

**La desigualdad del ingreso en Uruguay entre  
1986 y 2009**

Guillermo Alves  
Verónica Amarante  
Gonzalo Salas  
Andrea Vigorito

Febrero de 2012

**INSTITUTO DE ECONOMIA**

**DT 03/12**

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA (UDELAR)- FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y  
DE ADMINISTRACIÓN- INSTITUTO DE ECONOMÍA (FCEYA)

URUGUAY

ISSN: 1510-9305 (EN PAPEL)

ISSN: 1688-5090 (EN LÍNEA)

## La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009\*

Guillermo Alves - Verónica Amarante - Gonzalo Salas - Andrea Vigorito

### Resumen

En este trabajo se analiza la evolución de la desigualdad de ingresos en Uruguay entre 1986 y 2009 y se estudian sus principales determinantes. Entre 1986 y 1994 la desigualdad permaneció casi incambiada, mientras que se incrementó entre 1994 y 2007 y comenzó a descender entre 2007 y 2009.

En base a un análisis de descomposición del ingreso por fuentes se encuentra que los ingresos laborales así como la instauración reciente de sistemas no contributivos de transferencias son los principales factores explicativos de la evolución de la desigualdad en el período. Se encuentra que la introducción de transferencias públicas no contributivas focalizadas en el primer quintil de ingresos ha favorecido la reducción en la desigualdad.

Para identificar los determinantes de la desigualdad de ingresos laborales se realizaron microsimulaciones. Los resultados obtenidos indican que los crecientes retornos a la educación constituyeron la principal fuerza impulsora del aumento en la desigualdad del ingreso, al tiempo que el descenso de estos diferenciales se asocia a su caída reciente. El crecimiento del empleo en el período en los últimos años y la reducción de los diferenciales regionales también tuvieron un efecto igualador. La escasa contribución de la variación en el acervo educativo a los movimientos en la desigualdad de ingresos laborales pone de manifiesto una debilidad importante y un desafío para las políticas educativas.

El estudio sugiere que el descenso reciente de la desigualdad está relacionado con la instauración de medidas redistributivas tales como la revalorización de los salarios mínimos, la negociación centralizada y el impuesto a la renta. Aún no es posible dilucidar si esta reciente reducción en la desigualdad constituye una tendencia permanente.

El análisis se realizó en base a los datos de las Encuestas Continuas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

**Palabras clave:** desigualdad, mercado laboral, retornos a la educación, transferencias, Uruguay

---

\* Este documento fue preparado en el marco del proyecto *Markets, the State and the Dynamics of Inequality*, Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), bajo la supervisión de Nora Lustig y Luis Felipe López-Calva, a quienes agradecemos los útiles y detallados comentarios y sugerencias. También agradecemos los aportes de los participantes en las Jornadas del Banco Central del Uruguay, en la reunión 2010 del capítulo Uruguay de la NIP y en las Primeras Jornadas Académicas de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (Uruguay).

## **Abstract**

The purpose of this study is to analyze the evolution of income inequality in Uruguay in 1986 -2009 and its main driving forces. During 1986-1994 inequality remained almost unchanged, whereas it grew in 1994-2007 and started to fall in 2007-2009.

We carry out an inequality decomposition by income source which shows that the evolution of earnings inequality and the inception of non contributory public transfers are the main explanatory factors of the evolution of inequality across the whole period. The inception of income transfer schemes, targeted towards the first income quintile contribute to explain the recent descent in inequality.

In order to single out the main factors explaining the evolution of earnings inequality we carried out a micro simulation exercise. Results show that increasing returns to education were the main factor underlying this evolution. The recent decrease in inequality is also associated to the decrease in skill premia. At the same time, increasing employment rates and the reduction of the regional gap also had an equalizing effect. Meanwhile the scarce contribution of schooling in general and, specifically, in the recent descent in inequality poses a challenge for the design of educational policies. Our study also suggests that most of the recent reduction in inequality is related to the recent redistributive reforms such as increasing the value of minimum wages, centralized wage-setting mechanisms and the income tax. It is still too soon to assess whether this recent movement is a permanent trend.

The analysis was based in the Uruguayan Household Surveys (Encuestas Continuas de Hogares) carried out by Instituto Nacional de Estadística

**Keywords:** income inequality, labor market, returns to education, transfers, Uruguay

**JEL classification:** D31, J30

## **Introducción**

Uruguay es un país de ingreso medio, con bajos niveles de pobreza y desigualdad si se lo compara con la mayoría de los países de América Latina. Sin embargo, la evolución de la desigualdad de ingresos no se ha acompasado con la de la mayor parte de los países de la región durante la década de 1980 y principios de 1990. Mientras que la región experimentó crecimientos en la desigualdad en ese período, en Uruguay la misma se mantuvo relativamente estable hasta mediados de la década de 1990. Entre 1994 y 2007 se observa una tendencia leve pero bastante persistente de crecimiento de la desigualdad (el índice de Gini pasó de 0.423 a 0.466), la cual es contraria a la evolución de la desigualdad experimentada por la mayoría de los países de la región (Gasparini et al, 2009; López-Calva y Lustig, 2010). Sólo muy recientemente (2007-2009), y por primera vez en casi 15 años, la desigualdad ha caído. No obstante, los niveles actuales son más elevados que los vigentes en los años anteriores a la crisis de 2002 y aún no es claro si se trata de una nueva tendencia o de un cambio puntual.

El objetivo de este trabajo es evaluar la evolución de la desigualdad en Uruguay entre los años 1986 y 2009 y contribuir a identificar los principales factores que la explican. Para cumplir con este propósito el trabajo se organiza de la siguiente manera. En primer lugar, se presenta un panorama de las principales características de la economía uruguaya en los últimos treinta años (sección I). A continuación se describen los recientes cambios en las políticas redistributivas que pueden haber afectado la desigualdad en los últimos años (sección II). Luego de esto, se analiza la tendencia general de la desigualdad durante 1986-2009 (sección III), considerando el rol de las diferentes fuentes de ingreso, en base a información de las Encuestas de Hogares (sección IV). Finalmente, se presenta un ejercicio de microsimulación para evaluar la contribución a la desigualdad de los retornos a la educación, las brechas regionales y de género, así como el efecto de la evolución del nivel educativo de la fuerza de trabajo (sección V). El trabajo concluye con algunos comentarios finales (sección IV).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> En el Anexo 1 se incluye una descripción de las principales características de las bases de datos utilizadas, así como la definición de la variable de ingreso utilizada en esta investigación.

## I. La evolución de la economía uruguaya entre 1970 y 2009

Como la mayoría de los países de América Latina, Uruguay comenzó su proceso de industrialización a través de la sustitución de importaciones a comienzos de la década de 1940. La política fue exitosa hasta mediados de la década de 1950, cuando la economía enfrentó un largo período de estancamiento que duró hasta principios de la década de 1970. En ese momento se produjo una severa caída (65%) en la relación de intercambio y, bajo fuertes cambios políticos debido al golpe de estado de 1973, la política económica se dirigió hacia un proceso de liberalización financiera y comercial junto con la promoción de la exportación de manufacturas.<sup>2</sup> Esta nueva política condujo a altas tasas de crecimiento y a un aumento notable de la participación de las manufacturas en las exportaciones (de 40 a 70%).<sup>3</sup> Una descripción detallada de las políticas aplicadas durante este período puede encontrarse en Indart (1997).

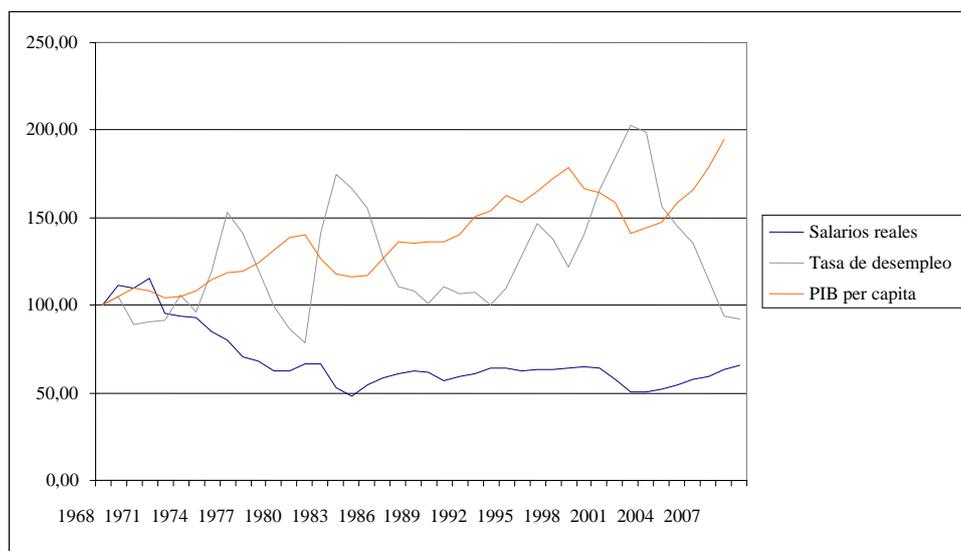
A pesar de estos logros en términos de crecimiento económico y de incremento de las exportaciones, el impacto de este modelo sobre el bienestar de los hogares fue muy pronunciado: el salario real cayó más del 30% y el ingreso de los hogares también cayó significativamente. El saldo migratorio neto mostró que el mayor flujo de la emigración del país tomó lugar entre 1970 y 1974 (10% a 12% de la población) (Pellegrino y Vigorito, 2005).

---

<sup>2</sup> La caída en los términos de intercambio fue el resultado del primer *shock* petrolero que afectó directamente a la economía, a través del aumento de los precios del petróleo, e indirectamente, a través de la baja demanda de exportaciones desde las economías europeas durante el período de ajuste.

<sup>3</sup> La mayoría de las exportaciones de manufacturas eran intensivas en mano de obra.

Gráfica 1. Salario real, PIB per capital y desempleo. 1968-2009 (índice 1968=100)



Fuente: PIB per cápita: Instituto de Economía. Desempleo y salario real: Instituto Nacional de Estadística.

La política de promoción de las exportaciones tuvo su auge a finales de la década de 1970, pero perdió importancia desde ese momento debido a la incorporación de Uruguay al GATT y a la apreciación de la moneda local como resultado del plan de estabilización basado en el tipo de cambio. Sin embargo, la modificación en la estructura de las exportaciones que ya había tenido lugar, perduraría.

Como resultado de la crisis de la deuda externa, experimentada por la mayoría de las economías de América Latina, la década de 1980 se caracterizó por la recesión. El PIB uruguayo cayó un 17% entre 1981 y 1984, lapso en el que se detuvo la liberalización del comercio. El desempleo creció significativamente. Pero como el proceso de ajuste requería una fuerte depreciación de la moneda uruguaya, el crecimiento de las exportaciones continuó. La segunda mitad de la década de 1980, signada por el “consenso de Washington”, no cambió significativamente la evolución de la economía uruguaya: la liberalización financiera y, en cierta medida, la apertura comercial ya habían tenido lugar. Sin embargo, producto de varios referéndums, no se produjo un generalizado proceso de privatización de empresas públicas, como ocurrió en otras economías de la región.

La política comercial fue cambiando gradualmente a través de la reducción del valor medio y la dispersión de los aranceles externos, así como por la mitigación de otros

instrumentos de protección. Durante la década de 1980, se aplicó la política de promoción de exportaciones y se alentaron los acuerdos de libre comercio con Argentina y Brasil. Los consejos de salarios fueron reinstalados en 1985 cuando el país retornó a la democracia, y el mecanismo de fijación de salarios centralizado llevó a un significativo incremento del salario real, afectando principalmente a los trabajadores de baja calificación.

Pero el principal cambio en la política comercial sucedió en la década de 1990: el flujo de capitales volvió a ser positivo en América Latina, Uruguay se integró del MERCOSUR y se aplicó un nuevo esquema de estabilización basado en el tipo de cambio. Esta nueva configuración trajo consigo una fuerte apreciación del tipo de cambio real de Uruguay en relación a los países no miembros del MERCOSUR (Indart, 1997).<sup>4</sup>

Conjuntamente con el crecimiento de la inversión y del PIB entre los años 1990 y 1995, se produce una significativa reducción de la participación de la producción manufacturera en el PIB (ver Cuadro 1). El PIB de las manufacturas también decreció en términos absolutos, en lo que fue considerado como un nuevo proceso para la economía uruguaya. La tradicional sincronización del ciclo de la manufactura con el ciclo económico se rompió, lo que puede explicarse por diferentes factores, aunque la importancia relativa de cada uno de ellos no ha sido rigurosamente probada (Noya, 1997). La caída en la manufacturas puede haber estado relacionada con la reducción en las tarifas (aranceles tanto bilaterales como con terceros países) debido a la entrada al MERCOSUR. También puede ser explicada por el incremento en los costos laborales debido a la apreciación de la moneda, que condujo a una reducción de la competitividad de las manufacturas. Este proceso también se destacó por el ingreso de nuevos países (principalmente asiáticos) al mercado mundial de textiles y prendas de vestir relevantes para las exportaciones uruguayas.

Otro importante cambio para la economía uruguaya fue la modificación en el mecanismo de fijación salarial en 1990-91, cuando los consejos de salarios dejaron de ser convocados y se suspendió la negociación centralizada tripartita en la mayor parte

---

<sup>4</sup> Como Argentina y Brasil siguieron un proceso similar, la relación con sus monedas se mantuvo incambiada.

de las ramas de actividad económica.<sup>5</sup> La fijación de salarios se volvió descentralizada y el gobierno dejó de tomar parte activa en la negociación. A partir de entonces, la negociación salarial se llevó a cabo principalmente a nivel de la empresa, ya sea por medio de una negociación entre el sindicato y la empresa o, la mayoría de las veces, a través de un acuerdo directo entre el trabajador y el empleador. Al mismo tiempo que la política salarial cambiaba, el poder de los sindicatos disminuía, lo que resultó en una caída de la conflictividad laboral. Bajo crecientes tasas de desempleo y en medio de un proceso de liberalización, los sindicatos comenzaron a concentrarse en el mantenimiento de los empleos más que en la búsqueda de incrementos salariales.

Sector de actividad	1988	1994	1998	2002	2007	2008
Agricultura, pesca y minería	11.8	7.9	7.1	8.9	10.3	11.4
Manufactura	26.3	18.3	18.0	16.5	22.8	23.8
Electricidad, gas y agua	2.6	3.1	3.9	4.5	4.7	3.4
Construcción	4.0	5.6	5.7	4.0	4.2	4.2
Comercio, restaurante y hoteles	14.3	16.5	13.8	11.4	13.3	13.7
Transportes y comunicaciones	6.2	6.9	7.9	8.7	9.1	9.6
Servicios financieros	18.7	22.8	24.2	26.7	18.5	17.5
Administración pública y defensa	8.7	8.5	9.1	9.2	8.3	8.1
Otros servicios sociales y personales	7.4	10.3	10.4	10.2	8.7	8.5

Fuente: Sistema de Cuentas Nacionales, BCU

A finales de la década de 1990, la inestable situación regional llevó a una recesión económica que se convirtió en una grave crisis económica y financiera en julio de 2002. El PIB per cápita cayó 11% ese año y la tasa de desempleo alcanzó niveles superiores a la observada en 1982. Esta recesión fue catalogada por los historiadores económicos como la más grave de la historia moderna del Uruguay.

En el último trimestre de 2003, al impulso del incremento de precios y la demanda de bienes primarios a nivel internacional, la economía comenzó nuevamente a crecer. A partir de entonces, Uruguay experimentó un período de extraordinario crecimiento económico, basado en el incremento de los precios de sus principales productos de exportación. En este contexto, el Frente Amplio, coalición de centro-izquierda, ganó

<sup>5</sup> Los únicos sectores donde la negociación continuó a través de la negociación colectiva fueron la salud privada, el transporte nacional y la construcción. En otras industrias con sindicatos fuertes (sistema financiero, transporte urbano) el salario se determinaba a través de la negociación colectiva a nivel sectorial.

las elecciones y asumió el gobierno en 2005, poniendo en marcha un amplio paquete de reformas redistributivas. Como se verá en la sección siguiente, éstas incluyen la restauración de los mecanismos de fijación salarial centralizada, la creación de un impuesto sobre la renta por primera vez en 30 años, nuevos sistemas de transferencias monetarias y una reforma del sistema de salud.

## **II. Los cambios de políticas recientes en Uruguay**

A continuación se reseñan los cambios en las políticas redistributivas, así como los estudios antecedentes sobre sus impactos. Si bien, potencialmente, estas modificaciones pueden haber tenido efectos redistributivos, las investigaciones disponibles refieren solamente a algunas de ellas.

Por un lado, se verificaron importantes cambios institucionales en el mercado de trabajo. El salario mínimo, que cayó en términos reales durante más de 30 años, aumentó 57% en términos reales en enero de 2005. En julio de 2005, bajo la nueva administración, experimentó otro incremento real importante, y desde entonces comenzó a aumentar cada seis meses. El efecto distributivo de este cambio es analizado en PNUD (2009a). En base a una descomposición semi-paramétrica, dicha investigación concluye que el incremento en el salario mínimo ha contribuido a reducir la desigualdad de salarios y de ingresos. Si bien la desigualdad salarial se incrementó entre 2004 y 2006, el incremento hubiese sido mayor si el salario mínimo no hubiese cambiado. El estudio también encuentra indicios de que esta política pudo haber tenido efectos negativos, aunque leves, sobre las probabilidades de empleo de jóvenes y trabajadores con baja calificación.

Otro importante cambio del mercado de trabajo refiere a la restauración de la negociación colectiva en 2005, luego de 13 años de no estar operativa. Los salarios privados, públicos y los de los trabajadores rurales comenzaron a fijarse nuevamente a través de convenios colectivos, y los sindicatos se fortalecieron. De acuerdo con la evidencia internacional, esto pudo haber comprimido la desigualdad salarial, al menos entre los trabajadores formales, aunque no existen evaluaciones de impacto del efecto del retorno a la negociación colectiva en la fijación salarial, dada la dificultad para aislar sus efectos de otras intervenciones concomitantes.

Otra política redistributiva relevante refiere a la implementación de la reforma impositiva en 2008. El objetivo de esta reforma fue crear una estructura impositiva más equitativa y eficiente, y promover la inversión productiva, siendo en términos generales

neutral en términos de recaudación. Entre otros cambios, el impuesto a los salarios (*Impuesto a las Retribuciones Personales, IRP*) fue eliminado y se creó un impuesto dual a los ingresos (*Impuesto a la Renta de las Personas Físicas, IRPF*). El IVA se redujo (la tasa máxima cayó de 23 a 22% y la mínima desde 14 a 10%) y el impuesto de contribución financiera a la seguridad social (COFIS, un impuesto al consumo del 3%) fue eliminado.

Los análisis ex ante del impacto distributivo de la reforma impositiva, basado en microsimulaciones estáticas (Amarante *et al*, 2007) o en un modelo de equilibrio general (Ferrando *et al*, 2009), concluyen que la reforma habría tenido un efecto redistributivo positivo. Se alteró la neutralidad relativa del sistema impositivo pre reforma, y el impacto progresivo se debió principalmente al proceso de sustitución del IRP por el IRPF. El cambio en los impuestos indirectos no generó un impacto distributivo sustancial, aunque generó un incremento en el ingreso de todos los hogares. Según Amarante *et al* (2007), la variación de los indicadores de desigualdad, debido a la reforma impositiva, se ubican en el rango de 1 a 2 puntos porcentuales, reducción modesta pero significativa en términos estadísticos.

Otro cambio relevante refiere a la implementación, entre abril de 2005 y noviembre de 2007, de un programa de transferencias monetarias condicionadas de gran escala, llamado PANES (*Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social*). Este programa perseguía dos objetivos principales: primero, proveer asistencia directa a los hogares que hubiesen experimentado un rápido deterioro en la calidad de vida desde el inicio de la crisis de 2001-2002; y en segundo lugar, fortalecer el capital humano y social de la población en situación de pobreza. Aunque las transferencias se diseñaron con condicionalidades a la asistencia escolar de los niños y los controles de salud, el control del cumplimiento de las mismas no fue finalmente implementado, tal como reconocieron las autoridades al final del programa.

La población objetivo del PANES consistía en hogares pertenecientes al quintil más bajo entre las personas ubicadas por debajo de la línea de pobreza. El 95% de los hogares participantes estaba integrado por niños. En total, 102,353 hogares resultaron beneficiarios del programa, aproximadamente 10% del total de hogares uruguayos (y el 14% del la población). La focalización fue exitosa comparada con la mayoría de los programas de transferencias monetarias de América Latina (Banco Mundial, 2007). El costo total del programa –que fue financiado por recursos internos- fue de US\$

247,657,026, es decir, US\$2,428 por hogar beneficiario. Sobre una base anual, esto representa 0.41% del PIB y 1.95% del gasto social del gobierno.

Cuando el programa finalizó, en enero de 2008, se buscó generar una estructura permanente de transferencias no contributivas anclada en el sistema de seguridad social. Para ello se modificó sustancialmente el diseño de *Asignaciones Familiares*, un antiguo programa de transferencias monetarias, creado en 1942 y destinado originalmente a los trabajadores formales con niños a cargo. En su nuevo diseño, el programa amplía considerablemente su alcance y el monto de la prestación.

Esta reforma mantiene el pilar contributivo de las *Asignaciones Familiares* (sujeto a prueba de medios desde 1995) y amplía el no contributivo mediante la expansión de la población objetivo y el significativo incremento del valor de la transferencia. También introduce una prueba de medios basada en un puntaje que refleja las condiciones de vida del hogar, que es utilizado conjuntamente con el umbral de ingresos para determinar la elegibilidad de los hogares. El programa apuntaba a cubrir al 50% del total de menores de 18 años residentes en el país.

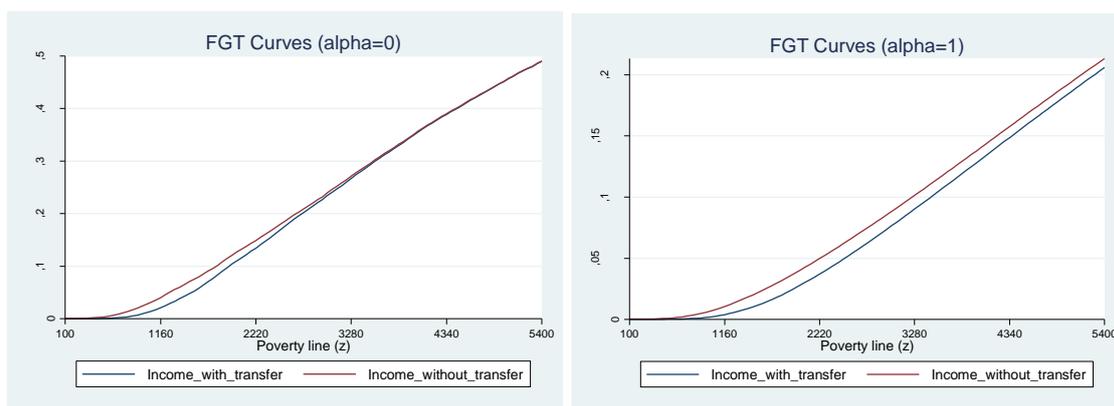
Los principales objetivos del nuevo programa son contribuir a reducir la pobreza y fomentar la asistencia escolar, particularmente para niños que se encuentran entre 14 y 17 años, edades en las que las tasas de abandono escolar son elevadas. Bajo el pilar no contributivo, el valor de la transferencia mensual aumentó significativamente. Al mismo tiempo, la nueva transferencia se incrementa cuando los niños asisten a educación secundaria. El beneficio base es de 700\$ (31 US\$) al mes para el primer niño que asiste a educación primaria y 1000\$ (45 US\$) para el primer niño que asiste a educación secundaria. A fin de evitar efectos no deseados sobre la fecundidad, se utiliza una escala de equivalencia de 0.6 para calcular el beneficio a nivel del hogar. El valor de la transferencia se ajusta trimestralmente de acuerdo a la evolución del índice de precios al consumo.

Consistente con su población objetivo (primer quintil de la población pobre usando la línea de pobreza nacional del año 2002), el PANES no afectó la incidencia de la pobreza, pero sí redujo significativamente la brecha de pobreza y la incidencia de la indigencia (Gráfica 2). Sus efectos sobre la desigualdad fueron muy modestos (medio punto de caída en el índice de Gini).

Mientras tanto, los estudios existentes indican que las nuevas *Asignaciones Familiares*, dirigidas a una población más amplia, redujeron significativamente la incidencia de la

pobreza e indigencia. Las microsimulaciones aritméticas realizadas indican que este programa implicó una reducción de dos puntos en el índice de Gini (Arim et al, 2008). La gráfica 2 ilustra los efectos del Ingreso Ciudadano, componente de transferencias del PANES y de Asignaciones Familiares sobre las curvas FGT para los valores 0 y 1 del parámetro de aversión a la pobreza ( $\alpha$ ).

Gráfica 2. Curvas de intensidad de la pobreza (FGT). Ingreso per cápita de los hogares con y sin Asignaciones Familiares e Ingreso Ciudadano



Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

### III. La evolución de la desigualdad en Uruguay desde 1986 a 2009

Desafortunadamente, no existe una serie temporal de la desigualdad del ingreso que cubra la totalidad del proceso de liberalización comercial y financiera. Los microdatos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) están disponibles de manera ininterrumpida desde 1986. Con el fin de obtener una serie consistente para todo el período, consideramos el ingreso per cápita del hogar después de impuestos y transferencias para el país urbano (85% de la población).<sup>6</sup>

Al final del período (2009), el índice de Gini del ingreso per cápita del hogar se ubicaba 3 puntos por encima del valor de 1986 (Gráfica 3), siendo estos cambios estadísticamente significativos (ver Cuadro A.1). Aunque esta comparación sugiere que en el período se verificó un incremento en la desigualdad, la distribución del ingreso no mostró una tendencia uniforme. Entre 1986-1994 se presenta un patrón estable, mientras

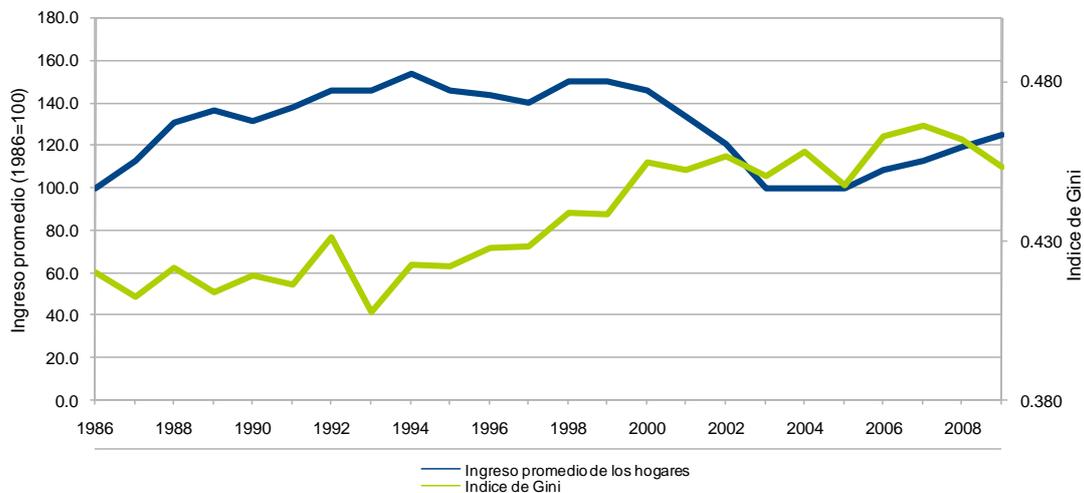
<sup>6</sup> En el Anexo 1 se presenta información sobre las características de la encuesta, así como los detalles metodológicos sobre la definición del ingreso utilizado en este trabajo.

que se observa una tendencia creciente en los siguientes 14 años.<sup>7</sup> Esta evolución no coincide con la desigualdad del resto de los países de América Latina. De hecho, muchos estudios argumentan que la desigualdad del ingreso se incrementó en la mayoría de los países de América Latina durante la “década pérdida” de 1980 y las reformas estructurales de comienzos de la década de 1990 (López-Calva y Lustig, 2010).

Las cifras para el final del período (2008 y 2009) parecen indicar una reversión en la tendencia creciente, en simultáneo con el crecimiento sostenido en el ingreso promedio de los hogares. Sin embargo, se requiere un mayor lapso para poder comprender si se trata de una reversión real y duradera de la tendencia anterior.

En base a la evolución descrita, se definieron tres subperíodos: ,1986-1994, 1994-2007, y 2007-2009, para realizar el análisis de los determinantes de la desigualdad que se presenta en el resto del trabajo.

Gráfica 3. Evolución del índice de Gini y del ingreso per cápita del hogar promedio. 1986-2009



Fuente: elaborado en base a ECH, INE

A comienzos de la década de 1990, mientras la desigualdad se estaba incrementando en la mayoría de los países de América Latina, en Uruguay se mantuvo estable. Vigorito (1999) señala que la estabilidad relativa de la distribución del ingreso entre 1986 y mediados de la década de 1990 puede ser consecuencia de tendencias opuestas entre

<sup>7</sup> El año 1993 puede ser considerado un *outlier* tanto en términos de ingresos como de desempleo. Existieron problemas en el trabajo de campo realizado por el INE en ese año. Esto resultó en que muchos barrios pobres no fuesen visitados, una omisión que pudo haber causado la mejora en los indicadores de bienestar que se observan en ese año.

diferentes grupos educativos. Aunque los diferenciales salariales por educación se incrementan en el período, la dispersión salarial entre trabajadores menos educados decrece, explicando en parte la estabilidad de la desigualdad total. Los pensionistas se trasladaron a la derecha de la distribución, como consecuencia de la reforma constitucional aprobada en 1989 que establece un nuevo mecanismo de indexación de las pensiones, llevando a un incremento significativo en su valor real, en particular entre 1991 y 1994. El incremento en el diferencial salarial en este período coexiste con una menor dispersión de los ingresos de capital. Durante la segunda mitad de la década de 1990, los índices de desigualdad más sensibles a la parte baja de la distribución comenzaron a mostrar una mayor concentración (Bucheli y Furtado, 2000).

Esta tendencia al aumento de la desigualdad del ingreso detectada en la segunda mitad de la década de 1990 se ha vinculado a la evolución relativa de los salarios y las pensiones, y específicamente al incremento de la desigualdad salarial (Bucheli y Furtado, 2005; Arim y Zoppolo, 2000), el cual estuvo operando durante toda la década. La descomposición presentada en Alves *et al* (2009) muestra que la desigualdad salarial se incrementó entre 1991 y 1999 principalmente como consecuencia del incremento en los retornos a la educación terciaria (ver Cuadro 2). Más del 40% del incremento en la desigualdad salarial se explica por el efecto precio correspondiente a los retornos de quienes tienen más de 15 años de educación.<sup>8</sup>

Cuadro 2. Descomposición de cambios en la desigualdad salarial. Índice de Gini. 1991-1999	
Efecto precio	2.4
Sexo	-0.3
Montevideo/Interior	0.0
Menos de 16 años de educación	0.2
Más de 15 años de educación	1.6
Experiencia potencial	0.9
Efecto características	0.5
Efecto residual	0.8
Cambio total	3.7
Fuente: Alves et al (2009)	

Casacuberta y Vaillant (2002) coinciden con Arim y Zoppolo (2000) sobre el hecho de que los retornos crecientes a las calificaciones durante la década de 1990 pueden haber sido impulsados por la demanda. Los autores buscan evaluar el papel que la

<sup>8</sup> Esta descomposición esta basada en la extensión de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993) propuesta por Lemieux (2002).

liberalización del comercio tuvo sobre el incremento en las primas salariales de los trabajadores calificados en la década de 1990, a partir de la estimación de ecuaciones de Mincer aumentadas.<sup>9</sup> Entre otros factores consideran la penetración de las importaciones (proporción de importaciones en la demanda total interna) y la orientación exportadora (proporción de exportaciones en la producción interna). Dichas variables de comercio interactúan con los niveles educativos. Los coeficientes de interacción se muestran en el Cuadro 3. Para todos los tipos de habilidades, los trabajadores en sectores con mayor penetración de importaciones tienen más bajos salarios y trabajadores en sectores con mayor orientación exportadora tienen mayores salarios. La apertura comercial, tanto en la forma de mayor orientación exportadora como de mayor penetración importadora, implica, entonces, un mayor premio a las calificaciones. El estudio parece sugerir que la política de liberalización comercial de la década de 1990 se asoció con un incremento en los premios salariales de los trabajadores más calificados.

Cuadro 3. Parámetro de interacción entre grupos educativos e índice de especialización comercial en ecuación de Mincer aumentada. 1991-1999				
	Índice de especialización comercial			
	Orientación exportadora		Penetración de las importaciones	
Grupos educativos	Coeficiente	t	Coeficiente	t
Sin calificación (primaria, secundaria o enseñanza técnica incompleta)	0.133	0.99	-0.269	-5.46
Calificación básica (secundaria o enseñanza técnica completa)	0.16	1.08	-0.232	-3.38
Alta calificación (terciaria completa o incompleta)	0.398	2.19	-0.072	-0.41

Fuente: Casacuberta y Vaillant (2002)

Para analizar la evolución del ingreso a lo largo de toda la distribución usamos las curvas de incidencia del crecimiento (GICs, por sus siglas en inglés) desarrolladas por Ravallion y Chen (2003). Estas curvas ilustran las tasas de crecimiento del ingreso en cada percentil a lo largo de la distribución del ingreso en un período de tiempo. En el primer sub-período (1986-1994), la desigualdad de ingresos no cambia sustancialmente. El ingreso per cápita del hogar creció a altas tasas (7% en términos anuales) y el incremento fue mayor en la parte baja de la distribución (Cuadro 4 y Gráfica 4.a). Este período puede ser considerado “pro-pobre” ya que el ingreso del estrato más bajo creció

<sup>9</sup> A la formulación tradicional de las ecuaciones mincerianas, se le agregan variables de control para la política comercial y el patrón de especialización en la industria en la que el trabajador está empleado.

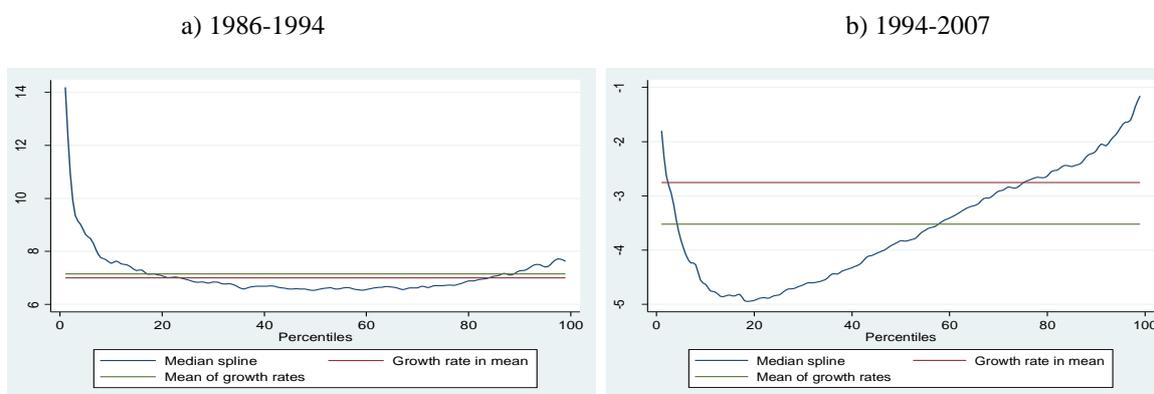
a un ritmo mayor que el correspondiente a los tramos más altos.<sup>10</sup> El ingreso per cápita en los percentiles más altos se incrementó a una tasa más alta que la media y, en consecuencia, la desigualdad total no experimentó cambios importantes.

Cuadro 4. Desigualdad y crecimiento del ingreso per cápita. 1986-2009.				
	1986-1994	1994-2007	2007-2009	1986-2009
Gini inicial	42,0	42,3	46,6	42,0
Gini final	42,3	46,6	45,4	45,4
Cambios en la desigualdad	Constante	Incremento	Descenso	Incremento
Tasa media de crecimiento	7,01	-2,76	1,86	5,99
Tasa de crecimiento del percentil 10	9,17	-3,64	2,17	7,49
Tasa de crecimiento del percentil 15	8,60	-4,03	2,24	6,57

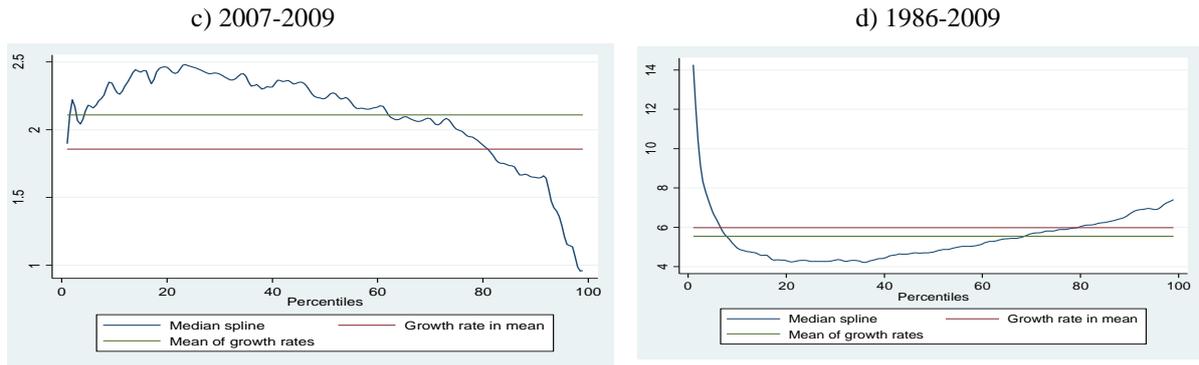
Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

En el siguiente período, 1994 -2007, el índice de Gini pasó de 42.3 a 46.6 y el ingreso per cápita de los hogares cayó a una tasa anual del 2.7%. La tasa de crecimiento del ingreso para cada percentil de la distribución muestra que la caída en el ingreso fue mayor entre los hogares más pobres, resultando en una curva GIC con pendiente positiva, consistente con el crecimiento de la desigualdad (Cuadro 2 y Gráfica 4.b). Finalmente, entre 2007 y 2009, la desigualdad cayó. Consistentemente, la tasa de crecimiento del ingreso per cápita en los dos deciles más bajos fue mayor que la media en tanto la curva presenta pendiente negativa (Cuadro 2 y Gráfica 4.c). Como mencionamos antes, considerando el período completo utilizado en este trabajo se produce un incremento en la desigualdad. La curva GIC tiene la forma de U, reflejando altas tasas de crecimiento del ingreso per cápita para los deciles más altos y bajos (Cuadro 3 y Gráfica 4.d)

Gráfica 4. Curva de incidencia del crecimiento



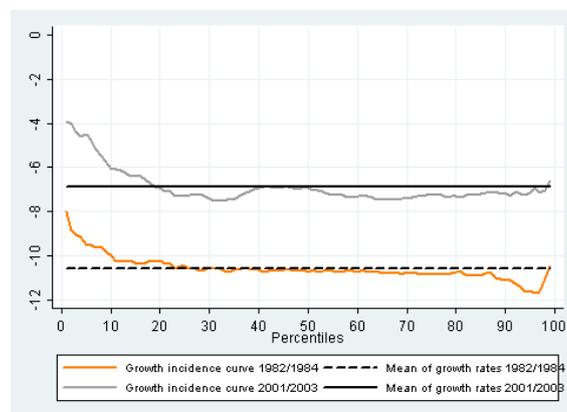
<sup>10</sup> Este es el concepto usual de “crecimiento pro-pobre” en términos relativos. Dentro de este enfoque, un período puede ser caracterizado como “pro-pobre”, incluso si el ingreso de los pobres cae, a condición de que la caída sea menor que la experimentada por los hogares ubicados en los percentiles más altos.



Fuente: elaborado en base a ECH, INE

Para finalizar esta sección, se analiza la evolución de la desigualdad durante las crisis económicas de 1982 y 2002. Un análisis en detalle de estos dos episodios no permite caracterizarlas como desigualadoras para el caso de Uruguay. A continuación se analizan las variaciones del ingreso per cápita de los hogares por percentil durante ambos episodios. En el Gráfico 5, la línea amarilla muestra los cambios en el ingreso del hogar durante la primera crisis económica (1984-1982), mientras la línea gris muestra las variaciones durante la segunda crisis (2003-2001). En esta última, la pérdida de ingresos fue mayor, y en ambos casos los hogares más pobres (correspondientes al decil más bajo) experimentaron menores pérdidas de ingreso. Más aún, durante la primera crisis, los hogares del último decil mostraron una reducción mayor de sus ingresos.

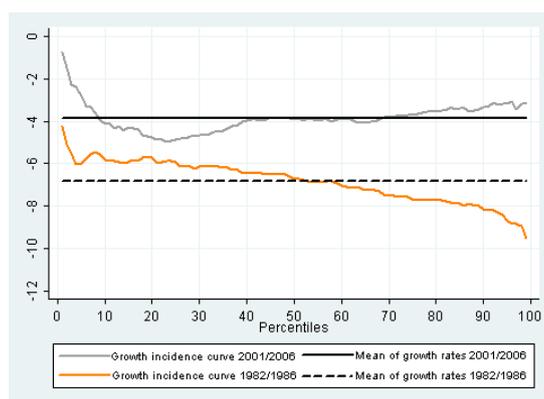
Gráfica 5. Cambios en el ingreso real per cápita del hogar por percentil durante las crisis económicas de 1982 y 2002



Fuente: Alves *et al* (2010)

El patrón de recuperación difiere en los dos episodios (Gráfica 6). En 1986 el ingreso de los hogares era todavía más bajo que el nivel anterior a la crisis, y lo mismo ocurrió en 2006. No obstante, mientras la recuperación del ingreso fue más rápida para los hogares pobres en la primera de las crisis (línea amarilla), durante el segundo episodio el patrón de recuperación fue más regresivo.

Gráfica 6. Cambios en el ingreso real per cápita del hogar por percentil después de las dos crisis económicas



Fuente: Alves *et al* (2010)

Sin embargo, y contrariamente a lo que sucedió en los países de América Latina., la crisis económica no parece haber tenido fuertes efectos desigualadores en el caso de Uruguay. Mientras que la evidencia sugiere que la crisis de la deuda durante la década de 1980 fue desigualadora para la mayoría de los países de la región (López-Calva y Lustig, 2010), este no es el caso del Uruguay, donde el coeficiente de Gini se redujo incluso después de este episodio, y la recuperación del ingreso fue mayor para los hogares más pobres. Durante la segunda crisis la recuperación fue más regresiva en relación con la primera, aunque el coeficiente de Gini no experimentó incrementos significativos, y en todo caso se mantuvo en los niveles alcanzados tras cinco años de continuo crecimiento. Estos resultados no son contradictorios con los estudios realizados para otros países, donde se muestra que los efectos de las crisis sobre la pobreza son claros en casi todos los casos, pero los efectos sobre la desigualdad son variables (Baldacci *et al*, 2001).

#### **IV. La evolución del ingreso por fuentes. 1986-2009**

Como la mayoría de los hogares dependen de más de una fuente de ingresos, la estructura de la desigualdad resulta de su combinación.<sup>11</sup> En lo que sigue consideraremos el rol de las siguientes fuentes de ingreso: trabajo, capital, beneficios públicos (contributivos y no contributivos), otros ingresos (remesas, transferencias privadas, etc.) y valor locativo. Como en el caso de la mayoría de las encuestas de hogares, en la ECH los ingresos laborales y los beneficios públicos están mejor capturados que los ingreso de capital (Mendive y Fuentes, 1995; Amarante y Carella, 1997).

De acuerdo con los datos de las ECH, la principal fuente de ingresos de los hogares uruguayos son los ingresos laborales, los cuales representan en promedio alrededor del 63% del ingreso total.. Su relevancia ha caído en los últimos diez años, especialmente en los primeros dos deciles (Cuadro 5). La proporción del ingreso laboral es mayor para los deciles de ingresos ubicado en torno a la mediana, debido a la estrecha relación entre la estructura demográfica y los ingresos de los hogares que caracteriza a Uruguay: los receptores de pensiones se ubican en los deciles altos, mientras los hogares con niños se encuentran en los estratos de ingresos bajos (Filgueira y Kaztman, 1999; PNUD, 2005). La segunda fuente de ingresos son las pensiones por retiro, las cuales representan en promedio aproximadamente el 15% del ingreso total, y su importancia es creciente conforme aumentan los ingresos, debido a la extensión del sistema de seguridad social uruguayo y a la reforma implementada en 1989, cuyos efectos se detallan más adelante. El principal cambio en la importancia relativa de las diferentes fuentes de ingresos en este período refiere al rol de las transferencias públicas no contributivas, fuertemente orientadas a los deciles más bajos.<sup>12</sup> Aunque en promedio representan aproximadamente 2%, su incremento se encuentra en torno al 25% en los deciles más bajos. Cuando consideramos transferencias tanto contributivas como no contributivas, su peso representa el 42%. La ligera caída de este porcentaje en el período 2007-2009 obedece al aumento de los ingresos, tanto por incrementos salariales como por la creación de empleo.

---

<sup>11</sup> Solo alrededor del 36% de los hogares dependen de una sola fuente de ingresos.

<sup>12</sup> Las transferencias públicas incluyen beneficios contributivos y no contributivos.

Cuadro 5. Participación de la principal fuente de ingreso por decil de ingreso y año. Ingreso per cápita del hogar. 1986, 1994, 1998, 2007 y 2009 (*)											
Año	Decil										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
<b>Ingreso laboral</b>											
1986	51.9	61.6	64.7	66.3	65.9	66.2	66.3	67.1	68.4	64.7	65.6
1994	64.6	65.0	66.5	65.0	65.8	66.0	66.8	65.7	66.7	64.4	65.6
1998	63.1	64.7	66.1	67.4	64.0	66.6	66.9	66.3	66.6	66.3	66.1
2007	39.4	53.7	61.5	63.3	65.3	65.1	65.4	65.1	65.0	60.3	62.0
2009	46.1	58.2	65.4	66.2	67.0	66.5	66.6	65.9	64.1	59.1	62.9
<b>Ingreso de capital</b>											
1986	0.3	0.3	0.7	0.9	1.1	1.5	1.5	2.4	2.7	8.0	3.3
1994	0.3	0.6	0.6	0.4	0.8	0.8	0.9	2.0	2.8	8.2	3.1
1998	0.2	0.2	0.3	0.4	0.6	0.7	1.3	1.9	3.1	7.8	3.1
2007	0.0	0.2	0.3	0.6	0.8	0.9	1.4	2.3	3.3	10.3	4.1
2009	0.1	0.2	0.3	0.5	0.8	1.3	1.8	2.4	3.9	12.4	4.8
<b>Beneficios sociales contributivos y transferencias públicas contributivas</b>											
1986	19.0	12.8	10.7	8.9	7.1	6.6	6.1	5.3	4.3	2.9	6.2
1994	5.5	4.2	2.8	2.3	1.8	1.7	1.2	1.1	0.6	0.4	1.4
1998	5.5	4.4	4.4	3.1	2.6	2.2	1.7	1.2	0.7	0.5	1.8
2007	6.4	5.6	4.0	3.0	2.3	1.7	1.5	1.2	0.9	0.7	1.8
2009	4.5	3.8	3.0	2.6	2.4	2.5	1.7	1.4	1.2	0.7	1.7
<b>Beneficios sociales no contributivos y transferencias públicas no contributivas</b>											
1986	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1994	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1998	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2007	28.9	12.8	5.4	1.9	0.8	0.3	0.2	0.1	0.0	0.0	2.1
2009	24.5	11.5	5.2	2.8	1.4	0.6	0.3	0.1	0.1	0.0	2.1
<b>Pensiones contributivas</b>											
1986	13.1	13.3	11.7	12.4	13.7	12.8	12.4	11.4	10.4	8.5	11.1
1994	10.2	12.3	12.1	14.2	13.5	14.0	12.5	12.4	12.0	10.4	12.1
1998	9.4	10.9	10.5	11.3	14.3	13.1	13.1	13.8	13.4	11.8	12.5
2007	5.8	7.5	9.0	11.1	11.9	13.2	13.7	13.3	13.3	11.8	11.9
2009	4.7	7.4	8.2	10.4	11.5	12.3	12.6	13.2	12.6	11.6	11.4
<b>Pensiones no contributivas</b>											
1986	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1994	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1998	1.3	1.4	1.2	0.9	1.0	0.7	0.5	0.3	0.2	0.1	0.5
2007	0.5	0.7	0.7	0.9	0.6	0.6	0.4	0.3	0.1	0.1	0.3
2009	1.1	1.1	1.4	1.4	1.3	1.0	0.7	0.4	0.2	0.1	0.6
<b>Valor locativo</b>											
1986	15.5	11.9	11.9	11.2	12.1	12.5	13.3	13.3	13.7	14.8	13.4
1994	15.1	15.2	15.6	16.1	15.9	16.0	16.9	17.4	16.5	15.4	16.1
1998	17.0	16.0	15.6	15.3	15.4	15.2	15.1	15.0	14.6	12.4	14.5
2007	13.7	13.2	13.3	13.3	13.0	13.1	12.6	13.1	13.3	13.2	13.2
2009	12.3	12.0	11.6	11.8	11.8	12.1	12.2	13.1	14.1	13.2	12.8

Fuente: elaborado en base a ECH, INE

(\*) Como otros ingresos no se presentan en el Cuadro, los totales por columna no suman 100

Para analizar la contribución de cada fuente de ingresos al cambio total en la desigualdad de ingresos, se presenta una descomposición del coeficiente de Gini en base

a la propuesta de Lerman y Yitzhaki (1985). De acuerdo a esta metodología, el coeficiente de Gini puede ser expresado de la siguiente manera:

$$G = \sum_{n=1}^N S_n G_n R_n$$

donde  $N$  son las fuentes de ingresos;  $S_n$  es la proporción de la fuente  $n$  en el ingreso total;  $G_n$  es el coeficiente de Gini de la fuente de ingreso  $n$ ; y  $R_n$  es la “correlación del Gini” entre el componente de ingreso  $n$  y el ingreso total.<sup>13</sup>

Esta descomposición permite considerar el efecto del cambio en el tamaño de una fuente de ingresos particular sobre la totalidad de la desigualdad del ingreso. Si hay un cambio en el ingreso de cada persona de la fuente  $n$  igual a  $eY_n$ , donde  $e$  es cercano a 1, la derivada parcial del Gini general respecto al cambio porcentual  $e$  en la fuente  $n$  brinda el impacto marginal de esta fuente de ingresos sobre la desigualdad de ingresos total.

$$\frac{\partial G}{\partial e_n} = S_n (R_n G_n - G)$$

El efecto marginal de la fuente relativo al índice de Gini total es:

$$\frac{\frac{\partial G}{\partial e_n}}{G} = \frac{S_n R_n G_n}{G} - S_n$$

donde un signo negativo significa que un crecimiento marginal en la fuente es igualador.

Esta descomposición del coeficiente de Gini se llevó a cabo para los años de inicio de los sub-periodos considerados en el análisis: 1986, 1994, 2007 y 2009. Los resultados se presentan en el Cuadro 6 y en la Gráfica 7.

El ingreso laboral aparece como una fuente que incrementa la desigualdad en 1986. Para todos los otros años su efecto marginal sobre el ingreso es negativo, contribuyendo a la igualdad, aunque su magnitud es pequeña. En todos los años, el ingreso de capital aparece como un factor desigualador, con un efecto marginal de considerable tamaño en relación al resto de las fuentes. El efecto desigualador del ingreso de capital se incrementa en el período, como se refleja en el mayor efecto marginal del año 2009.

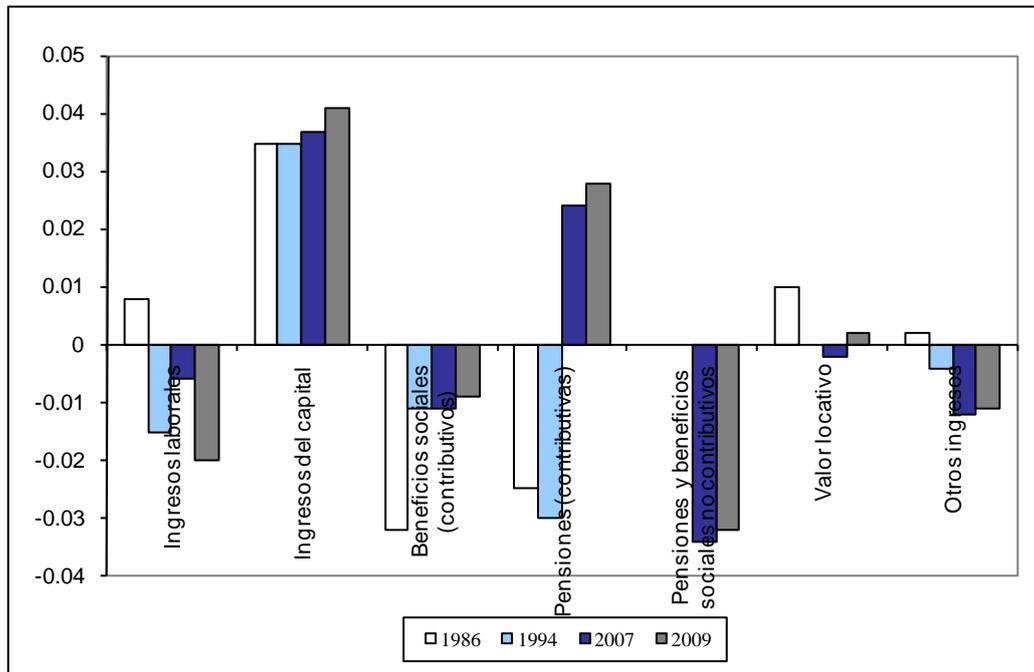
<sup>13</sup> El rango de correlación de Gini varía ente -1 y +1, tomando valores más extremos que la correlación de Pearson.  $R$  será igual a 1 cuando una fuente de ingresos es una función creciente del ingreso total. Cuando la fuente de ingresos es constante, el  $R$  será igual a 0, lo que implica que la participación de la fuente en el Gini es 0.

Cuadro 6. Descomposición del Índice de Gini por fuente de ingreso. 1986-2009					
Año y fuente	Sn	Gn	Rn	Peso	% cambio
<b>1986</b>					
Ingresos laborales	0.608	0.530	0.803	0.616	0.008
Ingresos del capital	0.041	0.971	0.801	0.076	0.035
Beneficios contributivos	0.059	0.693	0.278	0.027	-0.032
Pensiones y pens. contrib.	0.139	0.788	0.438	0.114	-0.025
Beneficios no contributivos	0.000	.	.	.	.
Valor locativo	0.147	0.630	0.712	0.157	0.010
Otros ingresos	0.004	0.997	0.669	0.007	0.002
Ingreso total		0.420			
<b>2009</b>					
Ingresos laborales	0.569	0.567	0.776	0.549	-0.020
Ingresos del capital	0.048	0.971	0.873	0.089	0.041
Beneficios contributivos	0.014	0.912	0.191	0.005	-0.009
Pensiones y pens. contrib.	0.161	0.858	0.623	0.189	0.028
Beneficios no contributivos	0.018	0.822	-0.458	-0.015	-0.032
Valor locativo	0.147	0.615	0.749	0.148	0.002
Otros ingresos	0.040	0.898	0.364	0.029	-0.011
Ingreso total		0.456			
Fuente: elaborado en base a las ECH del INE					

Los beneficios sociales contributivos incluyen las *Asignaciones Familiares* entregadas a los trabajadores formales, otros beneficios menores como el *Hogar Constituido* y el beneficio por desempleo. Estos beneficios contributivos son una fuente igualadora, pero su efecto marginal es de pequeña magnitud. Las pensiones contributivas fueron una fuente igualadora durante los primeros años (1986 y 1994), pero en 2007 y 2009 su efecto marginal se vuelve positivo, convirtiéndose en una fuente que incrementa la desigualdad. Esto está relacionado con la reforma implementada en 1990 en referencia al mecanismo de indexación de las pensiones que fue modificado en 1989. Desde ese año las pensiones son ajustadas utilizando la variación pasada de los salarios. En un contexto de caída de la inflación, este mecanismo llevó a un crecimiento significativo en su valor real en relación a los beneficios, los cuales tenían poca importancia al en 1986 debido a su tamaño, pero aparecen como una fuente igualadora importante entre 2007 y 2009, con un efecto marginal de considerable tamaño. Esto refleja importantes cambios en el sistema de protección social en los últimos años del período, ya que esta fuente incluye al programa *PANES*, las nuevas *Asignaciones Familiares*, pensiones a la vejez y la expansión de este régimen que alcanza a adultos mayores de 65 años. En otros ingresos se incluyen transferencias privadas entre hogares (a nivel local y remesas), las cuales resultan una fuente igualadora pero con un muy pequeño efecto

marginal, mientras que el efecto del valor locativo cambia en los distintos años pero su tamaño es siempre pequeño.

Gráfica 7. Los Efectos marginales sobre el coeficiente de Gini por fuente de ingresos



Fuente: elaborado en base a ECH, INE

Un análisis más detallado del rol de los beneficios sociales indica que éstos presentan dos polos diferentes en cuanto a su contribución a la desigualdad, donde se distinguen las pensiones contributivas y el resto de las transferencias no contributivas. Aunque estas últimas se incrementaron en los últimos años, la mayor parte de las transferencias de ingresos realizadas por el gobierno uruguayo se corresponden con el pilar contributivo. Como se mostró anteriormente, las pensiones se encuentran principalmente situadas en la parte media y alta de la distribución del ingreso. El resto de las transferencias no contributivas claramente contribuye a igualar los ingresos de los hogares. Esto es particularmente importante en los años recientes, debido a la implementación de los nuevos programas sociales ya mencionados.

Los resultados obtenidos sugieren, entonces, que los ingresos laborales tuvieron un importante papel tanto en la explicación del crecimiento de la desigualdad entre 1994 y 2007 como en su reciente caída. Esta última, se explica también por los efectos de las transferencias sociales, las cuales, como ya describió, se han expandido en los últimos años.

A efectos de entender el origen de los diversos cambios experimentados por la desigualdad en el mercado laboral, en la siguiente sección se realiza un análisis de microsimulación.

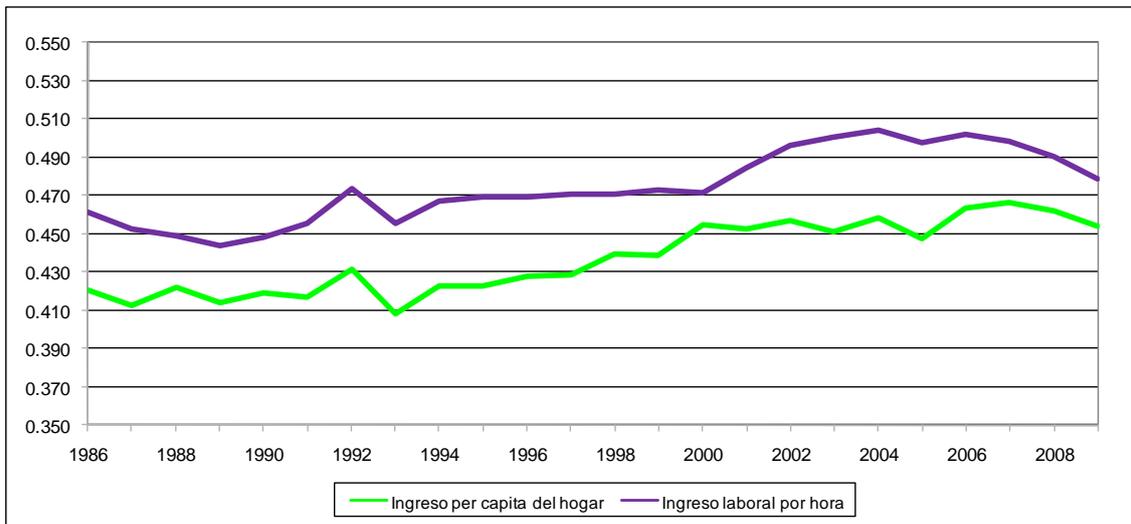
## **V. Educación, mercado laboral y desigualdad**

Para identificar los efectos de los precios, participación laboral, horas trabajadas y educación sobre la evolución de la desigualdad, se llevaron a cabo microsimulaciones paramétricas. En lo que sigue, se presenta en primer lugar información de contexto sobre participación laboral, educación e ingresos (V.1), luego se reseña la metodología utilizada (V.2) y, por último, se presentan los principales resultados (V.3).

### ***V.1 Mercado laboral, ingresos y educación***

La desigualdad de los ingresos laborales muestra un patrón de U invertida en el período analizado, creciendo desde la mitad de la década de 1990 hasta 2007 y descendiendo en los últimos años (Gráfica 8). Esta tendencia se observa tanto en términos de remuneraciones totales como por hora.

Gráfica 8. Desigualdad del ingreso per capita de los hogares y de los ingresos laborales. Índices de Gini 1986-2009



Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

En contraste con lo sucedido con la desigualdad de ingresos de los hogares, la caída de la desigualdad de los ingresos laborales en 2008 y 2009, sitúa al índice de Gini muy cerca de los niveles previos a la crisis (Cuadro 7)

Cuadro 7 Desigualdad de ingresos laborales horarios y mensuales. 1986, 1994, 1998, 2002, 2006-2009								
Ingreso e índice	1986	1994	1998	2002	2006	2007	2008	2009
<i>Ingresos laborales mensuales</i>								
Gini	45.0	46.5	46.8	48.8	<b>48.8</b>	48.5	47.9	46.5
Theil	38.7	40.2	40.1	44.6	<b>44.1</b>	42.9	41.9	39.8
<i>Ingresos laborales por hora</i>								
Gini	42.7	45.8	45.2	46.2	<b>48.3</b>	46.4	45.9	<b>44.5</b>
Theil	37.3	45.6	40.4	41.7	<b>51.2</b>	42.6	42.3	<b>38.3</b>

Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

Al considerar grupos educativos, se observa que, hasta 2006, la desigualdad se incrementó para todos los grupos, mientras que permaneció estable entre 2006 y 2007 para todos los grupos, excepto para los más educados (13-15 años y 16 y más años), dónde ya se detecta una caída para esos tramos (Cuadro 8). La caída de la desigualdad en este último grupo puede relacionarse con los fuertes aumentos de salarios de los trabajadores públicos y con la instauración del impuesto a la renta, dado que las ECH

relevan ingresos después de impuestos y considerando que el IRPF afectó fundamentalmente los ingresos de los trabajadores más calificados.

Entre 2007 y 2009 se observa que la caída en la desigualdad involucra a todos los grupos educacionales. El aumento en el empleo, la fuerte revalorización del salario mínimo y la restauración de los consejos de salarios son potenciales explicaciones para esta evolución entre los trabajadores de niveles de calificación bajo y medio.

Cuadro 8. Índices de desigualdad de las remuneraciones laborales mensuales de los trabajadores ocupados. 1986-2009							
	1986	1994	1998	2006	2007	2008	2009
<i>6 años o menos</i>							
Gini	39,0	40,5	39,5	41,9	41,3	43,3	39,7
Theil	27,8	38,7	31,7	36,6	32,1	50,5	32,1
<i>7-9 años</i>							
Gini	38,8	38,3	39,1	42,5	41,4	39,8	39,0
Theil	28,9	27,7	28,6	36,5	34,9	31,3	29,8
<i>10-12 años</i>							
Gini	42,3	44,7	43,4	44,8	44,9	43,8	42,2
Theil	32,9	37,4	33,7	35,4	35,7	34,1	31,8
<i>13-15 años</i>							
Gini	38,3	44,3	42,9	45,1	43,2	41,5	41,9
Theil	27,9	42,9	38,5	41,7	37,6	33,1	36,5
<i>16 años y más</i>							
Gini	36,9	41,5	41,2	44,8	39,9	39,7	38,7
Theil	26,6	33,2	31,0	50,9	31,5	29,5	27,9

Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

En relación a la participación laboral, el empleo y la composición de la fuerza laboral, en los años recientes se han registrado cambios importantes (Cuadro 9). Las tasas de participación aumentaron en el período de recuperación económica para todos los grupos educacionales, al igual que las tasas de empleo. Al mismo tiempo, el desempleo llegó al mínimo histórico, descendiendo considerablemente para los trabajadores de calificación baja y media.

Cuadro 9. Indicadores del mercado laboral por nivel educativo. Población de 14 años y más.							
Indicador y nivel educativo	1986	1994	1998	2006	2007	2008	2009
<i>Tasas de actividad</i>							
Total	56,0	58,4	59,9	60,9	62,7	62,6	63,3
6 años y menos	47,3	45,1	45,3	46,0	48,4	48,2	48,5
7-9 años	60,4	63,2	65,6	64,1	66,2	63,3	62,7
10-12 años	64,4	70,5	68,4	67,0	68,3	67,0	68,2
13-15 años	69,7	74,2	75,4	72,5	72,1	75,3	76,4
16 y más	78,2	79,3	79,5	80,3	81,7	81,5	81,5
<i>Tasas de empleo</i>							
Total	50,4	53,0	53,9	53,9	56,7	57,7	58,4
6 años y menos	43,1	41,4	40,8	40,4	43,3	44,3	44,6
7-9 años	52,2	54,5	56,8	55,6	58,9	56,6	56,3
10-12 años	58,0	63,7	61,1	58,6	61,4	61,2	62,1
13-15 años	62,1	68,4	68,8	64,8	65,7	70,4	71,6
16 y más	74,2	77,5	77,2	76,7	78,6	78,9	79,1
<i>Promedio de horas trabajadas por semana</i>							
Total	44,1	44,2	43,6	41,4	41,2	41,0	41,1
6 años y menos	44,6	44,3	43,3	40,0	39,3	39,1	39,3
7-9 años	45,9	45,2	44,8	42,5	42,5	41,8	41,9
10-12 años	45,5	45,3	44,5	42,9	42,5	42,1	42,0
13-15 años	41,7	42,8	42,6	40,6	40,6	41,1	41,4
16 y más	37,7	41,2	41,8	41,3	41,4	41,5	41,7
<i>Tasas de desempleo</i>							
Total	10,0	9,2	10,1	11,4	9,6	7,9	7,7
6 años y menos	9,0	8,2	9,9	12,1	10,6	8,0	8,0
7-9 años	13,5	13,7	13,3	13,2	11,1	10,5	10,2
10-12 años	10,0	9,6	10,7	12,4	10,1	8,6	9,0
13-15 años	10,9	7,8	8,7	10,6	8,9	6,4	6,3
16 y más	5,1	2,3	2,8	4,5	3,9	3,3	2,9

Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

También se registran cambios en la composición por niveles educativos de la población ocupada (Cuadro 10), pese a que esta evolución ha sido menos pronunciada que en otros países de la región, donde se observan cambios sustanciales en los años recientes (Cuadro 11). Como resultado de esta evolución, se redujo la desigualdad en los años de educación aprobados en la población ocupada.

Cuadro 10. Distribución de la población ocupada por nivel educativo. Uruguay. 1986-2009							
	1986	1994	1998	2006	2007	2008	2009
6 años y menos	44,3	35,3	31,2	25,8	25,7	25,3	24,2
7-9 años	20,1	22,9	25,1	28,1	28,7	25,4	24,9
10-12 años	16,9	17,7	16,8	16,3	16,4	15,0	15,2
13-15 años	10,7	15,3	17,2	18,4	17,7	23,0	23,7
16 y más	8,1	8,8	9,8	11,4	11,5	11,4	11,9

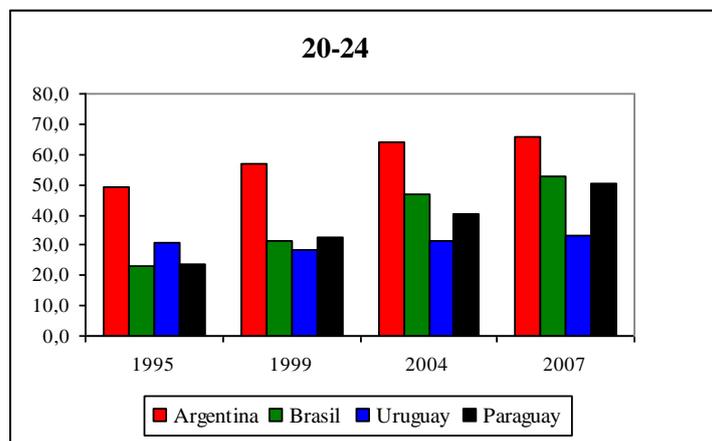
Fuente: elaborado en base a las ECH del INE

La principal conclusión acerca del lento progreso en términos de logros educativos en Uruguay en relación a otros países de la región, radica en las tasas endémicas de abandono de enseñanza media: las tasas de finalización por cohorte rondan el 30%, lo que claramente ubica al país por debajo de la mayor parte de los países del MERCOSUR (Cuadro 11 y Gráfica 9).

Cuadro 11. Años de educación aprobados en la población de 22 años y más en el Cono Sur. Promedio e índice de Gini. Uruguay, Argentina, Chile y Brasil				
País	1986	1994	1998	2009
<i>Promedio de años de educación aprobados</i>				
Uruguay	7,3	7,8	8,2	9,3
Argentina	8,8	9,7	9,8	11,0
Chile	8,5		9,8	11,0
Brasil	4,7		6,0	7,8
<i>Índice de Gini (*)</i>				
Uruguay	0,316	0,294	0,283	0,255
Argentina	0,247	0,227	0,232	0,207
Chile	0,303	0,273	0,250	0,195
Brasil	0,502	0,453	0,430	0,349

Fuente: Los datos para Uruguay fueron elaborados en base a las ECH del INE. Los datos de Argentina, y Brasil corresponden a la población de 25 a 65 y se tomaron de SEDLAC.

Gráfica 9. Tasas de finalización de enseñanza media para el grupo de edad de 20 a 24 años. Países del Mercosur. 1995-2007



Fuente: PNUD (2009b)

## V.2 Metodología

El modelo de microsimulación estimado en este trabajo sigue el marco general desarrollado por Bourguignon y Ferreira (2004). Se han realizado ejercicios similares para diversos países (ver Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001), Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004), Cruces y Gasparini (2010) y Jaramillo y Saavedra (2010)). El análisis realizado es de equilibrio parcial y no considera, por lo tanto, no considera efectos de equilibrio general.

El modelo parte de la consideración del ingreso total de un hogar  $i$  en un momento  $t$ . Este puede expresarse como la suma del ingreso laboral ( $Y_L$ ) y no laboral ( $Y_{NL}$ ) generado por sus integrantes:

$$Y_{it} = Y_{Lit} + Y_{NLit}$$

El ingreso no laboral se considera exógeno. El ingreso laboral para el individuo  $i$  en el periodo  $t$  puede determinarse sobre la base de la remuneración laboral por hora ( $w$ ) y el número de horas trabajadas ( $L$ ):

$$Y_{Lit} = w_{it} \cdot L_{it}$$

La forma reducida de las ecuaciones salariales y de horas trabajadas se deriva de un modelo de maximización de la utilidad proveniente del ocio y el consumo (Heckman, 1974). En este marco, los salarios ( $w^*$ ) representan el valor marginal del trabajo y representan el salario mínimo al cual un individuo acepta trabajar un cierto número de horas. En equilibrio, si el individuo decide trabajar, el número total de horas dedicado al trabajo debe igualar el valor marginal  $w^*$  a la remuneración laboral ofrecida ( $w$ ). Si  $w^*$  es mayor que la remuneración ofrecida, dadas las características individuales, la persona optará por no trabajar.

El ingreso laboral se modeliza sobre la base de dos ecuaciones: una para las remuneraciones horarias y otra para las horas trabajadas. A su vez, los determinantes de las remuneraciones ( $w$ ) se modelizan en base a una ecuación estándar de Mincer. Mientras que Bourguignon, Fournier y Gurgand modelizan la oferta laboral y la elección de sector de ocupación como una decisión conjunta, en este trabajo elegimos una especificación similar a la utilizada por Gasparini *et al.*(2004), considerando horas trabajadas. Esta forma funcional es más flexible y captura ajustes de la oferta laboral en el margen intensivo, pese

a que puede objetarse que deja de lado algunas rigideces presentes en el mercado laboral en referencia a las posibilidades de selección del número de horas trabajadas por parte de las personas (véase, por ejemplo, Creedy y Duncan, 2002).

A efectos de la estimación, observamos valores positivos de  $w^*$  y  $L^*$  solo para aquellos individuos que realmente trabajan (Heckman, 1974). Entonces, la forma reducida para los modelos de remuneraciones al trabajo y horas trabajadas pueden especificarse como sigue:

$$w_{it}^* = \sum_k \beta_k \cdot X_{1,i} + \varepsilon_{1,it}$$

$$L_{it}^* = \sum_k \lambda_k \cdot X_{2,i} + \varepsilon_{2,it}$$

con:  $w = w_{it}^*, L_{it}^* > 0$   
 $w = 0, L_{it}^* = 0$

donde  $w_{it}^*$  es el salario de reserva;  $L_{it}$  corresponde a las horas de trabajo observadas,  $L_{it}^*$  es la elección óptima de horas dadas las condiciones de mercado;  $X$  representa un vector de características individuales;  $\beta$  son precios y  $\lambda$  refleja parámetros de participación en el mercado laboral. 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:

$$\log(w_{it}) = \alpha + \sum_k \gamma_k \cdot X_i + \varepsilon_1$$

donde  $w_{it}$  corresponde a las remuneraciones laborales,  $X$  representa un vector de características individuales que incluye sexo, una expresión cuadrática en la edad, región de residencia y el nivel educativo alcanzado reflejado a partir de un conjunto de variables binarias (6 años o menos; 7-9 años; 10-12 años; 13-15 años y 16 años o más) y  $\varepsilon$  es el residuo que sigue una distribución normal. En la ecuación de selección también se incluyó una variable que refleja si la persona convive con una pareja y otra que refleja la presencia de niños de 0 a 5 años en el hogar.

La ecuación de horas trabajadas se estimó mediante un modelo Tobit censurado. Se estimaron ecuaciones separadas para los jefes de hogar, los cónyuges y los otros adultos del hogar,

$$H_{it} = \alpha + \sum_k \gamma_{kt} \cdot X_{2,it} + \varepsilon_{2,it}$$

La ecuación incluye como variables explicativas el sexo, educación, edad, región de residencia e ingreso no laboral en el caso del jefe de hogar y se agrega el ingreso del jefe en las estimaciones para los cónyuges y los restantes miembros del hogar

El ingreso laboral puede expresarse como:

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

Para estimar el ingreso para aquellas personas que no trabajan en un momento dado, se siguió el procedimiento propuesto por Bourguignon, Ferreira y Leite (2003), asignándoseles residuos de manera aleatoria a partir del vector estimado. Cuando las elecciones en la línea de base eran inconsistentes con el estado observado, se remuestreó hasta lograr consistencia.

Por último, para estimar contrafactuales para la estructura educacional se estima una ecuación con los años de educación como variable dependiente:

$$E_{it} = f(cte, edad_{it}, edad_{it}^2, sexo_{it}, región_{it}, \varepsilon_{it})$$

Sustituyendo los parámetros correspondientes para cada año, es posible distinguir los efectos de los retornos a la educación, la experiencia laboral, la brecha de género, la brecha regional, la estructura educacional y los factores residuales sobre la desigualdad de los hogares y de remuneraciones. Tal como señalan Bourguignon, Ferreira y Lustig (2004) este es un procedimiento puramente estadístico para permitir llevar a cabo la microsimulación y no tiene ningún propósito explicativo.

Los escenarios contrafactuales se simularon reemplazando los coeficientes de interés en las ecuaciones de salarios, educación y horas trabajadas por aquellos correspondientes al año con el que se desea realizar la comparación. Luego de ello, el ingreso total del hogar se suma, agregando el ingreso no laboral y se obtiene el ingreso contrafactual, suponiendo que no hay variaciones en la integración del hogar. Como las descomposiciones dependen del sentido de la descomposición, se reporta el promedio de los efectos obtenidos al realizar el ejercicio en cada sentido.

Se utilizaron las encuestas de hogares para los años 1986, 1994, 2007 y 2009. Las definiciones de ingreso total del hogar e ingreso laboral se presentan en el Anexo 1.

### ***V.3 Principales resultados***

Los coeficientes de interés en las ecuaciones de Mincer (utilizando la corrección de Heckman) exhiben movimientos significativos a lo largo del período (Cuadro A.5). La brecha de género cae durante la crisis y luego comienza a aumentar durante el período de recuperación mientras que, las diferencias regionales, favorables a Montevideo, caen a lo largo del período. Probablemente esto último se origina en la demanda de exportaciones del sector primario, en el aumento del salario mínimo y en la restauración de los consejos de salarios.

Mientras tanto, los retornos a la educación caen durante la crisis de 2002 y luego se incrementan a lo largo de 2006 y 2007. En 2008 esta tendencia se revierte, pero las remuneraciones relativas se ubican tanto por encima de los niveles pre crisis, como de los correspondientes a 1986. Como la ECH recoge el ingreso después de impuestos, esta caída tal vez pueda ligarse a la instauración del impuesto a la renta. Al final del cuadro presentamos los coeficientes de una estimación alternativa, donde se utilizan años de educación promedio en lugar de los niveles educativos. Los coeficientes estimados muestra la misma evolución.

Las estimaciones de las ecuaciones de horas trabajadas (Cuadros A. 6 a A.9) para jefes de hogar, cónyuges y otros miembros del hogar presentan los signos esperados.

Los principales resultados de la microsimulación se reúnen en el Cuadro 12, donde se presenta el cambio observado en el índice de Gini (tanto para el ingreso laboral como para el ingreso per cápita de los hogares) en cada período. Las restantes columnas recogen la contribución de cada factor a la evolución de la desigualdad, promediando los valores simulados para reducir el problema de la dependencia del punto de partida.

Los valores obtenidos sugieren que las fuerzas que lideraron la evolución de la desigualdad de ingresos laborales y de los hogares fueron los retornos a la educación, la participación en el mercado laboral y los factores residuales. Esto se observa claramente en el periodo 1994-2007, en el cual el incremento de la desigualdad alcanzó su máximo.

Al considerar todo el período, el índice de Gini es casi similar y los retornos a la educación también son muy parecidos. Los retornos a la educación fueron el factor explicativo más relevante en la evolución de la desigualdad, seguidos del aumento de la brecha de género. Mientras tanto, las reducciones en las diferencias regionales promovieron una mayor igualación de los ingresos. La reducción de las disparidades regionales puede resultar tanto del incremento de los salarios mínimos, dado que éstos

son más relevantes en las áreas más privadas que en Montevideo, como de la presencia de los Consejos de Salarios.

Cuadro 12 Factores que explican la evolución de la desigualdad. 1986-2009 y subperíodos				
Efecto y período	1986-2009	1986-1994	1994-2007	2007-2009
Cambio en la desigualdad	3.3%	0.3%	4.4%	-1.3%
Retornos a la educación	69.8	68.2	79.5	-78.5
Brecha de género	20.7	20.4	8.3	5.4
Brecha regional	-10.5	-5.5	5.5	-7.6
Retornos a la experiencia	4.9	3.3	1.7	0.01
Horas trabajadas	3.9	-2.6	1.8	-27.5
Nivel educativo de la población	-10.5	-5.8	-4.5	0.003
Factores residuales	21.7	22.0	7.7	8.2
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

En 2007-2009 la desigualdad cayó y los retornos a la educación contribuyeron a esta caída. El otro factor fundamental que explica este descenso de la desigualdad es el aumento del empleo, reflejado a través del efecto de las horas trabajadas. La brecha regional también tuvo una contribución igualadora. La evolución reciente presenta un patrón similar a la observada en otros países latinoamericanos como Brasil donde la caída de la desigualdad fue producida en parte por la caída de los retornos a la educación. Sin embargo, a diferencia de lo ocurrido en ese país, el aumento del acervo educativo de la población fue muy escaso y no jugó, por lo tanto, un rol desconcentrador del ingreso.

## VI. Comentarios finales

En el extenso período analizado en este trabajo, Uruguay presenta cambios en sus indicadores de desigualdad, aunque más moderados que los observados en otros países de la región. Sin embargo, la tendencia creciente en la desigualdad es el rasgo característico de la mayor parte del período. El ingreso comienza a concentrarse en la segunda mitad de la década de 1990, y continúa haciéndolo hasta 2007. La desigualdad en los ingresos laborales, así como los incrementos en las pensiones contributivas e ingresos del capital son los factores que explican principalmente este resultado. Los crecientes retornos a la educación entre 1990 y 2007 constituyeron la principal fuerza impulsora del aumento en la desigualdad del ingreso. En estudios previos, este aumento se ha vinculado, con la liberalización comercial, los cambios en los mecanismos

institucionales de fijación salarial y el cambio técnico sesgado hacia los trabajadores más calificados.

Entre 2007 y 2009, en un contexto de importante crecimiento económico, la desigualdad comenzó a caer, debido a la caída en la desigualdad laboral, a la instauración de transferencias de ingresos no contributivas a la importante recuperación económica que llevó a un crecimiento notable del empleo.

De acuerdo con el análisis de descomposición presentado en este trabajo, la introducción de transferencias públicas no contributivas focalizadas en el primer quintil de ingresos ha favorecido la reducción en la desigualdad. Al mismo tiempo, hemos encontrado que la desigualdad entre las remuneraciones al trabajo se redujo principalmente debido a la caída de los retornos a la educación. Esta caída no fue fruto de un aumento del acervo educativo de la población, como ha sido el caso de otros países latinoamericanos, sino que se vincula con el crecimiento del empleo y la instauración de medidas redistributivas tales la revalorización de los salarios mínimos, la negociación centralizada y el impuesto a la renta.

El grado en que esta reciente reducción en la desigualdad constituye una tendencia permanente es un aspecto que deberá ser evaluado en los próximos años. El hecho de que, a diferencia de lo ocurrido en otros países de la región, casi todo el descenso reciente de la desigualdad se base en políticas redistributivas de ingresos en conjunción con los escasos avances en el acervo educativo de la población, implica desafíos de relevancia para la articulación de acciones en ambas direcciones.

## Referencias bibliográficas

- 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., Arim R., Salas G. y Vigorito A. (2010). *La desigualdad de ingresos en Uruguay entre 1981 y 2009*. Informe final presentado a la Comisión Sectorial de Investigación Científica. Mimeo.
- Amarante V. y Carella A. (2000). “Distribución del Ingreso: ajuste a las estimaciones tradicionales y una propuesta alternativa”. *Quantum*, v.: 5 11, p.: 16 – 37.
- Amarante, V., R. Arim y G. Salas. 2007. *Impacto distributivo de la reforma impositiva en Uruguay*. Informe preparado para el *Poverty and Social Impact Analysis (PSIA) – Uruguay Development Policy Loan (DPL) II*.
- Arim, R., y G. Zoppolo. 2000. *Remuneraciones relativas y desigualdad en el mercado de trabajo*. Uruguay: 1986- 1999. Trabajo monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Arim R., Salas G. y Vigorito A., 2008. *Las transferencias públicas en Uruguay*. Informe preparado para el Banco Mundial. Mimeo.
- Baldacci, E., L. de Mello y G. Inchauste. 2002. *Financial crises, poverty, and income distribution*. International Monetary Fund.
- Banco Mundial 2007. *Las políticas de transferencias de ingresos en Uruguay. Cerrando las brechas de cobertura*. Banco Mundial. Montevideo.
- 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 P. Leite. 2003. *Conditional cash transfers, schooling and child labor: micro-simulating bolsa escola*, Textos para discussao 477, Department of Economics PUC-Rio (Brasil).
- 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., M. Fournier y M. Gurgand. 2001. “Fast development with a stable income distribution”: Taiwan, 1979-1994. *Review of Income and Wealth* 47, no. 2, pp 139–163.
- 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. y M. Furtado. 2005. *Uruguay 1998-2002: la distribución del ingreso en la crisis*. Revista de la CEPAL 86, pp. 161–175.
- 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.
- Creedy, J. y A. Duncan. 2002. “Behavioural simulation with Labor supply responses”. *Journal of Economic Surveys*.
- 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?*. PNUD y Brookings Institution Press. Nueva York.
- Ferrando, M. , S. Laens, C. Llambí y M. Perera. 2009. *Assessing the impact of the 2007 Tax Reform on poverty and inequality in Uruguay*. Final research report PEP network, mimeo.

- Filgueira F. y Katzman R. 1999. *Panorama Social de la Infancia*. IPES-UNICEF. Montevideo.
- Gasparini L. G. Cruces, L. Tornarolli, y M. Marchionni. 2009. *A Turning Point? Recent Development on Inequality in Latin America and the Caribbean*. DT 81. CEDLAS
- 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 y N. Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.
- Heckman. J. 1974. "Shadow prices, market wages, and labor supply". *Econometrica* 42(4), pp.679–694.
- Indart G. 1997. *Trade liberalization, structural reforms and main labour market trends in Uruguay (1968-1994)*, FOCAL/CIS Discussion Papers, Centre for International Studies, Universidad de Toronto.
- Jaramillo, M. y J. Saavedra. 2010. "Inequality in Post-Structural Reform Peru: The role of market forces and public policy". En L. López-Calva y N. Lustig (eds). *Declining inequality in Latin America?*. PNUD y Brooking Institution Press. Nueva York.
- Juhn, C., K. Murphy, y B. Pierce. 1993. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101, n°. 3. *Journal of Political Economy*: pp. 410-442.
- Lemieux, T. 2002. Decomposing changes in wage distributions: a unified approach. *Canadian Journal of Economics* 35, n°. 4. *Canadian Journal of Economics*, pp. 646-688
- Lerman, R. y S. Yitzhaki. 1985. "Income Inequality Effects by Income," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 67(1), pp. 151-56.
- López-Calva L.F. y N. Lustig. 2010. "Explaining the Decline in Inequality in Latin America: Technological Change, Educational Upgrading, and Democracy". En L. López-Calva y N. Lustig (eds). *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* PNUD y Brooking Institution Press . Nueva York.
- Mendive A y A. Fuentes. 1996. "Diferencias en la captación del ingreso por fuente" en INE, *Taller de expertos sobre la medición de la pobreza*, INE, Montevideo.
- Noya N. (1997), *La evolución de la economía uruguaya en las últimas décadas*. inédito.
- Pellegrino A. y A. Vigorito. 2005. "Migration and Economic Recession. Evidence from Uruguay", *Revista Migraciones Internacionales*, Nro. 8. El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana.
- Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo. 2005. *El desarrollo humano en Uruguay. Informe Nacional de Desarrollo Humano*. Uruguay. PNUD. Montevideo.
- Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo. 2009a. *Desarrollo Humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano*. PNUD, Montevideo.
- Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo. 2009b. *Informe de Desarrollo Humano del Mercosur*. PNUD. Buenos Aires.
- Ravallion, M. y S. Chen. 2003. "Measuring Pro-poor growth". *Economics Letters*. Elsevier. Vol 78(1), pp. 93-99.
- Vigorito, A. 1999. "La distribución del ingreso en Uruguay entre 1986-1997". *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay v.: 6 2, p.: 243 – 297

## Anexo 1. Los datos

La información utilizada en este trabajo proviene de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay, para el período 1986-2009. 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.

Tanto marco muestral, como el cuestionario y la cobertura geográfica de la encuesta han ido variando a lo largo del período analizado, lo que genera algunos 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 Conteo de Población 2004 (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 realizadas entre 1986 y 1997 cubren 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. El coeficiente de Gini no muestra variaciones importantes cuando se compara para los últimos años la medición para zonas urbanas y para el total país (cuadro A.1).

<i>Urban country</i>	2006	2007	2008	2009
Intervalo mín. 95%	46.1	46.4	46.0	45.0
Índice de Gini	46.3	46.6	46.2	45.3
Intervalo máx. 95%	46.5	46.8	46.5	45.6
<i>Total Country</i>				
Intervalo mín. 95%	46.2	46.3	46.0	45.0
Índice de Gini	46.4	46.5	46.2	45.4
Intervalo máx. 95%	46.6	46.7	46.5	45.8

Fuente: basado en encuestas de hogares

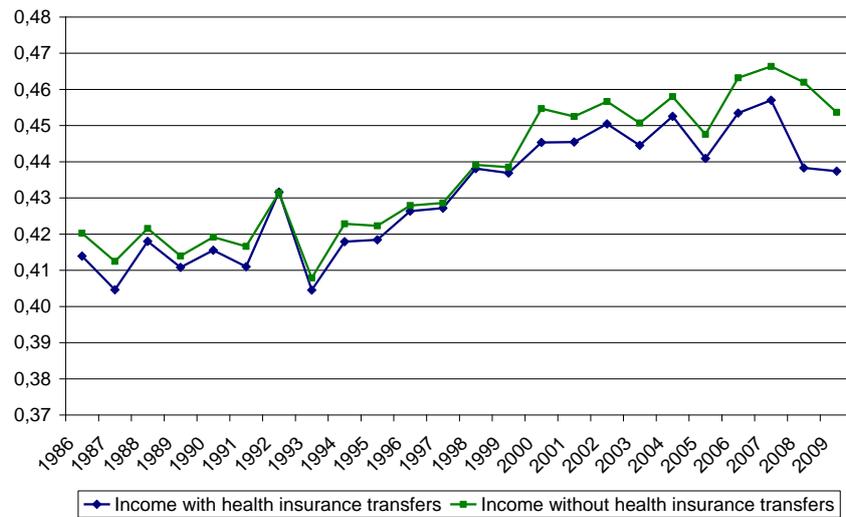
Las preguntas relacionadas con los ingresos también presentan variaciones en el tiempo, lo que hace necesario establecer criterios que permitan la construcción de una variable agregada consistente en el tiempo. Desde 2006 el ingreso del capital se recoge con

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. El número de observaciones (personas) utilizado para las estimaciones que se presentan en este trabajo se reporta en el Cuadro A.2.

Cuadro A.2. Tamaño muestral de la encuesta continua de hogares								
	1986	1994	1998	2002	2006	2007	2008	2009
Número de casos	63,417	59,345	56,857	56,337	177,727	124,044	123,114	115,920
Fuente: basado en encuestas de hogares								

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 patrones (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 estamos incluyendo la imputación por el seguro de salud, que sí incluye el INE, tanto para los trabajadores formales como para sus dependientes. 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 (gráfica A.1).

Gráfica A.1. Índice de Gini. Ingreso con y sin transferencias por seguro de salud.



Fuente: basado en encuestas de hogares

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 miembros integrantes.

**Anexo 2. Cuadros y gráficas auxiliares**

Cuadro A.2. PIB per capital, tasa de desempleo e inflación. 1968-2009							
	PIB per cápita	Tasa de desempleo	Inflación		PIB per cápita	Tasa de desempleo	Inflación
1968	100.0	8.4	125.3	1989	136.2	8.5	80.4
1969	105.3	8.8	21.0	1990	136.6	9.3	112.5
1970	109.6	7.5	16.3	1991	140.2	8.9	102.0
1971	108.2	7.6	24.0	1992	150.3	9.0	68.5
1972	104.3	7.7	76.5	1993	153.9	8.4	54.1
1973	105.0	8.9	97.0	1994	162.7	9.2	44.7
1974	108.3	8.1	77.2	1995	158.6	10.8	42.2
1975	114.5	n/d	81.4	1996	165.4	12.3	28.3
1976	118.4	12.9	50.6	1997	172.6	11.6	19.8
1977	119.0	11.8	58.2	1998	179.1	10.2	10.8
1978	124.5	10.1	44.5	1999	166.5	11.8	5.7
1979	131.4	8.4	66.8	2000	164.2	13.9	4.8
1980	138.6	7.3	63.5	2001	158.5	15.5	4.4
1981	140.3	6.6	34.0	2002	141.1	17.0	14.0
1982	126.3	11.9	19.0	2003	144.2	16.7	19.4
1983	118.1	14.7	49.2	2004	162.4	12.9	9.2
1984	116.0	14.0	55.3	2005	174.3	11.8	4.7
1985	117.0	13.1	72.2	2006	182.0	10.6	6.4
1986	126.7	10.7	76.4	2007	194.5	8.6	8.1
1987	135.9	9.3	63.6	2008	210.8	7.2	7.9
1988	135.2	9.1	62.2	2009	215.1	7.4	7.1

Fuentes: PIB per cápita: Instituto de Economía, Tasa de desempleo e inflación: INE

Cuadro A.4 Tasa de desempleo, salario real promedio e ingreso promedio del hogar.			
	Tasa de desempleo	Salario real promedio (índice 1986=100)	Ingreso per capital de los hogares (índice 1986=100)
1986	10.0	100.0	100.0
1987	9.2	111.9	116.8
1988	8.7	123.3	135.4
1989	8.1	128.6	141.7
1990	8.6	123.6	138.1
1991	8.8	129.7	142.2
1992	8.9	137.5	155.5
1993	8.3	137.2	155.7
1994	9.2	144.7	165.1
1995	10.4	137.0	157.5
1996	12.0	135.4	155.2
1997	11.6	131.7	152.9
1998	10.1	141.1	162.6
1999	11.3	141.4	161.2
2000	13.6	137.0	157.4
2001	15.3	127.9	150.9
2002	17.0	115.1	135.0
2003	16.9	96.7	112.8
2004	13.1	96.4	114.4
2005	12.2	96.9	117.5
2006	11.4	105.6	130.3
2007	9.6	109.6	141.7
2008	7.9	127.3	157.9
2009	7.7	125.9	168.7

Fuente: basado en las ECH del INE

Cuadro A.5. Ecuaciones salariales (estimación por máxima verosimilitud)

variables	1986	Ecuación de selec.	1994	Ecuación de selec.	2006	Ecuación de selec.	2007	Ecuación de selec.	2008	Ecuación de selec.	2009	Ecuación de selec.
Sexo	0.0224*	-0.756***	0.016	-0.895***	-0.102***	-0.542***	-0.0723***	-0.560***	-0.211***	-0.540***	-0.197***	-0.533***
	(0.0135)	(0.0126)	(0.0128)	(0.0178)	(0.00742)	(0.00741)	(0.00851)	(0.00887)	(0.00795)	(0.00900)	(0.00814)	(0.00929)
Edad	0.0688***	-0.0117***	0.0421***	0.0106***	0.0591***	-0.00736***	0.0529***	-0.00768***	0.0568***	-0.00522***	0.0520***	-0.00587***
	(0.00202)	(0.000382)	(0.00214)	(0.000561)	(0.00119)	(0.000228)	(0.00138)	(0.000266)	(0.00130)	(0.000277)	(0.00132)	(0.000282)
Región	0.231***	0.208***	0.325***	0.0779***	0.186***	0.0250***	0.167***	0.0503***	0.129***	0.0125	0.160***	0.00195
	(0.012)	(0.0127)	(0.0122)	(0.0165)	(0.00586)	(0.00741)	(0.00717)	(0.00885)	(0.00645)	(0.00897)	(0.00646)	(0.00928)
Niños 0-5		0.116***		0.0910***		0.0605***		0.0180		0.0626***		0.0921***
		(0.0129)		(0.0198)		(0.00986)		(0.0113)		(0.0123)		(0.0129)
Educación. 7-9 años	0.276***	-0.0426**	0.222***	0.0403*	0.203***	0.203***	0.228***	0.215***	0.223***	0.134***	0.207***	0.112***
	(0.0168)	(0.0178)	(0.0167)	(0.0221)	(0.00819)	(0.00985)	(0.00993)	(0.0117)	(0.00919)	(0.0120)	(0.00934)	(0.0126)
Educación. 10-12 años.	0.375***	0.197***	0.359***	0.360***	0.359***	0.333***	0.382***	0.321***	0.457***	0.304***	0.405***	0.303***
	(0.0177)	(0.019)	(0.0181)	(0.0251)	(0.00961)	(0.0116)	(0.0116)	(0.0138)	(0.0108)	(0.0144)	(0.0110)	(0.0150)
Educación. 13-15 años	0.528***	0.317***	0.562***	0.528***	0.637***	0.586***	0.692***	0.538***	0.707***	0.626***	0.681***	0.646***
	(.0212)	(.0233)	(.0192)	(00272)	(0.00989)	(0.0117)	(0.0118)	(0.0139)	(0.0105)	(0.0135)	(0.0106)	(0.0139)
Educación. 16 o más años	0.705***	0.810***	0.783***	1.069***	1.056***	0.993***	1.055***	0.965***	1.187***	1.008***	1.105***	1.044***
	(0.0243)	(0.0289)	(00238)	(00458)	(0.0123)	(0.0156)	(0.0144)	(0.0185)	(0.0133)	(0.0188)	(0.0134)	(0.0188)
Casado		0.103***		0.531***		0.525***		0.504***		0.499***		0.530***
		(0.0127)		(0.017)		(0.00778)		(0.00904)		(0.00939)		(0.00963)
Ingreso no laboral		-0.0452***		-0.0261		-0.0578***		-0.0538***		-0.0849***		-0.0965***
		(0.00214)		(0.00209)		(0.000925)		(0.00113)		(0.00136)		(0.00151)
Edad ^2	-0.00062***		-0.0004***		-0.0005***		-0.00044***		-0.00049***		-0.000463***	
	-2.40E-05		-2.56E-05		(1.40e-05)		(1.60e-05)		(1.51e-05)		(1.54e-05)	
Constante	2.136***	0.818***	2.744***	0.320***	1.975***	0.385***	2.127***	0.476***	2.015***	0.547***	2.225***	0.674***
	(0.0427)	(0.0273)	(0.0439)	(0.0292)	(0.0271)	(0.0135)	(0.0304)	(0.0161)	(0.0296)	(0.0165)	(0.0304)	(0.0175)
Años de escolaridad	0.0658***	0.155***	0.0416***	0.220***	0.0313***	0.0313***	0.0426***	0.0426***	0.0900***	0.0900***	0.0840***	0.0840***

Cuadro A.6. Estimaciones de las ecuaciones de oferta laboral (horas). Modelos Tobit. Jefes de hogar.				
	1986	1994	2007	2009
Región	7.615*** (0.515)	2.945*** (0.465)	-0.172 (0.273)	-0.330 (0.270)
Sexo	-17.44*** (0.871)	-12.49*** (0.877)	-14.68*** (0.361)	-13.96*** (0.336)
Educación. 7-9 años	4.150*** (0.727)	2.721*** (0.646)	4.071*** (0.353)	2.550*** (0.365)
Educación. 10-12 años	5.150*** (0.784)	3.168*** (0.7)	5.486*** (0.430)	3.994*** (0.448)
Educación. 13-15 años	2.944*** (1.00)	3.789*** (0.782)	5.579*** (0.433)	4.925*** (0.389)
Educación. 16 años y más	4.081*** (1.061)	5.294*** (0.921)	9.109*** (0.485)	8.575*** (0.464)
Ingreso no laboral	-2.157*** (0.0947)	-2.090*** (0.0696)	-1.089*** (0.0340)	-1.329*** (0.0412)
Niños 0-5	-0.126 (0.115)	-0.097 (0.112)	-1.356*** (0.367)	-0.455 (0.374)
Edad	3.733*** (0.121)	4.021*** (0.112)	3.669*** (0.0603)	3.603*** (0.0584)
Edad <sup>2</sup>	-0.0503*** (0.00124)	-0.0513*** (0.00113)	-0.0466*** (0.000608)	-0.0452*** (0.000585)
Casado	3.254*** (0.764)	4.273*** (0.793)	1.752*** (0.351)	2.050*** (0.332)
Constante	-20.30*** (3.024)	-30.13*** (2.818)	-24.38*** (1,506)	-22.07*** (1,462)
Observaciones	18,430	18,357	42545	41088
Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Cuadro A.7. Estimaciones de las ecuaciones de oferta laboral (horas). Modelos Tobit. Cónyuges				
	1986	1994	2007	2009
Región	6.325*** (0.93)	5.086*** (0.814)	1.697*** (0.463)	1.302*** (0.443)
Sexo	-23.99*** (5.814)	-31.32*** (2.954)	-27.53*** (0.724)	-24.60*** (0.630)
Educación. 7-9 años	6.869*** (1.363)	7.274*** (1.139)	7.223*** (0.634)	4.742*** (0.626)
Educación. 10-12 años	11.39*** -1.355	12.48*** -1.209	11.91*** (0.732)	10.94*** (0.726)
Educación. 13-15 años	17.74*** -1.597	17.61*** -1.287	16.35*** (0.711)	16.36*** (0.643)
Educación. 16 años y más	27.41*** -1.668	26.93*** -1.488	22.71*** (0.809)	21.89*** (0.753)
Ingreso no laboral	0.00717 -0.175	-0.656*** -0.122	-0.0248 (0.0599)	-0.539*** (0.0720)
Ingreso del jefe	-1.556*** -0.35	-3.035*** -0.329	-8.886*** (0.589)	-1.495*** (0.145)
Niños 0-5	-1.583*** -0.205	-1.776*** -0.193	3.972*** (0.112)	-6.504*** (0.569)
Edad	4.765*** -0.245	4.655*** -0.213	-0.0509*** (0.00121)	3.894*** (0.106)
Edad^2	-0.0646*** -0.00278	-0.0610*** -0.00236		-0.0493*** (0.00114)
Casado	-1.611 -1.894	-5.317 -5.372	-1.215*** (0.129)	3,533 (20.95)
Constante	-54.78*** -8.079	-21.73*** -7.549	-29.27*** -2,764	-27.53 (21.07)
Observaciones	12,844	12,211	11,521	24,618
Errores estándar entre paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Cuadro A.8. Estimaciones de las ecuaciones de oferta laboral (horas). Modelos Tobit. Otros miembros del hogar				
	1986	1994	2007	2009
Región	5.083*** -0.814	2.508*** -0.642	1.401*** (0.481)	1.186** (0.463)
Sexo	-17.52*** -0.721	-18.71*** -0.645	-14.69*** (0.492)	-13.24*** (0.472)
Educación. 7-9 años	0.293 -0.963	2.331*** -0.877	7.299*** (0.673)	5.680*** (0.682)
Educación. 10-12 años	1.55 -1.042	7.426*** -0.983	8.869*** (0.772)	8.477*** (0.761)
Educación. 13-15 años	-2.405* -1.239	4.734*** -1.052	5.951*** (0.806)	8.720*** (0.755)
Educación. 16 años y más	1.782 -1.778	4.764*** -1.575	10.47*** -1,222	13.45*** -1,131
Ingreso no laboral	0.0281 -0.159	-0.322*** -0.0967	-0.203*** (0.0663)	-0.796*** (0.0799)
Ingreso del jefe	-1.399*** -0.288	-1.982*** -0.222	1.751*** (0.656)	-0.972*** (0.153)
Niños 0-5	0.188 -0.122	0.0958 -0.119	7.663*** (0.1000)	3.965*** (0.646)
Edad	8.024*** -0.147	7.246*** -0.134	-0.0915*** (0.00131)	7.519*** (0.0968)
Edad^2	-0.102*** -0.00194	-0.0894*** -0.00173	5.420*** (0.821)	-0.0891*** (0.00126)
Casado	-0.246 -0.877	-0.615 -1.044	-1.131*** (0.133)	6.750*** (0.787)
Constante	-105.6*** -3.307	-84.37*** -2.818	-112.4*** -1,927	-107.9*** -1,991
Observaciones	16,653	16,123	29,775	28,123
Errores estándar entre paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Cuadro A.9. Estimación de las ecuaciones de educación (variable dependiente: años de educación aprobados)				
	1986	1994	2007	2009
Región	1.377*** (0.0334)	1.558*** (0.0324)	1.717*** (0.0219)	1.665*** (0.0227)
Sexo	0.182*** (0.0336)	0.276*** (0.0326)	0.548*** (0.0216)	0.560*** (0.0225)
Edad	0.0137*** (0.00418)	0.0694*** (0.00399)	0.122*** (0.00262)	0.140*** (0.00270)
Edad^2	-0.000988*** (4.44e-05)	-0.00150*** (4.18e-05)	-0.00182*** (2.71e-05)	-0.00199*** (2.79e-05)
Constante	8.326*** (0.0902)	7.447*** (0.0868)	6.524*** (0.0578)	6.405*** (0.0599)
Observaciones	47,927	46,831	111,694	105,258
R2	0.173	0.193	0.147	0.146
Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				