreso laboral real por hora según sexo, edad y cohorte. 1986-2012. Localidades de 5.000 habitantes y más.

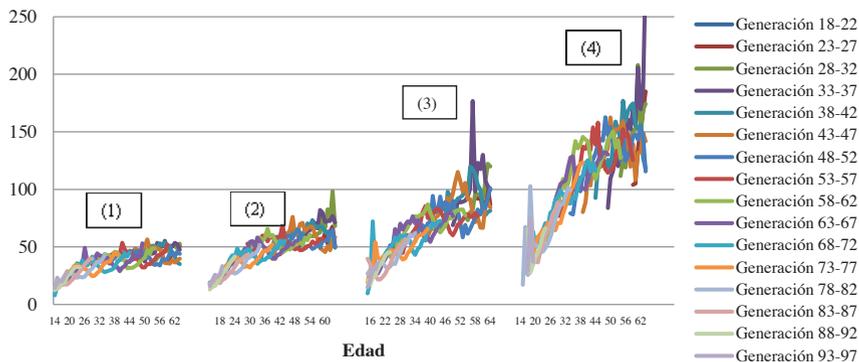


(1) Total (2) Varones (3) Mujeres

Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

De forma de analizar la influencia de la educación en la dinámica de ingresos antes reseñada, se presenta la evolución de los ingresos para todas las cohortes desagregados por años de educación (Gráfica 9). Se constatan las marcadas diferencias en los perfiles de ingresos a lo largo del ciclo de vida según niveles educativos reiteradamente indicadas en diversos estudios teóricos y empíricos (Neal y Rosen, 2000; Bucheli *et al.*, 2000; Espino *et al.*, 2014; Bukstein y Sapelli, 2011). Así, mientras quienes no completaron seis años de educación formal perciben ingresos relativamente estables a lo largo de toda su vida (con apenas un leve incremento asociado probablemente a la experiencia laboral que van acumulando), quienes alcanzaron más de doce años de educación pueden esperar un fuerte incremento en sus ingresos en su ciclo laboral.

Gráfica 9. Ingreso laboral promedio por hora según edad, cohorte y máximo nivel educativo alcanzado (valores de diciembre 2006).



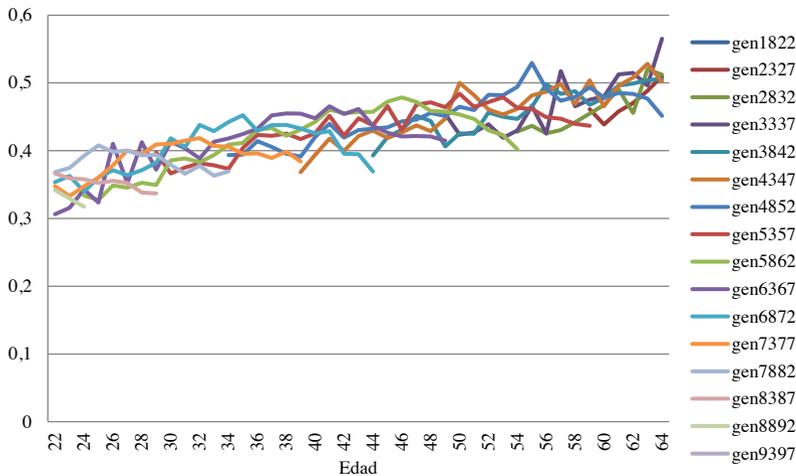
(1) Menos de 6 años (2) Entre 7 y 9 años (3) Entre 10 y 12 años (4) Más de 12 años

Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Para culminar esta sección, se representa la evolución de la desigualdad (Gráfica 10). Las líneas por cohorte representan al índice de desigualdad de Gini a lo largo de la vida laboral. Ello se debe principalmente a que las personas de menor nivel educativo inician su vida laboral con anterioridad y con mayor carga horaria que quienes asisten a enseñanza terciaria. Al mismo tiempo, tal como se vio, éstos últimos se caracterizan por perfiles más empinados de ingreso a lo largo del ciclo de vida. Como resultado, la desigualdad de la población ocupada entre los 18 y los 30 años es menor que lo observado entre los 30 y 50 años, donde las diferencias en trayectorias se agudizan.

Se observa también en todos los casos la caída de la desigualdad en los años recientes que explica que, en edades similares, las generaciones más jóvenes exhiban menores niveles de desigualdad y que los tramos finales de las curvas sean descendentes en casi todos los casos.

Gráfica 10. Índice de Gini del ingreso laboral por hora por años de educación (valores de diciembre 2006).



Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

## V.2 Educación y desigualdad de ingresos laborales: algunas simulaciones

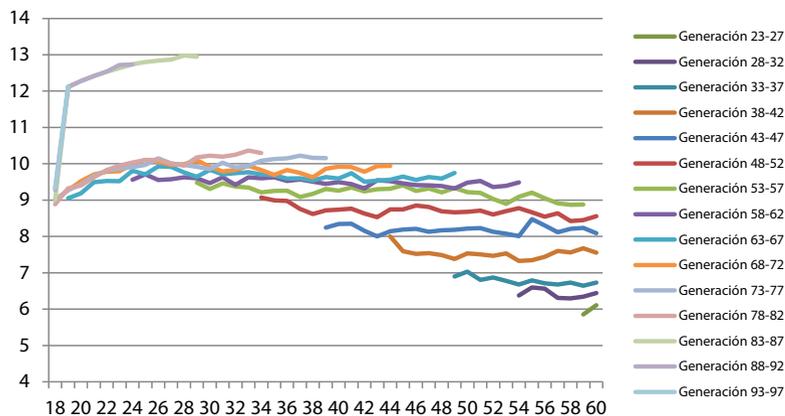
Los resultados anteriores indican que si bien el acervo educativo de la población uruguaya ha aumentado a lo largo del tiempo, se observan largos períodos de estancamiento. Como se mencionó en las secciones previas, el nivel educativo de la población y su dispersión constituye un importante determinante de la desigualdad. Por esta razón, en lo que resta de este trabajo se estudian los potenciales efectos de cambios en la escolarización de la población menor de treinta años, entendiendo que, debido a la etapa del ciclo de vida por la que transita, es la que podría presentar mayores cambios y sería la población objetivo de las políticas.

En función de los resultados encontrados en la sección anterior, se consideraron los tres escenarios siguientes: 1) todos los menores de 30 terminan primer ciclo de enseñanza media; 2) todos los menores de 30 terminan segundo ciclo de enseñanza media; 3) todos los menores que no ingresaron a educación terciaria suman un año de educación; 4) escenario 2 más un aumento proporcional similar en las personas con segundo ciclo de secundaria finalizado, topeado para aquellas que alcanzan 16 años de educación o más.

7. Como restricción adicional, en este escenario no se permite que ningún individuo presente más años de educación que los que su edad le permite, lo que podría suceder para aquellos de 18 a 21 años.

Obsérvese que, en términos de la evolución por cohortes, estos cambios representarían un abrupto quiebre con la suave trayectoria observada en la sección V.5.1 (Gráfica 11, Gráfica A.7, Gráfica A.8 y Gráfica A.9). Es claro que se trata de escenarios cuyo alcance sería irreal en el corto plazo, al tiempo que requerirían de un fuerte impulso desde las políticas públicas para concretarse.

Gráfica 11. Promedio de años de educación aprobados por cohorte. Escenario 2



Fuente: elaborado en base las ECH del INE.

El ejercicio se realizó tomando a la ECH 2012 como escenario de base. Tal como se señaló en la sección III, no se modelizaron los potenciales cambios en los diferenciales de ingreso por nivel educativo que podrían resultar del nuevo nivel educativo de la población. En los cuadros A.1 a A.4 del anexo se presentan las salidas de las ecuaciones de base estimadas. Los modelos presentaron niveles de ajuste razonables y los signos fueron los esperados. Los retornos a la educación presentan notorias diferencias por sexo, observándose que las tasas anuales correspondientes a las mujeres duplican a las de los hombres. En lo referente a la “paradoja del progreso”, se encontró evidencia de la presencia de una leve convexidad en los retornos a la educación, algo más pronunciada en el caso de los varones<sup>8</sup>, lo que resulta consistente con los hallazgos de Battistón *et al.* (2014).

En base a los coeficientes estimados en dichas ecuaciones se predijeron los niveles de actividad laboral e ingreso por trabajo que surgirían de los escenarios propuestos. El Cuadro 1 contiene los índices de desigualdad para la línea de base correspondiente a 2012 y los distintos escenarios. Se estimaron medidas de desigualdad para los

8. De hecho, el coeficiente asociado a la educación al cuadrado, que refleja la convexidad de los retornos, es significativamente distinto de cero al 1% para el caso de los varones, en tanto que para las mujeres lo es al 10%.

ocupados de 18 a 60 años y para el grupo de edad que protagonizaría los cambios (menores de 30) para el total y por sexo. Se elige el grupo de 18 a 60 y no el total de los ocupados, dado que la población de 14 a 17 presenta bajas tasas de actividad, pues una buena parte permanece aún en el sistema educativo, al tiempo que la población de más de 60 está fuertemente afectada por el retiro, que está previsto para los 60 años. De todas formas, no existen diferencias significativas entre el índice de desigualdad de remuneraciones laborales de Gini para el conjunto de los ocupados y el que corresponde a la población de 18 a 60 (0.393 y 0.396 respectivamente).

Cuadro 1. Índices de desigualdad de la remuneración laboral por hora por escenario. Simulaciones en población de 18 a 30 años. Población ocupada de 18 a 60 años

Grupo	Escenario	Nivel				Variación absoluta			
		Gini	p90p10	Theil	Ent. o	Gini	p90p10	Theil	Ent. o
Total	línea de base	0,393	5,573	0,287	0,262				
	1	0,386	5,241	0,278	0,253	-0,007	-0,332	-0,009	-0,010
	2	0,380	5,159	0,269	0,247	-0,013	-0,414	-0,018	-0,015
	3	0,384	5,277	0,274	0,252	-0,009	-0,296	-0,013	-0,010
	4	0,383	5,261	0,272	0,251	-0,011	-0,312	-0,015	-0,012
Varones	línea de base	0,370	4,742	0,262	0,234				
	1	0,365	4,638	0,257	0,228	-0,005	-0,104	-0,005	-0,005
	2	0,360	4,665	0,250	0,224	-0,009	-0,077	-0,012	-0,009
	3	0,367	4,798	0,257	0,232	-0,003	0,056	-0,005	-0,002
	4	0,363	4,743	0,253	0,227	-0,007	0,001	-0,009	-0,006
Mujeres	línea de base	0,407	5,833	0,303	0,278				
	1	0,398	5,394	0,291	0,265	-0,009	-0,439	-0,012	-0,012
	2	0,392	5,299	0,281	0,260	-0,015	-0,533	-0,022	-0,018
	3	0,395	5,427	0,285	0,264	-0,012	-0,406	-0,018	-0,014
	4	0,395	5,456	0,284	0,265	-0,012	-0,377	-0,019	-0,013
Total 18- 30	línea de base	0,330	4,360	0,196	0,186				
	1	0,315	3,837	0,182	0,171	-0,016	-0,523	-0,014	-0,016
	2	0,306	3,749	0,174	0,167	-0,024	-0,612	-0,022	-0,019
	3	0,316	4,001	0,180	0,177	-0,015	-0,359	-0,016	-0,009
	4	0,318	3,995	0,184	0,180	-0,012	-0,366	-0,011	-0,007
Varones 18- 30	línea de base	0,297	3,409	0,165	0,155				
	1	0,293	3,414	0,164	0,152	-0,005	0,005	0,000	-0,003
	2	0,297	3,573	0,168	0,158	0,000	0,164	0,004	0,004
	3	0,308	3,771	0,172	0,169	0,010	0,362	0,008	0,014
	4	0,308	3,730	0,178	0,168	0,011	0,321	0,014	0,013
Mujeres 18- 30	línea de base	0,352	4,628	0,221	0,206				
	1	0,328	3,946	0,195	0,182	-0,023	-0,682	-0,026	-0,024
	2	0,312	3,835	0,176	0,172	-0,039	-0,793	-0,046	-0,034
	3	0,323	4,167	0,187	0,185	-0,028	-0,461	-0,034	-0,020
	4	0,329	4,211	0,190	0,192	-0,023	-0,418	-0,031	-0,014

Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

Los resultados obtenidos arrojan variaciones progresivas pero de muy baja magnitud en los índices de desigualdad en todos los escenarios, calculados para el conjunto de la población. Los escenarios donde se verifican mayores variaciones (2 y 4) indican una caída de un punto absoluto en los índices de desigualdad, la cual obedece a la caída en el caso de las mujeres<sup>9</sup>.

Las diferencias entre los escenarios pueden explicarse por la confluencia de efectos que operan en sentidos opuestos. Por un lado, el incremento del acervo educativo aumenta los ingresos laborales, tanto por medio de un incremento en la remuneración por hora como por su mayor participación en el mercado de trabajo. Sin embargo, este mismo incremento puede generar mayor desigualdad fruto de la convexidad de los retornos a la educación, como ya fue comentado. Asimismo, también puede suceder que quienes ingresan en el mercado de trabajo lo hagan con remuneraciones muy bajas, lo que puede generar un incremento en la desigualdad entre los ocupados.

En todos los escenarios simulados, el efecto igualador predomina, dada la débil presencia de convexidad en los retornos a la educación. Consistentemente con lo esperado, la caída es más pronunciada conforme el incremento de años de educación es mayor. Así, el escenario 2 implica más redistribución que el 1 porque incluye a más individuos, pero además porque eleva en más años la educación en términos relativos de los que estaban más rezagados. Cuando el incremento es más uniforme y, por lo tanto, menos concentrado en los grupos de menor educación (escenario 3) la desigualdad cae menos. Esto se observa también con mucha claridad al comparar los escenarios 2 y el 4: en este último caso, que amplía los cambios del escenario 2, la caída es menos pronunciada puesto que se incrementa la educación (y los ingresos) de individuos con ingresos más altos y por tanto la “paradoja del progreso” neutraliza parte de la reducción de la desigualdad que el escenario 2 generaba.

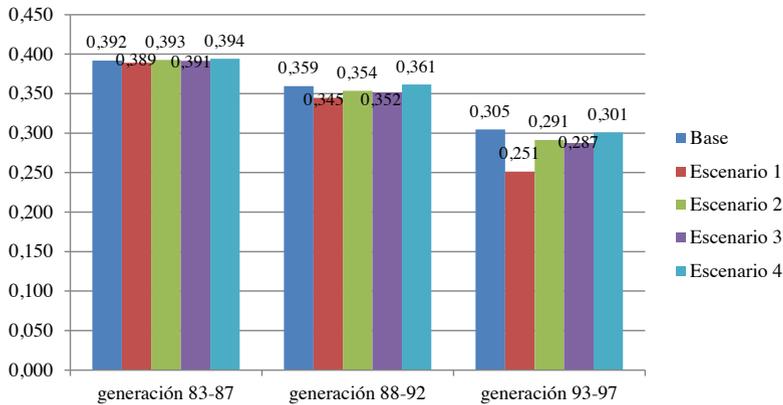
Las simulaciones aritméticas arrojan resultados muy similares a las comportamentales, lo que implica que las respuestas en términos de oferta laboral no juegan un rol muy relevante en la reducción observada de la desigualdad laboral, salvo para el caso de los menores de 30, donde las diferencias son mayores (Cuadro A.5).

Al considerar exclusivamente al grupo de 18 a 30, que constituiría la población objeto de los cambios, los efectos se amplifican. Nuevamente, la caída de la desigualdad sería más pronunciada para las mujeres, pero en este caso también habría efectos sobre los varones y el total de ocupados en el tramo etario. En términos de las cohortes que protagonizarían los cambios, se observa que el grueso del efecto

9. Esta afirmación puede realizarse en base a los índices de Theil y Entropía o, dado que los índices de Gini parciales no necesariamente son consistentes con el Gini general.

se verificaría en la generación 93-97, donde la desigualdad caería entre uno y cinco puntos porcentuales, mientras que en las restantes cohortes el efecto sería más leve (Gráfica 12).

Gráfica 12. Índice de Gini por cohortes, según escenario (línea de base: 2012). Población ocupada de 18 a 30 años.



Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

Podría argumentarse que las magnitudes presentadas anteriormente son una estimación de mínima, dado que, como ya se señaló, entre los menores de 30 los diferenciales por nivel educativo son menos acusados que en etapas posteriores del ciclo de vida. Por ello, para obtener un posible orden de magnitud más general del efecto, se simularon los cuatro escenarios para la totalidad de la población de 18 a 60 años (Cuadro 2). En ese caso, en los escenarios de mayor cambio, los índices de desigualdad caerían en mayor medida, ubicándose entre 1,5 y 3 puntos del índice de Gini para la población en su conjunto, siendo nuevamente la reducción de la desigualdad más acusada entre las mujeres. Esta caída es comparable a la provocada por la instauración de las transferencias no contributivas y el impuesto a la renta de las personas físicas respectivamente (Amarante *et al.*, 2014).

Cuadro 2. Índices de desigualdad de la remuneración laboral por hora por escenario. Simulaciones en población de 18 a 60 años

Grupo y escenario Gini		Nivel				Variación absoluta			
		p90-p10	Theil	Ent. o	Gini	p90-p10	Theil	Ent. o	
Total	línea de base	0,393	5,573	0,287	0,262				
	1	0,377	5,103	0,267	0,243	-0,016	-0,470	-0,020	-0,020
	2	0,365	4,905	0,251	0,232	-0,028	-0,668	-0,036	-0,031
	3	0,381	5,365	0,268	0,252	-0,013	-0,208	-0,019	-0,010
	4	0,370	5,098	0,256	0,239	-0,023	-0,475	-0,031	-0,024
Varones	línea de base	0,370	4,742	0,262	0,234				
	1	0,361	4,615	0,252	0,225	-0,008	-0,127	-0,010	-0,009
	2	0,353	4,583	0,241	0,217	-0,016	-0,159	-0,021	-0,017
	3	0,370	4,988	0,260	0,238	0,001	0,246	-0,002	0,004
	4	0,358	4,706	0,246	0,222	-0,012	-0,036	-0,016	-0,012
Mujeres	línea de base	0,407	5,833	0,303	0,278				
	1	0,387	5,337	0,276	0,254	-0,020	-0,495	-0,028	-0,024
	2	0,374	5,135	0,257	0,243	-0,033	-0,697	-0,046	-0,035
	3	0,390	5,659	0,274	0,265	-0,017	-0,174	-0,029	-0,013
	4	0,381	5,432	0,264	0,253	-0,026	-0,401	-0,039	-0,025

Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

La magnitud de los cambios identificados está en línea con lo encontrado por Battistón *et al.* (2014) para varios países de América Latina y específicamente para Uruguay. Dadas las características del modelo utilizado, los cambios en los niveles de desigualdad se originarían en cambios en la oferta laboral y en las horas trabajadas, y en el aumento de ingresos que derivaría de mayores niveles educativos.

En términos del promedio de años de educación aprobados, éste se modificaría levemente en el conjunto de la población estudiada y significativamente en la población objeto de las simulaciones (Cuadro 3).

Cuadro 3. Variaciones en el nivel educativo de la población según escenario. Simulaciones sobre la población de 18 a 30 años.

Esce- nario	Promedio de años de educación formal aprobados. Población de 18 a 60	Población de 18 a 30 años										
		Primer ciclo completo			Segundo ciclo completo				Tercer ciclo completo			
	Total	Ocupa- dos	Ocupados en línea de base	Total	Ocupa- dos	Ocupados en línea de base	Total	Ocupa- dos	Ocupados en línea de base	Total	Ocupa- dos	Ocupados en línea de base
línea de base	10,02	10,28	10,28	71,47 %	72,41 %	72,41 %	37,94 %	38,19 %	38,19 %	6,50 %	8,03 %	8,03 %
1	10,24	10,46	10,40	100,00 %	100,00 %	100,00 %	37,94 %	33,27 %	38,19 %	6,50 %	6,99 %	8,03 %
2	10,73	10,88	10,98	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	6,50 %	5,81 %	8,03 %
3	10,27	10,50	10,44	79,66 %	78,11 %	80,90 %	46,76 %	42,69 %	46,81 %	6,50 %	5,81 %	8,03 %
4	10,77	10,91	11,10	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	10,66 %	10,29 %	12,52 %

Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

Mientras tanto, la actividad laboral variaría especialmente en el caso de las mujeres, dada la fuerte asociación entre la tasa de participación femenina y el nivel educativo. Las cohortes afectadas por el cambio experimentarían significativas variaciones (Gráfica 12). De esta manera, la composición de las horas trabajadas por la población muestra un corrimiento hacia un mayor número de horas.

Al analizar al conjunto de la población estudiada en la hipótesis de extensión de los cuatro escenarios, se observan significativos cambios en la estructura de la oferta laboral, particularmente en el caso de las mujeres, con una fuerte reducción de la inactividad coexistiendo con una intensificación de la jornada laboral (Cuadro 4). Si se considera al conjunto de la población estudiada, esto implica que la mitad o más de las mujeres inactivas pasaría a trabajar.

Cuadro 4. Distribución porcentual de la oferta laboral según escenario por sexo. Simulaciones para población de 18 a 60 años.

Grupo e intervalo de horas trabajadas	Escenario				
	Línea de base	1	2	3	4
<b>Total</b>					
0	22,45	19,31	14,45	14,45	12,42
10	5	4,9	4,71	4,9	4,69
20	6,77	6,67	6,53	6,69	6,53
30	8,94	8,92	8,83	8,9	8,81
40	27,58	27,46	27,26	27,43	27,24
50	18,7	18,78	18,88	18,8	18,89
60	10,55	13,97	19,33	18,83	21,42
<b>Total</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>
<b>Varones</b>					
0	12,56	10,37	6,63	6,63	5,22
10	2,82	2,68	2,49	2,7	2,46
20	4,50	4,33	4,12	4,38	4,13
30	6,75	6,69	6,55	6,66	6,52
40	31,51	31,24	30,85	31,2	30,81
50	26,38	26,51	26,67	26,53	26,68
60	15,49	18,17	22,69	21,89	24,18
<b>Total</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>
<b>Mujeres</b>					
0	31,53	27,5	21,62	21,62	19,02
10	7,00	6,92	6,75	6,92	6,74
20	8,86	8,8	8,73	8,8	8,73
30	10,96	10,96	10,92	10,95	10,92
40	23,98	24	23,98	23,97	23,97
50	11,66	11,69	11,74	11,71	11,74
60	6,01	10,13	16,26	16,02	18,88
	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

Los cambios operarían fundamentalmente a través de los comportamientos de los nuevos entrantes al mercado laboral (Cuadro 5).

Cuadro 5. Cambios en las horas trabajadas de las personas de 18 a 60 años según escenario

Escenario				
Grupo poblacional	1	2	3	4
a) Porcentaje de personas que pasan a estar empleadas				
Total	3,1%	8,0%	8,0%	10,0%
Varones	2,2%	5,9%	5,9%	7,3%
Mujeres	4,0%	9,9%	9,9%	12,5%
b) Proporción de personas ocupadas en la línea de base que aumentan las horas trabajadas				
Total	0,67%	1,90%	0,72%	1,81%
Varones	1,00%	2,57%	1,00%	2,48%
Mujeres	0,27%	1,11%	0,39%	1,01%
c) Proporción de personas ocupadas en la línea de base que reducen las horas trabajadas				
Total	0,00%	0,01%	0,01%	0,01%
Varones	0,00%	0,01%	0,00%	0,00%
Mujeres	0,00%	0,02%	0,01%	0,01%

Fuente: elaborado en base a microsimulaciones sobre las ECH del INE.

En síntesis, el aumento del nivel educativo de la población acarrearía diversos efectos en la oferta laboral de las personas, con un fuerte aumento de las tasas de actividad femeninas e intensificación de la jornada laboral en ambos sexos. Los cambios en la desigualdad se ubicarían entre 1 y 3 puntos absolutos de los índices para el grupo de 18 a 30. Al comparar los resultados de las microsimulaciones aritméticas con las comportamentales se observa que la caída de la desigualdad fruto del cambio comportamental asociado al cambio en la decisión de oferta laboral es más intensa en los varones que en las mujeres, la cual incrementaría la desigualdad dentro de los ocupados.

## VI. Comentarios finales

La caída de la desigualdad en los años recientes en Uruguay abre un conjunto de preocupaciones sobre su sostenibilidad y sobre las políticas necesarias para mantener la tendencia. En este contexto, la expansión del acervo educativo de la educación en tanto constituye uno de los determinantes de largo plazo de la desigualdad de remuneraciones laborales, representa un canal para incrementar la capacidad de generación de ingreso y autonomía de las personas, reduciendo así la desigualdad, así como para reducir su vulnerabilidad ante circunstancias económicas más adversas que las actuales.

En base a un análisis por cohortes, realizado mediante pseudo paneles, el trabajo identificó tres etapas en la evolución del acervo educativo de la población. Se detectó un prolongado estancamiento en su aumento, de aproximadamente tres décadas, explicado fundamentalmente por el comportamiento de los varones. Como resultado, la escolarización de las mujeres aumentó considerablemente en términos relativos. Las tasas de pasaje desde el primer ciclo de enseñanza media al segundo se mantuvieron constantes, al tiempo que las verificadas entre el segundo ciclo y la enseñanza terciaria cayeron. Asimismo, el moderado aumento de la asistencia al ciclo terciario se orientó a las instituciones universitarias, mientras que no se experimentaron incrementos en la proporción de estudiantes cursando formación docente.

En este contexto, se realizaron simulaciones de los posibles efectos de fuertes aumentos en la escolarización de la población de 18 a 30 años sobre la desigualdad de remuneraciones laborales. Los cambios en los índices de desigualdad de la población ocupada en cada escenario significarían algo más que un punto absoluto en los escenarios de mayor transformación, siendo mayores en el caso de las mujeres que en el de los varones. Si los cambios se extienden al conjunto de la población con edades entre 18 y 60, se lograría una reducción de la desigualdad de aproximadamente dos a tres puntos porcentuales del índice de Gini, magnitud comparable al efecto de la reducción generada por la imposición a la renta y las transferencias no contributivas. Los efectos se localizarían fundamentalmente entre las mujeres. Sus causas se vincularían tanto a los mayores ingresos generados por haber alcanzado mayores niveles de educación formal, como a potenciales aumentos sustanciales en los niveles de actividad laboral femenina e intensificación en la jornada laboral en ambos sexos.

Estos posibles efectos se verificarían en la realidad a lo largo de muchos años, dado que, a diferencia de las políticas redistributivas como impuestos y transferencias, los cambios en el acervo educativo se despliegan en el mediano plazo, aun en países con vertiginosos aumentos de sus niveles educativos.

No obstante, deben considerarse otros canales de transmisión de un mayor nivel educativo de la población sobre el bienestar y la equidad prevalecientes no abordados en el presente trabajo. Amarante y Brum (2011) ponen de relieve que la calificación actual de los trabajadores, así como su número, sería poco compatible con un modelo de crecimiento basado en la diversificación productiva y la innovación. Así, un modelo de crecimiento de esta naturaleza podría generar mayores niveles de desigualdad al demandar grandes cantidades de trabajadores calificados e incrementar la prima por calificaciones. Un enlentecimiento del patrón de crecimiento repercutirá sobre los recursos disponibles para los hogares y el diseño de nuevas políticas que atiendan los problemas de privación y desigualdad.

En segundo lugar, el canal analizado en este trabajo presupone que los retornos a la educación permanecen constantes. Como el caso de Brasil lo muestra con claridad, es de esperar que incrementos en el nivel educativo reduzcan los diferenciales salariales y, a través de esta vía, la desigualdad imperante en el mercado de trabajo. Si el incremento del nivel educativo conduce a cambios en los diferenciales de remuneraciones por nivel educativo, su efecto potencial podría ser sustantivamente mayor al estimado en este trabajo.

Como fue puesto en evidencia por los autores vinculados al enfoque de activos (Birdsall y Londoño, 1997), si se pretende que los hogares aumenten su capacidad de generación de ingreso autónomo, es necesario abrir una batería amplia de políticas para la superación de la desigualdad, que acompañen a la mayor escolarización de la población. Entre ellos se incluye el acceso a otros activos productivos, la autonomía para una mayor participación laboral en el caso de las mujeres y acciones de promoción de cuidados y redistribución de tareas dentro del hogar.

A la vez, los mayores niveles educativos se asocian a mejores condiciones de empleo y menor riesgo de desempleo, por lo que podría argumentarse que el aumento de la escolarización de la población podría actuar como colchón ante las crisis futuras, reduciendo la variabilidad de ingresos personales a lo largo del tiempo. De esta manera, se estaría dando cuenta de un efecto de potencial reducción de la vulnerabilidad o riesgo futuro de experimentar caídas o fluctuaciones fuertes en el nivel de ingreso no observable mediante índices de desigualdad.

Al mismo tiempo, la sola mirada a la superación de ciclos o al avance en términos de años de educación formal aprobados deja afuera posibles disparidades en términos de calidad. Asimismo, y como fuera remarcado por Atkinson (1986), los mayores niveles educativos no garantizan que quienes los alcancen obtendrán logros similares a los observados en quienes detentan esos niveles actualmente, dado que el acceso a activos familiares, así como a redes de contactos y capital social no se

igualaría. Desde otra línea argumental, no es de esperar necesariamente que quienes acceden a cierto nivel educativo obtengan los mismos logros en términos de ingresos y vulnerabilidad que las generaciones anteriores por los efectos de equilibrio general. En el largo plazo, una mayor oferta de personas educadas puede generar externalidades positivas sobre el crecimiento que incremente el ingreso del conjunto de la población (Acemoglu, y Angrist, 2000).

Por otra parte, el acceso a conocimientos trasciende claramente su rol instrumental para la generación de ingresos. Martha Nussbaum (2012) ha argumentado sobre el potencial empobrecimiento de las currículas y de los horizontes de pensamiento y culturales de las personas, si los contenidos de la formación se conciben exclusivamente en base a conocimientos instrumentales a la inserción laboral de las personas. Asimismo, el acceso a conocimientos podría generar un aumento de la autonomía individual y colectiva, con independencia del ingreso y contribuir a que los grupos desaventajados y marginados se puedan organizar para reclamar por sus derechos y por una mayor participación en la economía nacional. Los aspectos de autonomía refieren asimismo, a la vulnerabilidad y a su potencial superación, y allí cobra relevancia el aumento de la capacidad de generar ingresos (Bojer, 2006; PNUD, 2010).

## VII. Referencias

- Acemoglu, D., Angrist, J. (2000). *How Large are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws*. NBER Macroeconomics Annual, Vol 15, pp 9-59.
- 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*. DT 05/09. Instituto de Economía.
- Alves G., Amarante V., Salas G. y Vigorito A. (2012). *La desigualdad en Uruguay entre 1998 y 2009. Un análisis en base a microsimulaciones*. DT 03/12. Instituto de Economía.
- Amarante, V. y Brum, M. (2011). *Empleo y valor agregado en Uruguay*. Informe para el convenio Oficina de Planeamiento y Presupuesto - Instituto de Economía, UdelaR.
- Amarante, V., Colafranceschi, M., y Vigorito, A. (2014). Uruguay's Income Inequality and Political Regimes over the Period 1981–2010. En Cornia A. (ed.) *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press.
- Arim, R., y G. Zoppolo. (2000). *Remuneraciones relativas y desigualdad en el mercado de trabajo*. Uruguay: 1986- 1999.
- Aristimuño, A., De Armas, G. (2012). *La transformación de la educación media en perspectiva comparada. Tendencias y experiencias innovadoras para el debate en Uruguay*. UNICEF Uruguay.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley & Sons.
- Battistón, D., García-Domenech, C., Gasparini, L. (2014). *Could an increase in education raise income inequality? Evidence for Latin America*. Latin American Journal of Economics. Vol. 51 No. 1 1–39.
- Birdsall, N., y Londoño, J. L. (1997). Asset inequality matters: an assessment of the World Bank's approach to poverty reduction. *The American Economic Review*, Proceedings, 32-37.
- Boado y Fernández (2011). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes en Uruguay*. FCS-UDELAR, Montevideo.
- Bojer, H. (2006). The capability approach to economic inequality. *Documento de trabajo. Department of Economics, University of Oslo*.
- Bourguignon, F., M. Fournier y M. Gurgand. (2001). "Fast development with a stable income distribution": Taiwan, 1979-1994. *Review of Income and Wealth* 47, no. 2: 139–163.
- Bourguignon, F, F. Ferreira y P. Leite. (2003). *Conditional cash transfers, schooling and child labor: micro-simulating bolsa escola*, Textos para discussao 477, Department of Economics PUC-Rio (Brazil).

Bourguignon, F. y F. Ferreira. (2004). "Decomposing changes in the distribution of Household Incomes: Methodological Aspects." En Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.

Bourguignon, F, F. Ferreira y N. Lustig. (2004). "Introduction". En Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.

Bourguignon, F., Spadaro, A. (2006). *Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies*. Working Paper Series- ECINEQ.

Bucheli, M., y M. Furtado. (2000). *La contribución de las distintas fuentes de ingreso a la evolución de la desigualdad en el Uruguay urbano 1986-1997*. Oficina de CEPAL de Montevideo.

Bucheli, M., Miles, D., y Vigorito, A. (2000). Un análisis dinámico de la toma de decisiones de los hogares en América Latina: el caso Uruguayo. *Revista de economía*, Banco Central del Uruguay. 7(2), 5-56.

Bucheli, M., y Casacuberta, C. (2000). Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay. *El Trimestre Económico*, 395-420.

Bucheli, M. y M. Furtado. (2005). *Uruguay 1998-2002: la distribución del ingreso en la crisis*. Revista de la CEPAL 86: 161-175.

Bukstein, D. (2013). *Análisis de la distribución del ingreso salarial en Uruguay utilizando cohortes sintéticas*. ORT.

Casacuberta, C., y M. Vaillant. (2002). *Trade and wages in Uruguay in the 1990's*. Documentos de trabajo. Departamento de Economía - Universidad de la República.

Card, D. (1999). *The Causal Effect of Education on Earnings*. En Orley Ashenfelter, O., Card., editors. *Handbook of Labor Economics* Volume 3A. Amsterdam.

CEPAL (2012). *Cambio estructural para la igualdad*. Documento del Período de Sesiones. [http://www.cepal.org/pses34/noticias/documentosdetrabajo/4/47424/2012-ses-34-cambio\\_estructural.pdf](http://www.cepal.org/pses34/noticias/documentosdetrabajo/4/47424/2012-ses-34-cambio_estructural.pdf) accedido el 22/3/2015.

Colafranceschi M., Failache E. y Vigorito A. (2013). *Desigualdad multidimensional y dinámica de la pobreza en Uruguay en los años recientes*. Cuadernos de Desarrollo Humano. Número 2. Montevideo.

Cornia A. (2010). Income Distribution under Latin America's New Left Regimes, *Journal of Human Development and Capabilities*, vol. 11(1), 85-114.

Creedy, J. y A. Duncan. (2002). "Behavioural simulation with Labor supply responses". *Journal of Economic Surveys*.

Creedy, J., y Kalb, G. (2005). Discrete hours labour supply modelling: specification, estimation and simulation. *Journal of Economic Surveys*, 19(5), 697-734.

Cruces, G. y L. Gasparini. (2010). A Distribution in Motion: The Case of Argentina, en López-Calva L.F. y Lustig N.(eds.) *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Brookings Institution Press.

Firpo, S., Fortin, N., yLemieux, T. (2007). *Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions*. Working Paper. University of British Columbia.

Gasparini, L., M. Marchionni y W. Sosa Escudero. (2004). "Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions." The case of Greater Buenos Aires. En Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press. ISBN: 0-8213-5861-8.

Gasparini L., Galiani S., Cruces G. y Acosta P. (2011). *Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America. Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010*. Documento de Trabajo 127. CEDLAS.

Gasparini, L. y N. Lustig (2011) *The rise and fall of income inequality in Latin America*. En Handbook of Latin American Economics, Chapter 28. Oxford University Press.

Hawkes, D., y Ugur, M. (2012). *Evidence on the relationship between education, skills and economic growth in low-income countries*. Evidence for Policy and Practice Information and Co-ordinating Centre (EPPI-Centre).

Heckman. J. (1974). "Shadow prices, market wages, and labor supply". *Econometría* 42(4):679–694.

Instituto de Economía (2013). *Metodología de compatibilización de las Encuestas Continuas de Hogares del INE*. Mimeo.

Jaramillo, M. y J. Saavedra. (2010). Inequality in Post-Structural Reform Peru: The role of market forces and public policy. En L. López-Calva and N. Lustig (eds.) *Declining inequality in Latin America*. UNDP and Brookings Institution Press.

Legovini, A., C. Bouillón y N. Lustig. (2004). Can education explain Changes in Income Inequality in Mexico?. En Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.

Lopez-Calva, L. F. y N. C. Lustig. (2010). *Declining Inequality in Latin America*. UNDP y Brookings Institution Press.

Lustig, N., McLeod, D. *Inequality and Poverty under Latin America's New Left Regimes*. (2011). WP 1117. Tulane Economics Working Paper Series.

Marroig, A. y C. Oreiro. (2008). Determinantes de la distribución del ingreso en Uruguay 1991-2005. *Revista Quantum*. Vol 3.

McFadden, D. (1974). *Conditional Logit analysis of qualitative choice analysis*. Academic Press, 105-142.

MESYFOD (2001). *Aportes al análisis de los Bachilleratos en la Educación Secundaria. Niveles de cobertura y características de la población asistente, año 1999*. Cuadernos de Trabajo, Serie Estudios Sociales sobre la Educación, Número IX. Montevideo. ANEP.

Mizala A. y Ñopo H.(2014). *Measuring the Relative Pay of Latin American School Teachers at the turn of the 20th Century*. Working Paper 15, Peruvian Economic Association.

Neal D. y Rosen S. (2000), Theories of distribution of earnings, Atkinson y Bourguignon (editors), *Handbook of income distribution*, Volumen 1, Elsevier, North Holland.

Nussbaum, M. C. (2012). *Not for profit: Why democracy needs the humanities*. Princeton University Press.

Sapelli, C., Bukstein, D. (2011). *El estancamiento de la inversión en capital humano en Uruguay: un análisis de cohortes*. Banco Central del Uruguay. Revista de Economía - Segunda Época Vol. 18 Nº 1.

Shin, S., y Koh, M. S. (2005). Korean education in cultural context. *Essays in Education*, 14, 1-10. <http://usca.edu/essays/vol142005/koh.pdf> accedido el 22/3/2015.

Paes de Barros R. Franco S. y Mendonça R. (2007). *A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década*. Texto para discussão 1304. IPEA. Rio de Janeiro.

PNUD (2010). *Innovar para incluir: jóvenes y desarrollo humano*. Informe de Desarrollo Humano del Mercosur. PNUD. Buenos Aires.

UNDP. (2008) *Desarrollo Humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano*. PNUD.

UNDP. (2009) *Informe de Desarrollo Humano del Mercosur*. PNUD. Buenos Aires.

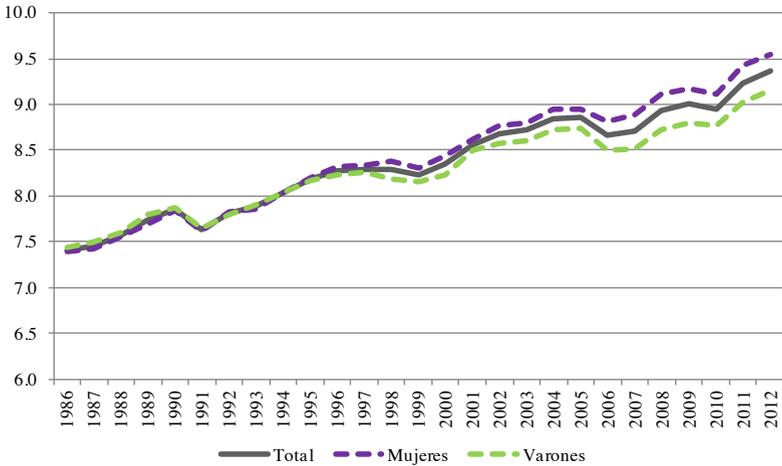
UNESCO (2011). *Compendio mundial de la educación. UNESCO. Comparación de las estadísticas de educación en el mundo*. UNESCO. Montreal.

Vigorito, A. (1999). *Una descomposición de la desigualdad de ingresos por trabajo en Uruguay, 1986-1996*. In . IX Jornadas Anuales de Economía. BCU.

Wooldridge, J. (2001). *Econometric Analysis cross section and panel data*. London: The MIT Press.

## Anexo

Gráfica A.1. Promedio de años de educación formal aprobados por la población de 22 años y más. 1986-2012. Localidades de 5.000 habitantes y más.



Fuente: elaborado en base a las ECH del INE.

Gráfico A.2 Tasa de asistencia (generaciones 1968 a 2002)

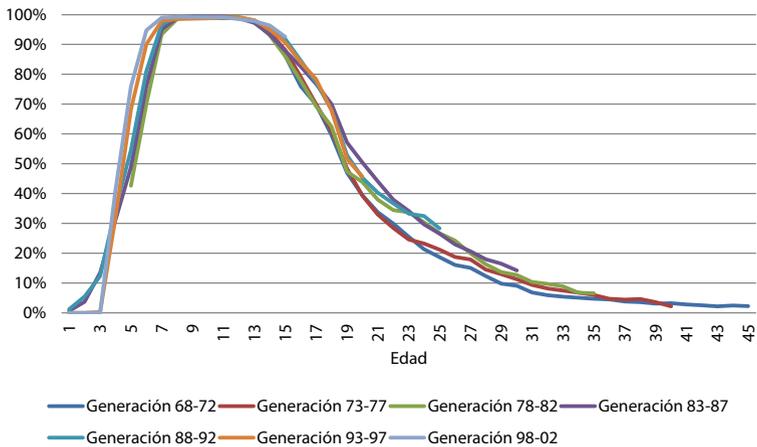
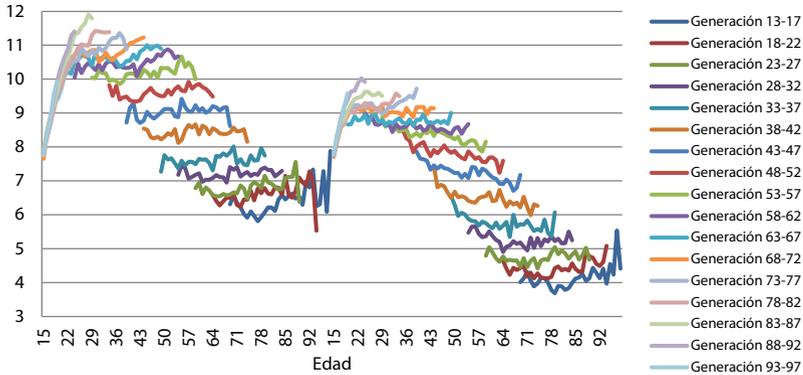
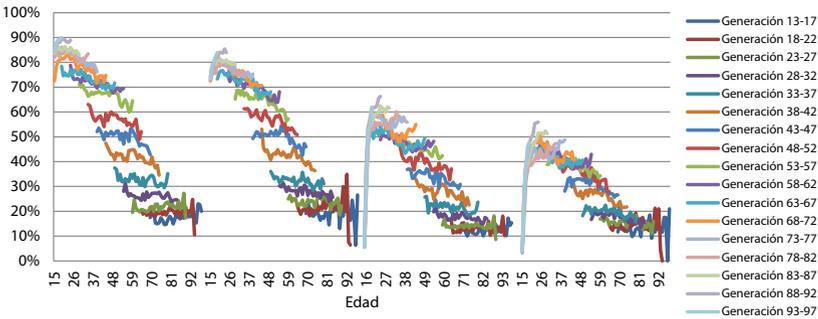


Gráfico A.3 Media de años de educación por región: (1) Montevideo (2) Interior



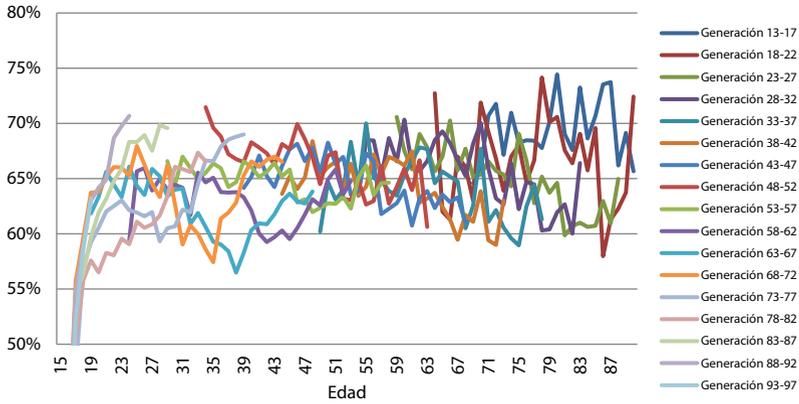
Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Gráfica A.4 Proporción de mujeres y varones por años de educación: (1) Mujeres con más de 9 años, (2) Varones con más de 9 años, (3) Mujeres con más de 12 años, (4) Varones con más de 12 años



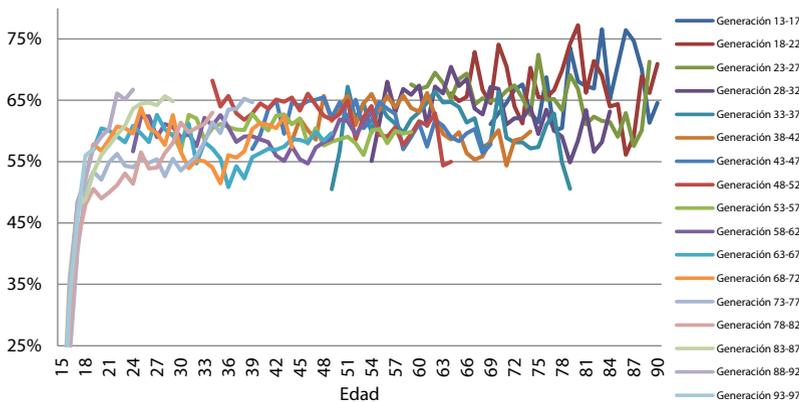
Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Gráfica A.5 Tasa de transición. Proporción de personas con más de 9 años de educación formal en relación con los de más de 6 años.



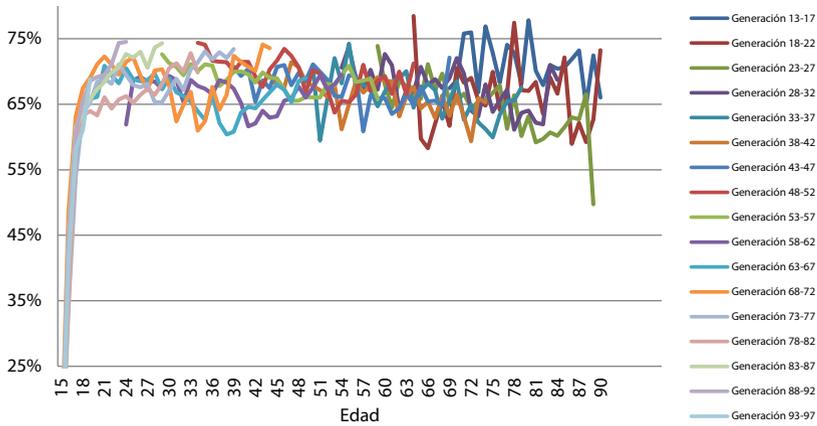
Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Gráfica A.6 Tasa de transición. Proporción de personas con más de 9 años de educación formal en relación con los de más de 6 años: (1) varones y (2) mujeres.

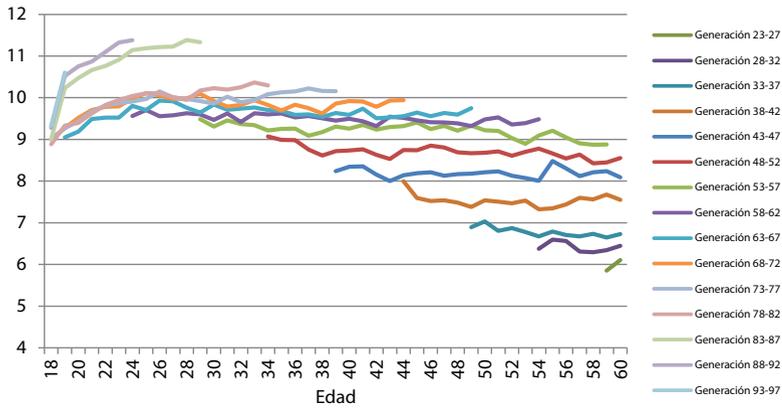


Fuente: elaboración propia en base a las ECH del INE.

Gráfica A.7 Media de años de educación por cohorte: Escenario 1



Gráfica A.8 Media de años de educación por cohorte: Escenario 3





Cuadro A.1. Modelo de selección de Heckman. Varones

	Coef.	Error std.	z	P>z	[intervalo de confianza al 95%]	
Logaritmo del ingreso laboral por hora						
Edad	0,0521704	0,0059587	8,76	0,0000	0,0404915	0,0638493
Edad <sup>2</sup>	-0,0004732	0,0000722	-6,56	0,0000	-0,0006147	-0,0003317
Educación	0,0349093	0,0066555	5,25	0,0000	0,0218648	0,0479539
Educación <sup>2</sup>	0,0024598	0,0002999	8,2	0,0000	0,0018721	0,0030476
Montevideo	0,0612296	0,0116468	5,26	0,0000	0,0384022	0,084057
Constante	2,102288	0,1365735	15,39	0,0000	1,834608	2,369967
Trabaja						
Jefe de hogar	0,5793533	0,0263659	21,97	0,0000	0,5276771	0,6310295
Realiza tareas del hogar	-8,830749	.	.	.	.	.
Logaritmo del ingreso no laboral	-0,1829627	0,0163527	-11,19	0,0000	-0,2150135	-0,1509119
Edad	0,2156402	0,0055793	38,65	0,0000	0,2047049	0,2267555
Edad <sup>2</sup>	-0,0026748	0,000072	-37,15	0,0000	-0,0028159	-0,0025337
Educación	0,1336579	0,0107916	12,39	0,0000	0,1125067	0,154809
Educación <sup>2</sup>	-0,0048894	0,0005163	-9,47	0,0000	-0,0059013	-0,0038774
Montevideo	0,0112476	0,0215919	0,52	0,6020	-0,0310719	0,053567
Constante	-2,014332	0,181767	-11,08	0,0000	-2,370589	-1,658076
mills lambda	-0,4502942	0,0624393	-7,21	0	-0,572673	-0,3279154
rho	-0,49297					
sigma	0,91342743					
N° de observaciones		31130				
Observaciones censuradas		3940				
Observaciones no censuradas		27190				
Wald Chi <sup>2</sup> (5)		4005,53				
Prob > chi <sup>2</sup>		0,0000				

Cuadro A.2. Modelo de selección de Heckman. Mujeres.

	Coef.	Error std.	z	P>z	[intervalo de confianza al 95%]	
Logaritmo del ingreso laboral por hora						
Edad	0,0678173	0,0132514	5,12	0	0,041845	0,0937896
Edad <sup>2</sup>	-0,000659	0,0001582	-4,17	0	-0,000969	-0,0003489
Educación	0,1014072	0,0110204	9,2	0	0,0798076	0,1230067
Educación <sup>2</sup>	0,000774	0,0004271	1,81	0,07	-0,0000632	0,0016112
Montevideo	0,1112935	0,014834	7,5	0	0,0822194	0,1403675
Constante	0,8358985	0,3370539	2,48	0,013	0,175285	1,496512
Trabaja						
Jefe de hogar	0,1806314	0,0229438	7,87	0	0,1356624	0,2256004
Realiza tareas del hogar	-7,979348	.	.	.	.	.
Logaritmo del ingreso no laboral	-0,1099427	0,0157504	-6,98	0	-0,1408128	-0,0790725
Edad	0,2557597	0,0049849	51,31	0	0,2459895	0,2655299
Edad <sup>2</sup>	-0,0030624	0,000064	-47,82	0	-0,0031879	-0,0029369
Educación	0,1508786	0,0105352	14,32	0	0,13023	0,1715272
Educación <sup>2</sup>	-0,0043317	0,0004793	-9,04	0	-0,0052712	-0,0033922
Montevideo	0,0897727	0,0191094	4,7	0	0,0523189	0,1272265
Constante	-4,010885	0,1726544	-23,23	0	-4,349281	-3,672488
mills lambda	0,0571956	0,1170281	0,49	0,625	-0,1721753	0,2865666
rho	0,05372					
sigma	1,0646354					
N° de observaciones		34755				
Observaciones censuradas		11007				
Observaciones no censuradas		23748				
Wald Chi <sup>2</sup> (5)		4005,53				
Prob > chi <sup>2</sup>		0,0000				

Cuadro A.3. Conditional Logit. Varones.

Horas de trabajo elegidas						
	Coefficientes	Error std.	z	P>z	[intervalo de confianza al 95%]	
Ingresos	0,0003293	0,0001153	2,86	0,004	0,0001034	0,0005553
Ingresos <sup>2</sup>	-2,67E-09	4,74E-10	-5,64	0,000	-3,60E-09	-1,74E-09
Horas de trabajo	-0,1856862	0,0066316	-28	0,000	-0,1986839	-0,1726885
Horas de trabajo <sup>2</sup>	0,0003049	0,0000322	9,46	0,000	0,0002418	0,0003681
Ingresos*edad	0,0000173	5,64E-06	3,06	0,002	6,20E-06	0,0000283
Ingresos*edad <sup>2</sup>	-1,47E-07	6,70E-08	-2,2	0,028	-2,79E-07	-1,61E-08
Ingresos*educación	-0,000042	7,89E-06	-5,33	0,000	-0,0000575	-0,0000266
Ingresos*educación <sup>2</sup>	2,98E-06	3,12E-07	9,56	0,000	2,37E-06	3,59E-06
Ingresos*Montevideo	0,000067	0,0000165	4,06	0,000	0,0000347	0,0000994
Ingresos*condición de jefe de hogar	-0,0000295	0,0000188	-1,57	0,116	-0,0000663	7,26E-06
Horas de trabajo*edad	0,0081009	0,0003396	23,85	0,000	0,0074353	0,0087665
Horas de trabajo*edad <sup>2</sup>	-0,0001027	4,25E-06	-24,14	0,000	-0,000111	-0,0000943
Horas de trabajo*educación	0,0098742	0,0005724	17,25	0,000	0,0087523	0,0109962
Horas de trabajo*educación <sup>2</sup>	-0,0005132	0,0000285	-18,02	0,000	-0,000569	-0,0004574
Horas de trabajo*Montevideo	-0,0071854	0,0011956	-6,01	0,000	-0,0095288	-0,004842
Horas de trabajo*condición de jefe de hogar	0,0251821	0,0013714	18,36	0,000	0,0224943	0,02787
Ingresos*horas trabajadas	-0,0000117	4,53E-07	-25,93	0,000	-0,0000126	-0,0000109
Observaciones	217910					
LR chiz (16)	11411,12					
Log verosimilitud	-54870,621					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0942					

Cuadro A.4. Conditional Logit. Mujeres.

Horas de trabajo elegidas						
	Coefficientes	Error std.	z	P>z	[intervalo de confianza al 95%]	
Ingresos	2,88E-03	0,0001452	1,98E+01	0,000	0,0025933	0,0031626
Ingresos <sup>2</sup>	-1,74E-08	1,45E-09	-12	0,000	-2,02E-08	-1,45E-08
Horas de trabajo	-0,291998	0,0064313	-45,4	0,000	-0,304603	-0,279393
Horas de trabajo <sup>2</sup>	1,54E-03	0,00003	51,44	0,000	0,0014831	0,0016005
Ingresos*edad	-1,93E-05	6,44E-06	-3,00E+00	0,003	-0,000032	-6,72E-06
Ingresos*edad <sup>2</sup>	1,64E-07	7,78E-08	2,1	0,035	1,12E-08	3,16E-07
Ingresos*educación	-1,23E-04	0,0000111	-1,10E+01	0,000	-0,0001448	-0,0001011
Ingresos*educación <sup>2</sup>	5,83E-06	4,25E-07	13,72	0,000	4,99E-06	6,66E-06
Ingresos*Montevideo	0,0000776	0,000019	4,09E+00	0,000	0,0000404	0,0001148
Ingresos*condición de jefe de hogar	0,0000425	0,0000188	2,26	0,024	5,66E-06	0,0000794
Horas de trabajo*edad	5,97E-03	0,000294	20,31	0,000	0,0053944	0,006547
Horas de trabajo*edad <sup>2</sup>	-0,0000706	3,69E-06	-19,11	0,000	-0,0000778	-0,0000633
Horas de trabajo*educación	0,0108334	0,0006011	18,02	0,000	0,0096553	0,0120116
Horas de trabajo*educación <sup>2</sup>	-0,000431	0,0000288	-14,99	0,000	-0,0004874	-0,0003747
Horas de trabajo*Montevideo	-0,0003235	0,0010406	-0,31	0,756	-0,0023631	0,0017161
Horas de trabajo*condición de jefe de hogar	1,39E-02	0,0010582	13,14	0,000	0,0118305	0,0159785
Ingresos*horas trabajadas	-0,0000268	5,72E-07	-46,82	0,000	-0,0000279	-0,0000257
Observaciones	243285					
LR chi2 (16)	11887,22					
Log verosimilitud	-61686,498					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0879					

Cuadro A.5. Efectos de cambios en los niveles de escolarización sobre la desigualdad de ingreso por hora entre los ocupados. Línea de base: 2012. Simulaciones aritméticas

Población	Escenario	gini	p90p10	theil	entrop (a=0)
Total	Escenario base	0,406	7,691	0,286	0,308
	Escenario 1	0,404	7,553	0,282	0,304
	Escenario 2	0,398	7,348	0,275	0,296
	Escenario 3	0,403	7,603	0,282	0,304
	Escenario 4	0,398	7,353	0,274	0,296
Varones	Escenario base	0,381	5,992	0,254	0,264
	Escenario 1	0,378	5,880	0,249	0,258
	Escenario 2	0,371	5,742	0,240	0,250
	Escenario 3	0,378	5,890	0,249	0,259
	Escenario 4	0,371	5,725	0,240	0,249
Mujeres	Escenario base	0,425	8,831	0,310	0,338
	Escenario 1	0,423	8,747	0,308	0,335
	Escenario 2	0,418	8,487	0,301	0,327
	Escenario 3	0,422	8,705	0,306	0,334
	Escenario 4	0,418	8,510	0,301	0,327
Total (menores de 30)	Escenario base	0,349	6,149	0,206	0,235
	Escenario 1	0,345	5,905	0,201	0,228
	Escenario 2	0,339	5,802	0,194	0,220
	Escenario 3	0,346	6,117	0,202	0,231
	Escenario 4	0,339	5,781	0,194	0,221
Varones (menores de 30)	Escenario base	0,330	5,085	0,185	0,206
	Escenario 1	0,325	4,953	0,179	0,199
	Escenario 2	0,319	4,874	0,173	0,193
	Escenario 3	0,327	5,010	0,182	0,203
	Escenario 4	0,320	4,863	0,174	0,194
Mujeres (menores de 30)	Escenario base	0,366	6,857	0,226	0,259
	Escenario 1	0,361	6,606	0,220	0,251
	Escenario 2	0,348	6,222	0,205	0,235
	Escenario 3	0,361	6,701	0,220	0,253
	Escenario 4	0,350	6,334	0,206	0,237

Fuente: elaborado en base a las ECH del INE.

El Proyecto Uruguay+25  
contó con el apoyo de:



BANCO DE DESARROLLO  
DE AMÉRICA LATINA



OIM Organización Internacional para las Migraciones