

---

LOS CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO DE ARGENTINA ENTRE  
1998 Y 2005. ♣: *Un análisis de microdescomposiciones utilizando  
información de paneles*

Juan Ignacio Zoloa<sup>1</sup>

Universidad Nacional de La Plata

Agosto de 2008

---

Resumen

En este trabajo se analizan los cambios en la desigualdad producidos durante el periodo 1998 – 2005. Se presentan un conjunto de resultados que pueden contribuir a entender mejor los cambios en la desigualdad. Los resultados obtenidos muestran que la estabilidad distributiva observada entre ambos años esconde importantes efectos distributivos que en el análisis agregado no se observaban. Los retornos a la educación han jugado un papel importante en el aumento de los niveles de desigualdad mientras que el aumento de los factores inobservables y los mayores niveles de empleo parecen haberla reducido.

Abstract

This paper analyses the changes in inequality occurred during the period 1998 – 2005. A set of results are presented in order to contribute to a better understanding of the changes in inequality. The obtained results show that important distributive effects were hidden by the apparent observed distribution stability between both years. The returns to education have played an important role in the rise in inequality while the rise in the unobservable factors and the higher levels of employment seem to have reduced it.

Clasificación JEL: C14, C15, C24, D31, I21, I32, J23, J31

---

♣ Los comentarios son bienvenidos a [juanignaciozoloa@yahoo.com.ar](mailto:juanignaciozoloa@yahoo.com.ar)

<sup>1</sup> Agradesco el apoyo, la paciencia y la perseverancia de Walter cont durante el desarrollo de esta tesis. También a Leonardo Gasparini por sus útiles y acertados comentarios. Los errores u omisiones son total responsabilidad del autor.

# ÍNDICE

1	INTRODUCCIÓN .....	1
2	DATOS UTILIZADOS.....	1
3	VARIABILIDAD EN LOS INGRESOS Y POSIBLES FUENTES DE LA DESIGUALDAD. ....	5
3.1	RETORNOS A LA EDUCACIÓN.....	6
3.2	ESTRUCTURA EDUCATIVA .....	9
3.3	BRECHA SALARIAL ENTRE HOMBRES Y MUJERES.....	10
3.4	RETORNOS A LA EXPERIENCIA.....	11
3.5	HORAS TRABAJADAS .....	12
3.6	EMPLEO .....	14
3.7	INOBSERVABLES: .....	15
4	METODOLOGÍA: .....	16
5	ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN:.....	19
5.1	ESTIMACIÓN DE $\beta \psi \lambda$ .....	19
5.1.1	ESTRUCTURA EDUCATIVA .....	20
5.2	INOBSERVABLES .....	20
5.3	EMPLEO .....	21
6	RESULTADOS DE LAS MICRODESCOMPOSICIONES .....	22
7	CONSIDERACIONES FINALES.....	26
8	APÉNDICE .....	27
9	BIBLIOGRAFÍA.....	33

## 1 INTRODUCCIÓN

En este trabajo se estudia la evolución de la distribución del ingreso en Argentina durante los últimos años. Luego de 7 años de sostenido crecimiento, a partir de 1998 comenzó un proceso recesivo que culminó a mediados de 2002 y que significó una de las más importantes crisis socioeconómicas que incluyó la renuncia del presidente y una fuerte devaluación luego de una década de un sistema de tipo de cambio fijo. A partir de entonces empezó una etapa de recuperación que luego se convirtió en un fuerte proceso de crecimiento.

Resulta interesante notar que los años de 1998 y 2005 son relativamente similares, si se observan algunas de las variables económicas más relevantes. El nivel de riqueza de la economía no se ha modificado de manera significativa, la variación del PBI (Producto Bruto Interno medido a precios constantes de 1993) entre 1998 y 2005 fue cercana al 6%. Por otro lado, los niveles de desigualdad tampoco presentan diferencias importantes, el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso por adulto equivalente, pasó de 47.8 en 1998 a 48.3 en el segundo semestre de 2005<sup>2</sup>. Sin embargo, este salto temporal entre 1998 y 2005 que muestra agregados económicos y distributivos similares se produce en el medio de una crisis que puede haber afectado de manera distinta a los sectores internos de la economía. Es por este motivo que resulta interesante estudiar como ha evolucionado la distribución del ingreso durante estos años y cuáles han sido los principales determinantes de dichos cambios.

Con el objetivo de cuantificar la relevancia que cada uno de los distintos factores tienen sobre la desigualdad, se utiliza la metodología de microdescomposiciones. Dicha metodología permite explorar en qué medida los cambios en cada uno de los determinantes de los ingresos contribuyen a explicar las diferencias observadas en la distribución del ingreso.

Este trabajo encontró que la estabilidad distributiva observada escondía importantes efectos distributivos que en el agregado se estaban compensando. Los retornos a la educación han jugado un papel importante en el aumento de los niveles de desigualdad mientras que el aumento de los factores inobservables y los mayores niveles de empleo parecen haberla reducido.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la siguiente sección se describen los datos utilizados. En la tercera sección se realiza un análisis preliminar de las posibles causas de las diferencias en la distribución del ingreso, en la sección cuarta se describe la metodología y sus limitaciones, mientras que en la quinta sección se presenta la estrategia de estimación utilizada y en la sexta sección se presentan los resultados obtenidos. Por último se exponen las consideraciones finales del trabajo.

## 2 DATOS UTILIZADOS.

El trabajo se basa en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de la República Argentina. Dicha encuesta representa cerca del 70 % de la población urbana y el 60 % de la población total del país. Si bien la EPH no está diseñada para realizar análisis en el tiempo, el esquema de rotación de dicha encuesta permite

---

<sup>2</sup> En la tabla N° 1A del apéndice se muestra la evolución de algunas variables económicas relevantes.

seguir individuos durante casi dos años, permitiendo el armado de pseudos paneles o cohortes. En este trabajo se utilizará esa información con la intención de corregir los efectos coyunturales y esporádicos.

Para analizar los cambios producidos en la distribución del ingreso durante el periodo considerado, se eligieron dos momentos de relativa estabilidad macroeconómica. Se utiliza la onda de octubre de 1998 y se toma la encuesta del segundo semestre de 2005<sup>3</sup>. El trabajo se restringió a los 29 aglomerados<sup>4</sup> para los que se disponía de información para ambos periodos.

Los hogares que se tuvieron en cuenta para el análisis fueron aquellos con respuestas válidas en todas las variables. No se incluyeron los hogares cuyo jefe o cónyuge eran mayores de 65 años ni aquellos que recibían ingresos por jubilación. La muestra fue restringida a personas mayores de 14 años y menores de 65.

En la Tabla N° 1 se muestra la cantidad de observaciones con las que se trabajó en el análisis de corte transversal (Ondas). De las 190,285 observaciones disponibles, 70,902 cumplían con los requisitos mencionados anteriormente. (38,445 correspondían a encuesta de octubre de 1998 y 32,457 al segundo semestre de 2005).

Tabla N° 1

Cantidad de observaciones potenciales y reales (ondas)

Onda	Obs. Potenciales	Obs. Finales	%
98-2	95,513	38,445	40.25
05-2	94,772	32,457	34.25
Total	190,285	70,902	37.26

*Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre de 1998 y del segundo semestre de 2005*

Las cohortes armadas en este trabajo se realizaron de distintas maneras debido a que en el año 2003 el INDEC cambió la metodología con la cual se realizaba la EPH. La encuesta dejó de ser puntual para realizarse de manera continua<sup>5</sup>. A continuación se describe el procedimiento mediante el cual se realizaron los pseudo paneles o cohortes

La versión puntual de la EPH se realizaba en dos momentos de tiempo u ondas (mayo y octubre). El esquema de rotación de dicha encuesta era el siguiente: los hogares que integran la EPH se agrupan en cuatro "grupos de rotación", cada uno de los cuales era una submuestra de tamaño aproximadamente igual a una cuarta parte de la muestra total. En cada onda, los hogares pertenecientes al grupo indicado por el esquema de rotación para abandonar la onda, salen de la muestra para ser reemplazados por nuevos hogares. En cada onda se renueva el 25% de la muestra

<sup>3</sup> Al momento de realizar este trabajo, las cohortes que podían armarse, debido a la información disponible, eran las que surgían de la EPH Continua del segundo semestre del 2005.

<sup>4</sup> Los aglomerados incluidos son: Capital Federal, Conurbano Bonaerense, Comodoro Rivadavia, Córdoba, Jujuy, La Plata, Neuquén, Paraná, Río Gallegos, Salta, San Luís, San Juan, Santa Rosa, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego, Bahía Blanca, Catamarca, Concordia, Corrientes, Formosa, La Rioja, Mar del Plata, Mendoza, Posadas, Resistencia, Río Cuarto, Rosario y Tucumán.

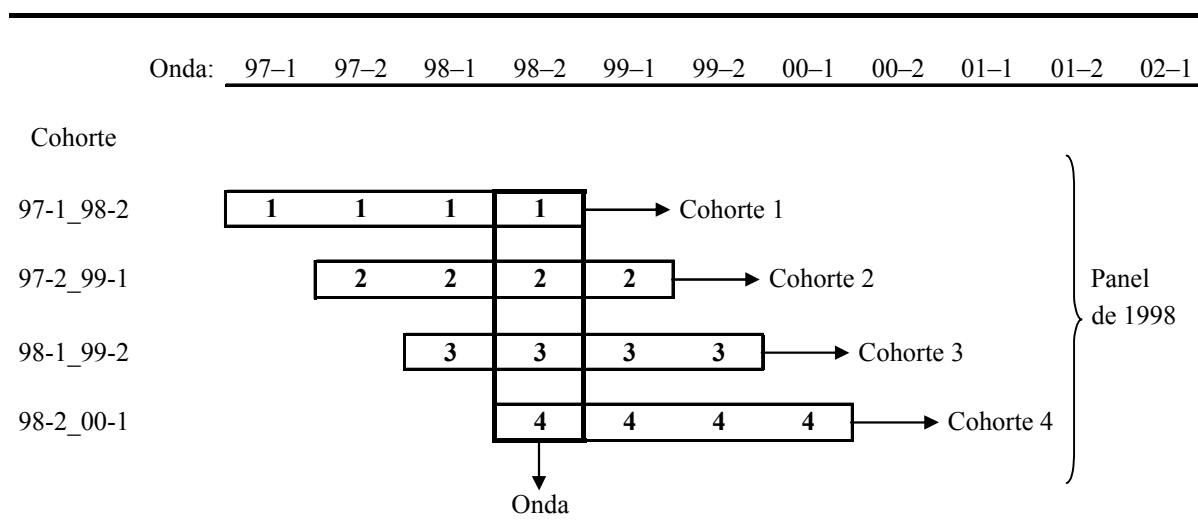
<sup>5</sup> Para mas información ver INDEC, (2003) "La nueva Encuesta Permanente de Hogares de Argentina"

original, lo cual implica que entre dos ondas consecutivas se puede seguir al 75% de los individuos incluidos en el momento inicial. Es por ello que un panel final de cuatro ondas representa aproximadamente el 25% de la muestra inicial. En la EPH puntual un individuo puede ser observado durante casi 2 años (4 ondas). Aunque se logran cuatro observaciones consecutivas de cada hogar, no se consiguen las observaciones de largo plazo que sí se obtienen con los datos de panel, por ese motivo se denominan pseudo paneles o cohortes.

Las cohortes construidas a partir de la EPH puntual se generan a partir de 4 ondas (por ejemplo, la cohorte de mayo de 1997-octubre de 1998 se construye con las ondas de mayo de 1997, octubre de 1997, mayo de 1998 y octubre de 1998). El Grafico N° 1 ilustra la distinción entre onda y cohorte.

Grafico N° 1

Distinción entre ondas y cohortes, EPH puntual

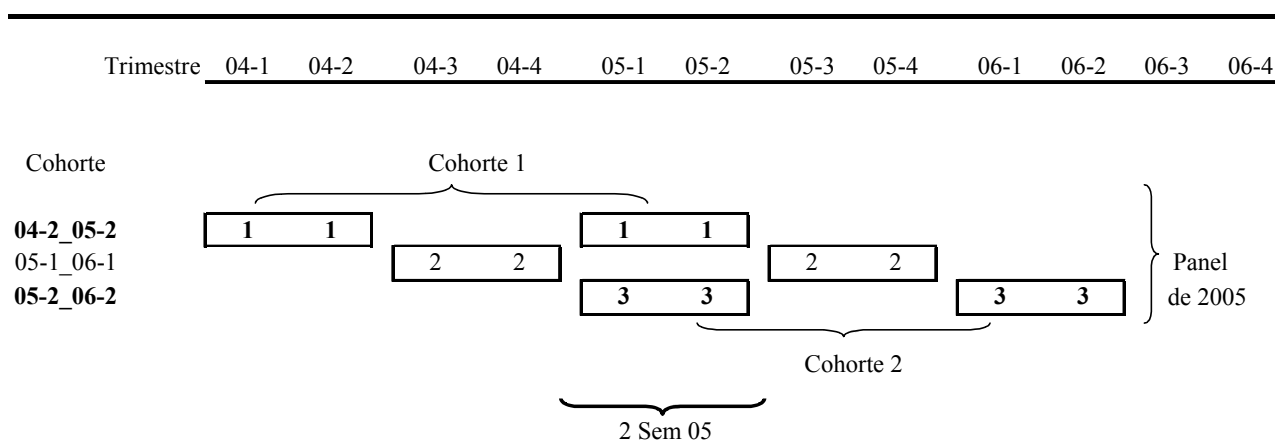


La EPH continua (EPHC) es llevada a cabo en forma trimestral y también presenta información de manera semestral. En este caso, el esquema de rotación es el siguiente: las viviendas de un área ingresan a la muestra para ser encuestadas en dos trimestres consecutivos, en el mes y semana asignados a esa área. Se retiran por dos trimestres consecutivos y vuelven a la muestra para ser encuestados nuevamente en dos trimestres consecutivos.

En este esquema una vivienda es encuestada por primera vez en la semana 2 del trimestre 1, vuelve a ser encuestada en la semana 2 del trimestre 2, se retira momentáneamente de la muestra para volver a ser encuestada en la semana 2 del trimestre 1 del año siguiente y en la semana 2 del trimestre 2 del año siguiente. Entre un trimestre y el siguiente existe un 50 % de muestra en común. Entre un trimestre y el mismo del año siguiente existe un 50 % de muestra en común. Entre un trimestre y otro, separados por un trimestre intermedio, no hay muestra en común. Entre un trimestre y otro separados por dos trimestres intermedios existe un 25 % de muestra en común. Finalmente entre un semestre y el siguiente existe un 37 % de muestra en común. El Grafico N° 2 ilustra la elaboración de las cohortes para la EPHC.

## Grafico N° 2

Distinción entre semestres y cohortes, EPH continua



Debido al carácter preliminar de la versión continua de la EPH, el INDEC solo presenta los datos trimestrales de algunos aglomerados<sup>6</sup>. Los códigos que identifican el hogar de la EPH semestral son distintos de los presentados en la EPH trimestral impidiendo el matching entre los datos trimestrales y los semestrales. En este trabajo se utilizan las versiones semestrales de la EPHC, ya que presentan información sobre todos los aglomerados y los paneles resultantes contienen un mayor número de observaciones.

Tabla N° 3

Cantidad de observaciones potenciales y reales (paneles)

Cohorte	Obs. Año base	Obs. Potenciales	Obs. finales	%
97-1_98-2	110,487	27,622	6,173	22.35
97-2_99-1	105,476	26,369	4,457	16.90
98-1_99-2	90,345	22,586	6,126	27.12
98-2_00-1	95,513	23,878	5,370	22.49
04-2_05-2	94,772	35,066	12,480	35.59
05-2_06-2	94,821	35,084	14,039	40.02
Total	591,414	170,605	48,645	28.51

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

Uno de los principales problemas en el proceso de *matching* es el desgranamiento. El desgranamiento puede ser producido por diversos motivos: mudanzas de los hogares, salidas de los individuos, no respuestas, etc. En la Tabla N° 3 se muestran la cantidad de observaciones potenciales y las que finalmente formaron parte de las cohortes.

Por otra parte, para asegurar que los datos matcheados se refieran siempre al mismo individuo se controló la consistencia de los datos verificando el sexo, la edad y el nivel educativo de cada individuo a través de los sucesivos periodos. También se eliminaron de la muestra a todos

<sup>6</sup> Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Mendoza, Gran Córdoba, Gran Tucumán - T. Viejo, Ciudad de Bs As, Partidos del GBA y Mar del Plata - Batán

aquellos individuos sin respuesta en alguna de las variables relevantes o con respuesta parcial en alguna de las encuestas.

Para las regresiones se exigió además que durante el panel los individuos no cambien: su estado civil, situación de concurrencia a un establecimiento educativo, estado ocupacional de los jefes y de los cónyuges, su lugar en la estructura del hogar (jefe, cónyuge, etc.) ni significativamente la cantidad de hijos. Luego de controlar la consistencia de las observaciones, el panel de cohortes resultante quedó compuesto por 48,645 observaciones<sup>7</sup>.

El análisis de este trabajo se restringe a los ingresos laborales principalmente por las deficiencias de la EPH en la captura de los ingresos provenientes del capital y otras fuentes. El ingreso laboral utilizado está compuesto por el ingreso que los individuos perciben como asalariados, por cuenta propia y como patrones.

En el análisis de la distribución del ingreso lo relevante es el ingreso real de las personas, por lo que los ingresos fueron deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) calculado por el INDEC<sup>8</sup>. Los precios de los bienes y la composición de las canastas son distintas en cada una de las regiones argentinas<sup>9</sup>, motivo por el cual se corrigieron las variables de ingreso por la relación de precios de las canastas básicas totales regionales calculadas por el INDEC<sup>10</sup>.

### 3 VARIABILIDAD EN LOS INGRESOS Y POSIBLES FUENTES DE LA DESIGUALDAD.

La estructura de paneles rotativos de la EPH permite obtener información sobre los ingresos que un individuo recibe durante un periodo aproximado de dos años. Esto permite conocer cuál es el nivel de ingresos de un individuo y cómo varían esos ingresos durante ese periodo. El ingreso promedio puede ser utilizado como una variable “proxy” del nivel de ingresos del que un individuo realmente dispone y será a partir de estos datos que se realizarán los cálculos distributivos de pseudo panel presentados en este trabajo.

Un problema potencial que surge de la utilización de los datos de cohortes es que se interprete como variabilidad en los ingresos a una tendencia de los mismos. Sin embargo, esto no

---

<sup>7</sup> El alto nivel de consistencia exigido puede haber dejado fuera del análisis observaciones que en otro análisis se incluirían, por ejemplo personas que cambian su estado civil.

<sup>8</sup> Se tomó como base 100 mayo de 1998.

<sup>9</sup> El INDEC divide al país en 6 regiones: **Gran Buenos Aires:** Ciudad de Buenos Aires y Partidos del Conurbano. **Pampeana:** Bahía Blanca-Cerri, Concordia, Gran Córdoba, Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Paraná, Gran Santa Fe, Mar del Plata-Batán, Río Cuarto, San Nicolás-Villa Constitución, Santa Rosa-Toay. **Cuyo:** Gran Mendoza, Gran San Juan, San Luis-El Chorrillo. **Noroeste:** Gran Catamarca, Tucumán-Tafí Viejo, Jujuy-Palpalá, La Rioja, Salta, Santiago del Estero-La Banda. **Patagonia:** Comodoro Rivadavia- Rada Tilly, Neuquén- Plottier, Rawson-Trelew, Río Gallegos, Ushuaia-Río Grande, Viedma-Carmen de Patagones. **Noreste:** Corrientes, Formosa, Gran Resistencia, Posadas.

<sup>10</sup> Al momento de deflactar la EPHC se encontró la dificultad de que en la encuesta no se reportaba la semana en la que fue realizada la encuesta para cada hogar. El desconocimiento de esta fecha genera un desfase entre las fechas en que son reportados los ingresos de los distintos individuos dentro de la encuesta. Este lapso de tiempo puede ser de hasta 6 meses, lo cual en un contexto inflacionario puede generar sesgos importantes. Si bien la encuesta no reporta la semana exacta en la cual fue entrevistado cada hogar, se pudo obtener el mes de relevamiento (solo es posible determinar el mes de relevamiento ya que el INDEC solo presenta el valor mensual de la canasta de alimentos) a través del valor de la línea de indigencia que el INDEC le asigna a cada hogar.

parece ser un problema importante ya que el periodo de tiempo es relativamente corto (2 años) por lo que esos efectos no serían muy grandes.

Al analizar los ingresos laborales mensuales, en términos reales, se encuentra una importante variabilidad. En la Tabla N° 4 se observa que en la cohorte de 1998 el ingreso promedio es de 799 pesos (promedio de ingresos durante el periodo) con un coeficiente de variación de 0.32. En cambio en la cohorte de 2005 los ingresos son más bajos. El ingreso promedio es de 579 pesos con un coeficiente de variación de 0.34. Estos resultados muestran la variabilidad de los ingresos a la que están expuestos los individuos en Argentina. Dicha variabilidad puede ser distinta según las diferentes características de los individuos, es por eso que en la Tabla N° 2A del apéndice se muestran los coeficientes de variación de los ingresos laborales mensuales desagregados por género y por el máximo nivel educativo alcanzado. En dicha tabla se muestra que los ingresos de las personas con niveles educativos completos más altos son más estables y que los ingresos de las mujeres son más inestables que los de hombres que tienen el mismo nivel educativo.

Tabla N° 4

Variabilidad en los ingresos laborales reales

Panel	Media	Desvío Estandar	Coefficiente de Variación
1998	799	194	0.32
2005	579	152	0.34

*Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.*

La variabilidad de los ingresos laborales puede ser causada por variaciones en la cantidad de horas trabajadas o por la inestabilidad de los salarios horarios. En la Tabla N° 3A del apéndice se muestra una menor variabilidad en las horas trabajadas que en los ingresos laborales. La cantidad de horas trabajadas fue en promedio de 43.03 semanales con un desvío estándar de 8.55 horas y un coeficiente de variación de 0.28 en el panel 1998 y en el de 2005 la cantidad de horas trabajadas fue de 41.5 con un desvío estándar de 8.59 horas y un coeficiente de variación de 0.27. Los ingresos horarios presentan un patrón similar al de los ingresos laborales (Tabla N° 4A del apéndice). Los individuos que completan los niveles educativos tienen menor variabilidad que los que no lo hacen y a medida que se culminan niveles superiores de educación los ingresos se vuelven más estables.

Existen varios factores que pueden provocar diferencias en la distribución del ingreso. En este trabajo se analizan los siguientes: retornos a la educación, estructura educativa, brecha salarial entre hombres y mujeres, retornos a la experiencia, factores inobservables, horas trabajadas y empleo. A continuación se analizan en detalle.

### 3.1 RETORNOS A LA EDUCACIÓN

La teoría del capital humano sugiere que un mayor nivel educativo tiende a incrementar la productividad y por lo tanto el salario horario. Las diferencias en los retornos a la educación implican un diferencial entre grupos de distintos niveles de capacitación que pueden generar distribuciones de ingresos desiguales. En la Tabla N° 5 se presentan los salarios horarios en términos reales, para trabajadores entre 14 y 65 años. Los resultados obtenidos concuerdan con



dicha teoría, en todos los periodos analizados el salario crece a medida que aumenta el nivel educativo.

Tabla N° 5

Salario horario real según nivel educativo

Nivel Educativo	1998		2005	
	Onda	Panel	Onda	Panel
Primario incompleto	2.32	2.45	1.79	1.93
Primario completo	2.72	2.84	2.09	2.27
Secundario incompleto	3.05	3.02	2.28	2.47
Secundario completo	4.09	4.40	2.82	3.16
Superior incompleto	4.83	4.69	3.43	3.57
Superior completo	7.90	8.24	5.73	5.86
Total	3.96	4.39	3.12	3.43

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

En la Tabla N° 5 puede observarse que los salarios reales han caído para todos los niveles educativos. En octubre de 1998 el salario horario promedio era de 3.96 y en 2005 cayo a 3.12. Los resultados para los datos de panel muestran que los ingresos obtenidos con datos de corte transversal parecen subestimar el salario de los individuos. En promedio se observa una subestimación cercana al 10% (9.7 en el primer periodo y 9 en el segundo). Sin embargo, es necesario aclarar que este es un análisis no condicional, es decir no se está controlando por edad, sexo y demás características individuales. El análisis de regresión permite aislar los efectos que cada una de las variables tiene sobre el salario, los resultados de ese análisis se exponen en la Tabla N° 6.

A los efectos de medir los retornos a la educación, se incluyeron variables binarias que indican el máximo nivel alcanzado. En la estimación se omitió la categoría primaria incompleta<sup>11</sup>, que debe tomarse como base. Es decir que los coeficientes estimados deberán ser interpretados como efectos diferenciales respecto de la categoría omitida. También se incluyó una variable para el género, la edad y la edad al cuadrado, para captar diferencias de ingreso relacionadas con el género y con la experiencia. También se incluyeron dummies por región geográfica para controlar por diferencias regionales en los mercados laborales. En la ecuación de selección, además de las variables educativas, se incluye el estado civil, el número de hijos y una dummy que contempla la asistencia a clase de los individuos.

El rol que cada individuo tiene dentro del hogar afecta la forma en que se toman las decisiones de participación en el mercado laboral. Para controlar por esta fuente de heterogeneidad y siguiendo a Bourguignon, et al (2004), se divide la muestra en tres grupos: Jefes de hogar, cónyuges y otros miembros de la familia (resto). Se supone que las decisiones de participación en el

<sup>11</sup> Si incorporáramos N variables binarias en vez de N-1, la suma de todas ellas sería igual a 1 para cada individuo en cada momento, lo que originaría multicolinealidad en las variables binarias.

mercado laboral se toman de manera secuencial dentro del hogar. En este sentido los cónyuges toman en consideración el estatus laboral del jefe al momento de decidir la entrada al mercado laboral y el resto de los integrantes del hogar tienen en cuenta el estatus de ambos miembros. Es por este motivo que la ecuación de selección no es idéntica para todos los miembros del hogar. En el caso del cónyuge la ecuación de selección incluye el estado ocupacional del jefe. En el caso del resto de la familia, se considera el estado laboral tanto del jefe como del cónyuge.

Tabla N° 6

Ecuación del logaritmo del salario horario real para Jefes

lilaho	Onda		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	0.210** [0.019]	0.186** [0.026]	0.214** [0.042]	0.180** [0.036]
seci	0.378** [0.021]	0.345** [0.027]	0.356** [0.045]	0.353** [0.038]
secc	0.624** [0.021]	0.590** [0.027]	0.658** [0.046]	0.605** [0.038]
supi	0.831** [0.024]	0.844** [0.029]	0.848** [0.052]	0.836** [0.041]
supc	1.299** [0.024]	1.219** [0.029]	1.335** [0.048]	1.179** [0.039]
hombre	0.221** [0.018]	0.237** [0.020]	0.220** [0.038]	0.258** [0.024]
edad	0.053** [0.004]	0.037** [0.005]	0.060** [0.010]	0.028** [0.007]
edad2	-0.001** [0.000]	-0.000** [0.000]	-0.001** [0.000]	-0.000* [0.000]
Cuyo	-0.231** [0.021]	-0.269** [0.023]	-0.245** [0.038]	-0.216** [0.029]
Nea	-0.333** [0.021]	-0.459** [0.023]	-0.284** [0.040]	-0.386** [0.030]
Noa	-0.236** [0.020]	-0.397** [0.020]	-0.307** [0.036]	-0.298** [0.026]
Pampa	-0.150** [0.018]	-0.108** [0.017]	-0.173** [0.031]	-0.095** [0.023]
Patagonia	0.220** [0.020]	0.336** [0.024]	0.200** [0.038]	0.385** [0.031]
Constant	-0.695** [0.096]	-0.623** [0.123]	-0.774** [0.226]	-0.439** [0.164]
Observations	15036	13157	2284	5579
Chi2	9.640	0.220	2.790	0.210
Sigma	0.610	0.660	0.480	0.560
Rho	0.230	-0.030	0.330	-0.050
Lambda	0.140	-0.020	0.330	-0.050
R-squared	0.340	0.330	0.480	0.390

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006. Estimación de máxima verosimilitud del modelo Heckman. Valores z entre corchetes. Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas válidas.

Nota: Prii, primaria incompleta; pric primaria completa; seci, secundaria incompleta; secc, secundaria completa; supi, superior incompleta y supc, superior completa. En el panel se considero el máximo nivel alcanzado durante el periodo considerado. Si un individuo termino el secundario durante el periodo analizado se considera que su máximo nivel educativo es el secundario completo.

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%.

La posibilidad de que los trabajadores menores de 18 años sean empleados informalmente y que, por lo tanto, sus trabajos revistan características especiales, fue lo que llevó a incluir una variable dummy que mida si el individuo es menor de 18 años.

En la Tabla N° 6 se muestran los resultados de la estimación del logaritmo del ingreso horario para los jefes de hogar<sup>12</sup>. La muestra para la estimación comprende individuos entre 14 y 65 años de edad, con información completa en todas las variables.

Los resultados de la estimación muestran que los coeficientes que miden los retornos a la educación para los distintos miembros del hogar y para todos los periodos analizados son positivos y significativos<sup>13</sup>. Por una cuestión de espacio en el texto se presentan los resultados para los jefes<sup>14</sup> (sin la ecuación de selección). Los resultados son los esperados, a mayor nivel educativo mayor diferencial de salarios. A modo de ejemplo, dejando las demás características constantes, para los jefes en 1998, la brecha salarial con respecto al nivel de primaria incompleta fue de 21%, 37.8%, 62.4%, 83.1% y 129.9% para primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, universitaria incompleta y completa respectivamente.

Los resultados de las regresiones muestran que los retornos a la educación se han reducido levemente para los jefes de hogar, mientras que han aumentado para cónyuges y resto. Un jefe con la universidad completa recibe un diferencial (con respecto al que no ha terminado la escuela primaria) un 7% más bajo en el 2005. En el caso del cónyuge el diferencial se incremento en un 6% y en un 10% para el resto. Resultados similares se obtienen con los datos de cohortes.

Si los retornos a la educación se reducen es de esperar que los ingresos de los más educados sean más bajos en términos relativos y por lo tanto que la desigualdad se reduzca. Lo contrario ocurre cuando la brecha aumenta como en el caso de los cónyuges y resto. Cabe aclarar que el efecto final también dependerá de la composición de la estructura educativa.

### 3.2 ESTRUCTURA EDUCATIVA

Una estructura educativa distinta es otra característica que puede explicar las diferencias en la distribución del ingreso. En la Tabla N° 7 se muestran dichas estructuras. Al compararlas se observa que ha aumentado la proporción de individuos con los niveles educativos más bajos (Primario incompleto, Primario completo y Secundario incompleto) y que se ha reducido la proporción de personas con niveles superiores (Secundario completo, Superior incompleto y Superior completo).

---

<sup>12</sup>Se utilizó la metodología propuesta por Heckman (1974) para corregir el sesgo de selección. Dicho sesgo se produce debido a la no aleatoriedad de la muestra de salarios, producto de que sólo se observan valores positivos para aquellos individuos que trabajan.

<sup>13</sup> Significativos al 5%. No obstante, se verifican ciertas excepciones en la significatividad de los coeficientes.

<sup>14</sup> En el apéndice se muestran los resultados de las estimaciones para los cónyuges y el resto.

Tabla N° 7

Estructura educativa de la fuerza laboral

Nivel Educativo	1998			2005		
	Mujer	Hombre	Total	Mujer	Hombre	Total
Primario incompleto	9.65	9.99	6.62	7.62	9.81	7.10
Primario completo	22.61	24.73	17.96	19.56	46.17	18.73
Secundario incompleto	29.28	31.27	25.48	29.08	30.25	27.22
Secundario completo	15.41	14.86	18.29	18.49	15.14	18.39
Superior incompleto	12.77	11.95	17.55	15.20	12.37	16.42
Superior completo	10.27	7.21	14.09	10.06	8.78	12.15
Total	100	100	100	100	123	100

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre 1998 y segundo semestre de 2006.

Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

Los individuos con niveles educativos más altos son los que obtienen un mayor diferencial de ingresos, por lo tanto una reducción de la participación de dicho grupo en la población total generará una disminución en los niveles de desigualdad. A su vez, los niveles educativos superiores son los que presentan ingresos más dispares, por lo que una menor proporción de estos individuos también ocasionará una menor desigualdad. Sin embargo, el impacto del cambio en la estructura educativa dependerá también de otros factores tales como la magnitud de los diferentes retornos a la educación y la posición de los diferentes grupos educativos en la distribución del ingreso.

### 3.3 BRECHA SALARIAL ENTRE HOMBRES Y MUJERES.

Otra de las posibles causas de la desigualdad es la brecha salarial entre hombres y mujeres. La Tabla N° 8 muestra una distribución de la población por género bastante similar. En la Tabla N°9 se presentan el salario horario real promedio desagregando por género, donde se evidencia un diferencial levemente positivo para los hombres en todos los periodos considerados. Un hecho interesante es que el diferencial por género se ha reducido en los niveles educativos más altos mientras que ha aumentado en los niveles más bajos.

Tabla N° 8

Composición de la fuerza laboral según género

Género	1998	2005
Mujer	51.21	51.65
Hombre	48.79	48.35
Total	100	100

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre 1998 y segundo semestre de 2006.

Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

El análisis de regresión muestra que el diferencial por género ha aumentado, tanto para los jefes como para el resto<sup>15</sup>. A diferencia del análisis no condicional, una vez que se controló por nivel educativo, edad y región geográfica, se encuentra que el diferencial por género ha aumentado, tanto para los jefes como para el resto.

El efecto de las modificaciones en la brecha salarial entre hombres y mujeres sobre la distribución del ingreso dependerá de la ubicación de los hombres y las mujeres en la estructura educativa. La proporción de hombres en los niveles educativos más bajos es mayor y el aumento de la brecha salarial hará reducir la desigualdad, ya que el aumento de los ingresos será mayor en la cola inferior de la distribución. Por otro lado, una parte importante de las mujeres que trabajan tienen niveles educativos altos por lo que la reducción en términos relativos de sus ingresos también reducirá la desigualdad.

Tabla 9

Salario horario real según nivel educativo y género

Nivel Educativo	Onda				Panel			
	1998		2005		1998		2005	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Primario incompleto	2.31	2.33	1.64	1.86	2.31	2.50	1.63	2.04
Primario completo	2.45	2.83	1.80	2.22	2.47	2.95	1.95	2.41
Secundario incompleto	2.73	3.18	2.00	2.40	2.60	3.17	2.11	2.62
Secundario completo	3.87	4.22	2.57	2.98	4.27	4.47	2.79	3.38
Superior incompleto	4.21	5.25	3.20	3.64	3.96	5.16	3.03	4.04
Superior completo	6.70	9.47	5.43	6.13	6.98	9.78	5.49	6.42
<b>Total</b>	<b>3.93</b>	<b>3.98</b>	<b>3.16</b>	<b>3.09</b>	<b>4.45</b>	<b>4.35</b>	<b>3.44</b>	<b>3.42</b>

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas válidas.

### 3.4 RETORNOS A LA EXPERIENCIA

La literatura sobre capital humano sugiere una relación con forma de U invertida entre el salario y la edad. Es decir, el salario crece a medida que los años de experiencia aumentan, pero a una tasa decreciente hasta alcanzar el máximo y después comienza a disminuir. A mayor edad es potencialmente mayor la experiencia laboral del individuo y, consecuentemente, mayor su productividad. Sin embargo, podría esperarse que el retorno a la edad no sea constante: la capacidad de aprender a hacer una tarea puede variar a lo largo de la vida ya que las técnicas aprendidas pueden depreciarse o quedar obsoletas cuando aparecen nuevas tecnologías. En la Tabla N° 10 se presenta la estructura etaria de la fuerza laboral por sexo.

<sup>15</sup> En el caso de los cónyuges la variable no resulta ser significativa para los datos de panel.

Tabla N° 10

Estructura etaria de la fuerza laboral

Grupos de edad	1998		2005	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
[14,15]	3.14	3.50	5.45	6.33
[16,25]	29.63	29.20	27.66	27.85
[26,40]	38.89	36.31	35.75	32.80
[41,64]	28.30	30.97	31.09	32.98
[64, + ]	0.05	0.03	0.05	0.03
Total	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre 1998 y segundo semestre de 2006.

Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

Una de las maneras más usuales para analizar el efecto de la experiencia sobre los salarios es la interpretación del coeficiente de la variable experiencia de las ecuaciones de Mincer. Una forma de estimar el efecto de la experiencia es la utilización de la edad como una variable proxy de la experiencia. El retorno a la experiencia fue computado en función a la edad y la edad al cuadrado, para testear la existencia de una relación positiva y decreciente.

De las estimaciones del salario horario para todos lo periodos surge que el retorno a la experiencia es positivo y significativo y que el coeficiente de la edad al cuadrado toma valores negativos y significativos. Por lo que puede afirmarse que se encuentra evidencia a favor de la teoría del capital humano, la experiencia incrementa los salarios horarios a tasas decrecientes. Al analizar la magnitud de los coeficientes se observa que los retornos a la experiencia, una vez que se controló por las variables educativas, ha disminuido. Como los trabajadores más experimentados tienden a estar en la cola superior de la distribución de los ingresos, una caída en sus salarios relativos generará una disminución en la desigualdad.

### 3.5 HORAS TRABAJADAS

La cantidad de horas trabajadas por los individuos es otra posible fuente de desigualdad. La Tabla N° 11 permite comparar la cantidad de horas trabajadas según el nivel educativo y el género. No se encuentran grandes diferencias por nivel educativo, pero si por género. En promedio los hombres trabajan 12 horas mensuales más que las mujeres.

Tabla N° 11

Horas mensuales trabajadas en promedio según nivel educativo y género.

Nivel Educativo	Onda				Panel			
	1998		2005		1998		2005	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Primario incompleto	32.33	45.66	31.97	43.58	34.27	44.94	33.08	41.23
Primario completo	37.46	48.92	34.80	47.91	34.50	47.60	34.49	47.03
Secundario incompleto	38.12	50.62	36.01	48.70	32.94	45.58	32.75	46.22
Secundario completo	39.60	50.65	38.57	49.98	35.95	49.12	38.06	47.95
Superior incompleto	36.88	47.31	33.77	44.89	31.35	43.94	30.51	42.99
Superior completo	35.60	50.03	35.13	47.97	36.06	49.60	34.24	47.46
Total	37.13	49.25	35.55	47.87	34.66	47.17	34.21	46.30

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre 1998 y segundo semestre de 2006.

Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

En la Tabla N° 12 se muestran los resultados de las estimaciones de las horas trabajadas de los jefes de hogar<sup>16</sup>. Los coeficientes de las variables educativas son en su mayoría significativos y positivos, indicando que a mayores niveles educativos la cantidad de horas trabajadas es mayor.

Tabla N° 12

Ecuación de las Horas trabajadas para Jefes

hstrt	Año		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	5.246** [0.682]	4.636** [0.839]	4.901** [1.306]	4.799** [1.150]
seci	8.568** [0.733]	7.049** [0.878]	7.583** [1.423]	7.048** [1.201]
secc	8.491** [0.754]	8.287** [0.876]	7.765** [1.446]	8.096** [1.191]
supi	6.935** [0.931]	6.200** [1.011]	5.829** [1.746]	7.286** [1.351]
supc	10.335** [0.831]	8.895** [0.908]	8.421** [1.461]	7.942** [1.209]
hombre	17.328** [0.656]	17.511** [0.572]	14.641** [1.323]	14.231** [0.773]
edad	2.261** [0.140]	2.732** [0.145]	1.955** [0.249]	2.018** [0.169]
edad2	-0.029** [0.002]	-0.034** [0.002]	-0.029** [0.003]	-0.029** [0.002]
casado	4.047** [0.624]	1.979** [0.568]	3.888** [1.233]	2.100** [0.756]
hijos	-0.522** [0.143]	-0.953** [0.165]	-0.258 [0.324]	-0.701** [0.241]
concorre	-27.037** [1.116]	-20.416** [1.024]	-38.093** [2.460]	-30.161** [1.550]
_se	23.389** [0.149]	22.986** [0.157]	16.242** [0.257]	18.760** [0.193]
Constant	-21.252** [2.766]	-29.260** [2.925]	-5.455 [4.499]	-5.715 [3.096]
Observations	15036	13157	2284	5505
Chi2	3566	3150	1118	1770
Pseudo R2	0.03	0.03	0.06	0.04

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

Nota: \* significant at 5%; \*\* significant at 1%. Estimación de máxima verosimilitud del modelo Tobit Valores t entre paréntesis. Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas

<sup>16</sup> En el apéndice se presentan las estimaciones para cónyuge y resto.

En las estimaciones se observa que los hombres trabajan más horas que las mujeres. Los coeficientes de edad y edad al cuadrado son todos significativos y sugieren un perfil de horas trabajadas con forma de U invertida para todos los miembros del hogar.

Una de las características familiares que se espera que afecten la oferta laboral es la cantidad de hijos, hecho que se confirma en las estimaciones. Los individuos que tienen más hijos tienden a trabajar menos horas. En el caso de los cónyuges la reducción de las horas trabajadas por cada hijo es mayor. Otra característica familiar que puede influir en la decisión de la cantidad de horas a trabajar es el estado civil de los individuos, los coeficientes de los jefes de hogar casados son positivos y significativos. Es decir que un jefe casado trabaja una mayor cantidad de horas que uno que no lo está. No así en el caso del resto, donde algunos coeficientes no son significativos. La participación del individuo en el sistema educativo, tiene un efecto negativo sobre la cantidad de horas trabajadas en los jefes y en el resto, no así en los cónyuges donde la variable no resulta significativa.

Con respecto al supuesto de que las decisiones laborales individuales son interdependientes, el estado ocupacional del jefe del hogar parece afectar tanto la decisión de participación como la cantidad de horas trabajadas. En la ecuación de selección de los cónyuges se muestra que el estado del jefe afecta negativamente la decisión de participación en el mercado laboral, y en las estimaciones de las horas trabajadas se observa que los cónyuges cuyos jefes están ocupados trabajan una cantidad menor de horas. Sin embargo, en el caso del resto, tanto el estado del jefe como el del cónyuge no parece afectar las decisiones laborales.

El coeficiente de la ecuación asociado a la variable que mide si el individuo es menor de 18 años, es negativo y significativo (excepto en el panel de 1998), denotando que aquellas personas con una edad inferior a 18 años dedican una menor cantidad de horas a la actividad laboral.

La cantidad de horas trabajadas ha caído tanto para los hombres como para las mujeres. Los individuos que más han visto reducida su jornada laboral son los individuos con los niveles educativos medios y bajos, estos últimos tienen menor capacitación y por ende menores ingresos y son los que más han reducido su jornada laboral por lo que es de esperar que el cambio en las horas trabajadas aumente la desigualdad.

### 3.6 EMPLEO

La desigualdad en los ingresos puede ser producto no solo de diferencias en el salario horario o en la cantidad de horas trabajadas sino también de los distintos niveles de participación en el mercado laboral. En la Tabla N° 13 se presentan los niveles de empleo, desempleo e inactividad de cada periodo.

El nivel de ocupación de la economía argentina ha aumentado desde 1998, la tasa de ocupación era de 55.8% mientras que en 2005 su valor es de 59.6%. La desocupación se ha reducido, al igual que los niveles de inactividad.



Es de esperar que los mayores niveles de empleo reduzcan la desigualdad, especialmente porque los individuos con niveles educativos más bajos son los que más han reducido sus niveles de desempleo, como se muestra en la Tabla N° 10A del apéndice.

Tabla N° 13

Tasa de Empleo, desempleo e inactividad

	1998	2005
Tasa de empleo	55.79	59.58
Tasa de desempleo	8.40	8.09
Inactivos	39.10	35.18

*Fuente: Elaboración propia en base a EPH segundo semestre 2004*

*Nota: Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas válidas*

### 3.7 INOBSERVABLES

A partir la ecuación de salarios pueden hacerse estimaciones de los retornos a los factores observables como educación, experiencia y género. Sin embargo, existen factores como la inteligencia y la habilidad natural o innata de los individuos que actúan como determinantes del salario y que no son observables.

Si se cumplen los supuestos usuales sobre el término de error de las regresiones (normalidad, esperanza poblacional igual a cero, etc.), dicho término puede utilizarse como una medida del efecto conjunto de las dotaciones de factores inobservables y su “precio” de mercado. En términos generales, la varianza del término de error captura la contribución de la dispersión de los factores inobservables a la desigualdad, por lo que las diferencias en los inobservables entre los distintos periodos pueden resumirse en las diferencias en las varianzas del término de error. En la Tabla N° 6 se reporta el desvío estándar del término de error del logaritmo del salario horario (sigma) para los jefes<sup>17</sup>. Los resultados de las estimaciones muestran una diferente dotación y remuneración de los factores inobservables entre los periodos analizados. En general se encuentra que los retornos a los factores inobservables han aumentado. En el caso de los jefes de hogar el valor del desvío estándar fue de 0.61 en 1998 y de 0.660 en el 2005. Esta divergencia también se evidenció para los cónyuges y el resto<sup>18</sup>, indicando que los factores inobservables contribuyen a la desigualdad salarial.

Por definición es imposible determinar qué es lo que está detrás de este fenómeno. Se puede pensar en un aumento en los retornos relativos a algún talento específico de la gente que se encuentra en una zona particular de la distribución. El efecto que tendrá el aumento en la dispersión de los factores inobservables dependerá de cómo están distribuidos esos factores entre la población.

<sup>17</sup> En el apéndice se presentan los resultados para los cónyuges y para el resto.

<sup>18</sup> Solo en el caso de la regresión del panel del resto se observa una reducción en los retornos de dichos factores.

### 3.8 SÍNTESIS DE RESULTADOS

Luego de describir la evolución de los factores que pueden provocar diferencias distinguibles en la distribución del ingreso, a continuación se resumen las intuiciones más importantes:

Los resultados de las regresiones muestran que los retornos a la educación se han reducido para los jefes de hogar, mientras que han aumentado para cónyuges y resto. Al disminuir los retornos a la educación se espera que los ingresos de los más educados sean más bajos en términos relativos y por lo tanto que la desigualdad se reduzca. Lo contrario ocurre cuando la brecha se incrementa. El diferencial de ingresos que obtienen los individuos con el nivel superior incompleto también ha aumentado para todos los miembros del hogar. Este hecho refuerza el aumento en la desigualdad. Por otro lado, la menor proporción de individuos con niveles educativos superiores permite esperar una leve disminución de la desigualdad, ya que dicha proporción se redujo cerca del 3%.

Debido a la baja magnitud de la modificación de la brecha salarial entre hombres y mujeres, es de esperar que los cambios en la desigualdad producidos por dicho efecto no sean muy altos. Por otro lado, es probable que la disminución de los retornos a la experiencia reduzca la desigualdad, ya que los trabajadores más experimentados tienden a estar en la cola superior de la distribución y por lo tanto una disminución en sus ingresos generará una importante reducción en la desigualdad.

La dispersión de los inobservables ha aumentado de manera significativa poco más del 5% para los jefes, si se tiene en cuenta las ondas, y del 8% tomando las cohortes. Sin embargo, debido a la dificultad de establecer que es lo que está detrás de los inobservables es difícil determinar cuál será el resultado final, ya que dependerá de cómo estén distribuidos entre la población.

La cantidad de horas trabajadas se ha reducido para todos los individuos, las personas con niveles educativos bajos son los que más han visto reducido su tiempo de trabajo, en promedio los que no lograron terminar el primario han reducido su jornada laboral en 3.3 horas. Es por esto que, se espera que el cambio en las horas trabajadas produzca un importante aumento sobre la desigualdad. Por otro lado, los grupos que han reducido sus tasas de desempleo en mayor medida son los individuos con niveles educativos más bajos, dicha reducción fue de casi un 2%, por lo que es de esperar que estos cambios reduzcan la desigualdad.

A continuación se desarrolla la metodología de descomposición utilizada en este trabajo.

## 4 METODOLOGÍA:

En esta sección se desarrolla la metodología de microdescomposiciones utilizada con el objetivo de cuantificar la relevancia que los distintos factores tienen sobre la desigualdad. Se utiliza la metodología iniciada por Blinder (1973) y Oaxaca (1973), continuada por Juhn, Murphy y Pierce (1993) y por Bourguignon, et. al. (1998) y que fue aplicada por Gasparini, et. al. (2004) para Argentina.

Esta metodología permite explorar en qué medida los cambios en los retornos a la educación, a la experiencia y a los factores inobservables, junto con las variaciones en las brechas salariales entre hombre y mujeres, la modificación en las decisiones laborales y los cambios en la

estructura educacional y demográfica de la población contribuyen a explicar las diferencias observadas en la distribución del ingreso durante el periodo bajo análisis.

Este estudio se concentra en los determinantes de un componente del ingreso: el ingreso laboral individual. El ingreso laboral es dividido en sus dos componentes: salario y horas trabajadas.

El ingreso de un individuo depende de lo que obtiene por cada hora trabajada y de la cantidad de horas trabajadas. El ingreso horario del individuo  $i$  perteneciente al periodo  $j$  depende de las características de individuo  $i$  (observables y no observables) y de la retribución de las mismas en el periodo  $j$ . A su vez, la cantidad de horas trabajadas también se encuentran determinadas las diferentes características del individuo  $i$  en el periodo  $j$ .

Considérese dos periodos de tiempo (1, 2), el ingreso de un individuo  $i$  perteneciente al periodo  $j$  depende de distintos argumentos: los vectores de características observables ( $X_{ij}$ ) e inobservables ( $\epsilon_{ij}$ ), el vector de parámetros que determina el salario horario ( $\beta_j$ ) y el vector de parámetros que determina la cantidad de horas trabajadas ( $\lambda_j$ ).

La forma funcional de ingreso será:

$$(1) \quad Y_{ij} = F(X_{ij}, \epsilon_{ij}, \beta_j, \lambda_j) \quad i=1, \dots, N ; j=\{1, 2\}$$

En particular, si  $k$  es un parámetro cualquiera del conjunto de argumentos descritos en la ecuación (1), puede definirse a  $Y_{i1}(k_2)$  como el ingreso que obtendría el individuo  $i$  en el periodo 1 si solamente el parámetro  $k$  tomara el valor correspondiente al periodo 2, permaneciendo todo lo demás constante.

La distribución del ingreso individual puede expresarse como:

$$(2) \quad D_j = \{Y_{1j}, \dots, Y_{Nj}\}$$

Mediante un análisis contrafactual, puede estimarse la importancia que poseen los diversos factores que afectan el ingreso individual, en la explicación de las diferencias entre las distribuciones del ingreso de los distintos periodos. Es decir alterando el valor del parámetro  $k$  del periodo 1 por el valor que el mismo toma en el periodo 2 y manteniendo todo lo demás constante, se obtiene la siguiente distribución simulada.

$$(3) \quad \text{Ingreso simulado:} \quad D_{jk} = \{Y_{1j}(k_1, k_2), \dots, Y_{Nj}(k_1, k_2)\}$$

donde  $k_1$  representa el conjunto de parámetros, ( $X_{ij}, \epsilon_{ij}, \beta_j, \lambda_j$ ) del periodo 1 y  $k_2$  representa el conjunto de parámetros del periodo 2.

Los efectos sobre la distribución del ingreso pueden definirse de la siguiente manera:

$$(4) \quad \text{Efecto sobre el ingreso:} \quad \Delta D = D_j\{\cdot\} - D_{jk}\{\cdot\}$$

En particular, el impacto del cambio en el parámetro  $k$  sobre el cambio en la distribución del ingreso puede medirse como sigue:

$$(5) \quad I(D_j^e(k_1)) - I(D_j^e)$$

Donde  $I(\cdot)$  es algún índice de desigualdad, en este trabajo se utilizó el coeficiente de Gini.

Hasta aquí se describió la metodología para evaluar la importancia de los distintos factores sobre la distribución del ingreso.

La ecuación (5) indica cuánto cambiaría la distribución del ingreso en el periodo 1 si ese periodo se pareciera al periodo 2 sólo en términos del vector  $k_1$ . Naturalmente, si algún fenómeno generase que el periodo 1 convergiera a los parámetros del periodo 2 es altamente probable que otros elementos de la función generadora de ingresos (2) también se alterasen. Estos efectos encadenados sólo pueden estudiarse en un modelo de equilibrio general, y están fuera del alcance de este trabajo. Los resultados deben interpretarse, entonces, como ilustrativos del impacto distributivo directo del cambio en algún elemento de la función generadora de ingresos.

Con la intención de cuantificar la importancia que cada uno de los distintos factores tienen sobre la desigualdad del ingreso se establecieron una serie de efectos que se describen a continuación.

- **Paramentos + Características ( $k = \beta^{p+c}$ ):** mide el efecto conjunto que resulta de la modificación simultánea de todos los parámetros de la ecuación de salarios (retornos a la educación, a la experiencia y al género) y de considerar simultáneamente los cambios en las características (estructura educativa y decisiones laborales).
- **Efecto Parámetros ( $k = \beta^p$ ):** mide el efecto que resulta de la modificación simultánea de todos los parámetros de la ecuación de los salarios (retornos a la educación, a la experiencia y al género). Este efecto intenta establecer cual sería el impacto sobre la distribución del ingreso si los retornos a todos los parámetros cambiaran en forma conjunta.
- **Efecto Características ( $k = \beta^c$ ):** mide el efecto que resulta de considerar simultáneamente los cambios en las características (estructura educativa y decisiones laborales).
- **Efecto Retornos a la educación ( $k = \beta^{ed}$ ):** mide el impacto del cambio en el parámetro que relaciona el nivel educativo con el salario horario ( $\beta^{ed}$ ).
- **Efecto estructura educativa ( $k = \beta^{est}$ ):** estima el impacto que genera el cambio en la estructura educativa sobre los salarios horarios
- **Efectos Retornos por Género ( $k = \beta^g$ ):** estima el impacto que genera el cambio en los retornos por género.
- **Efecto Dotación y Retornos de los Inobservables ( $k = \epsilon^w$ ):** mide el efecto de cambios en los factores inobservables y sus remuneraciones que afectan al salario horario ( $\epsilon^w$ ).
- **Efecto Horas Trabajadas y Empleo ( $k = \lambda$ ):** mide el impacto de las diferencias en los parámetros que relacionan las características de los individuos con la cantidad de horas trabajadas por los mismos ( $\lambda$ ), distinguiendo el efecto asociado al aumento de horas trabajadas por aquellos individuos en actividad (efecto “horas trabajadas”) del asociado al cambio en el status laboral (efecto “participación” o “empleo”).

El efecto Parámetros + Características intenta resumir la información al establecer cuál sería el impacto sobre la distribución del ingreso si los retornos a todos los parámetros y las características de los individuos cambiaran en conjunto. El efecto Parámetros condensa la información relacionada con cada una de las variables de la ecuación de salarios mientras que el

efecto Características muestra el resultado del cambio conjunto de todas las características de los individuos.

Es necesario remarcar que el efecto combinado de modificar dos o más factores simultáneamente no es igual a la suma de los componentes, ya que los efectos pueden potenciarse, compensarse o tener un efecto totalmente contrario. Por ejemplo, supóngase que el cambio en los retornos a la educación modifica los ingresos de determinadas personas y reduce la desigualdad en un punto del coeficiente de gini. Por otro lado, el cambio en los inobservables modifica los ingresos de determinadas personas y eso también reduce la desigualdad en dos puntos. Supongamos que al computar el efecto conjunto del cambio en los retornos a la educación y a los inobservables, las personas que ven aumentados sus ingresos en el caso anterior son las mismas. Puede darse el caso de que al aumentarles el ingreso a estas personas (dos veces, por los dos efectos) cambien su situación relativa y el efecto conjunto termine aumentando la desigualdad cuando los dos efectos por separado la reducían.

Una de las limitaciones de las microdescomposiciones es que la estructura sociodemográfica y de ingresos permanece inalterada. Es por este motivo que se intenta establecer cual ha sido el efecto sobre la distribución del ingreso de los cambios en la estructura educativa y etarea de la población. Es importante remarcar que existen otras características inherentes a la composición del hogar, localización geográfica, fecundidad, etc. que no han sido tenidas en cuenta en este trabajo.

Los demás efectos (retornos a la educación, al género y a la experiencia; inobservables; horas trabajadas y empleo) intentan cuantificar la contribución individual de cada uno de los efectos a los cambios en la distribución del ingreso.

## 5 ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN:

Para realizar el análisis descrito anteriormente es necesario tener estimaciones de los parámetros  $\beta$  y  $\lambda$  y del término residual  $\varepsilon$ . También es imprescindible un mecanismo para replicar la estructura de las características observables e inobservables de los individuos de un periodo en otro. Con la finalidad de obtener dichos parámetros es necesario una especificación de la forma funcional de la ecuación de ingresos horarios, como así también del modelo utilizado para la estimación de las horas trabajadas. En este trabajo se utilizará la forma reducida del modelo de decisiones laborales propuesta por Heckman (1974), tal como lo hacen Gasparini, et. al. (2004).

### 5.1 ESTIMACIÓN DE $\beta$ Y $\lambda$

El modelo posee dos ecuaciones, una para salarios ( $W$ ) y otra para el número de horas trabajadas ( $L$ ), ambas representadas como una función de factores tomados como dados que afectan el salario ( $X_1$ ) y las horas trabajadas ( $X_2$ ), las cuales pueden tener elementos en común o no. Los términos de error  $\varepsilon_{1i}$  y  $\varepsilon_{2i}$  representan los factores inobservables que afectan la determinación de las variables endógenas.

En un individuo en particular se observan valores de  $W^*$  y  $L^*$  si y solo si el individuo realmente trabaja. Si la persona no trabaja, solo se sabe que el salario ofrecido es más bajo que el salario que demanda ese individuo.

Formalmente:

$$(6) \quad W_i^* = X_{1ij} \beta + \varepsilon_{1ij} \quad i=1, \dots, N$$

$$(7) \quad L_i^* = X_{2ij} \beta + \varepsilon_{2ij}$$

Con:  $W_{ij} = W_{ij}^*$  si  $L_{ij}^* > 0$

$$W_{ij} = 0 \text{ si } L_{ij}^* \leq 0$$

$$L_{ij} = L_{ij}^* \text{ si } L_{ij}^* > 0$$

$$L_{ij} = 0 \text{ si } L_{ij}^* \leq 0$$

donde  $W_{ij}$  y  $L_{ij}$  corresponden a los valores observados del individuo  $i$  en el periodo  $j$  sobre el salario y las horas trabajadas respectivamente. En tanto que  $X_{1ij}$  representan el vector de características observables que afectan el salario del individuo  $i$  en el periodo  $j$  y  $X_{2ij}$  corresponde al vector de características observables que influyen sobre las horas trabajadas en el periodo  $j$ .

Siguiendo a Heckman (1974), se supone que  $\varepsilon_{1ij}$  y  $\varepsilon_{2ij}$  tienen una distribución normal bivariada con  $E(\varepsilon_{1ij}) = E(\varepsilon_{2ij}) = 0$ , varianzas  $\sigma_{12j}$  y  $\sigma_{22j}$  y coeficiente de correlación  $\rho_j$ .

La estimación de la ecuación de salarios horarios se realiza mediante el método de máxima verosimilitud de Heckman y la ecuación de horas trabajadas se estima mediante un modelo *tobit* estándar para datos censurados.

### 5.1.1 ESTRUCTURA EDUCATIVA

En este trabajo se intenta calcular el efecto que produce la estructura educativa sobre la distribución del ingreso.

Para estimar el efecto que tiene la estructura educativa sobre la desigualdad, se sigue el mecanismo usado en Gasparini et al. (2004) y Bourguignon et al. (2004). Se intenta calcular qué es lo que sucede con la distribución del ingreso en el periodo  $j$  si tuviera la estructura educativa de otro periodo. Por estructura educativa, se entiende a la población dividida en grupos de edad y género y las proporciones de cada nivel educativo en cada uno de esos grupos.

Para la obtención de la estructura educativa, se dividió a la población de cada periodo en grupos homogéneos de edad y género. Dentro de cada grupo los individuos fueron agrupados de acuerdo a su nivel educativo, y aquellos individuos con el mismo nivel de instrucción fueron ordenados aleatoriamente en un ranking. Al momento de replicar la estructura educativa de un determinado periodo, se les asignó a los individuos con el mayor ranking del primer grupo del periodo "2", el nivel educativo más alto que poseen los individuos del periodo "1" del grupo correspondiente hasta alcanzar la proporción observada de dicho grupo en el periodo "1" y así sucesivamente hasta completar todos los niveles educativos. Luego se realizó el mismo procedimiento para el siguiente grupo y así hasta completar todos los grupos<sup>19</sup>.

### 5.2 INOBSERVABLES

Las diferencias en las características inobservables son capturadas por la varianza del término de error que surge de las ecuaciones de salarios. La media de los mismos está normalizada

---

<sup>19</sup> Para más detalles ver Apéndice metodológico de Bourguignon et al. (1998)

a cero y su varianza es estimada como un parámetro extra en el procedimiento de Heckman. Es decir que las características inobservables se modelan como el término de error de la ecuación de salarios estimada anteriormente. Siguiendo la literatura de microdescomposiciones los cambios en los factores inobservables se estiman reescalando los residuos obtenidos por el cociente de las varianzas de los errores de cada periodo. Esto sería  $\sigma_1/\sigma_2$  para el periodo 2, donde  $\sigma_2$  es el desvío estimado para los residuos de la ecuación de salarios del periodo 2.

Las características inobservables de los individuos son estimadas a partir de los términos residuales de las regresiones. Sin embargo, una de las principales dificultades a la hora de realizar micro-simulaciones consiste en la estimación de los factores inobservables para los individuos que se encuentran inactivos, ya que no se observa el verdadero valor de las variables de ingreso, sino un valor censurado de las mismas. Es decir que el salario de estos individuos no se observa y por lo tanto no se puede obtener el residuo de las ecuaciones (6) – (7).

Este problema puede resolverse utilizando la estrategia seguida en Gasparini et al. (2004) Para este grupo de individuos inactivos, se extraen aleatoriamente pares  $(\varepsilon_{1ij}, \varepsilon_{2ij})$  de un muestreo de una distribución normal bivariada<sup>20</sup>. Si los residuos así generados no resultan consistentes con el comportamiento observado del individuo (no trabajar), se vuelve a hacer un muestreo de un par de residuos de la distribución antes mencionada. Este proceso continúa hasta que se encuentran valores consistentes para los residuos<sup>21</sup>. Es decir, para todos aquellos individuos inactivos con predicciones positivas de horas trabajadas, se repite el procedimiento hasta que el comportamiento predicho por el modelo sea consistente con el observado.

### 5.3 EMPLEO

Es necesario separar los cambios producidos por las modificaciones en la cantidad de horas trabajadas de los generados por los cambios en el estado ocupacional. Es por este motivo que se calculan dos efectos. El efecto horas trabajadas y el efecto empleo.

En el primer caso se simula la cantidad de horas trabajadas utilizando los parámetros de las ecuaciones y se ignora a aquellos individuos que cambian de estado en la simulación. En este cálculo solo se considera el cambio en las horas trabajadas de los individuos que efectivamente trabajan y que también lo hacen en la simulación. En el segundo caso se realiza el mismo procedimiento pero se incluye a todos los individuos. A aquellos individuos con horas trabajadas simuladas no positivas se les asignó cero ingresos, mientras que a las personas que trabajan en la simulación se les asignó el ingreso simulado en ese periodo<sup>22</sup>.

---

<sup>20</sup> La distribución normal bivariada esta implícita en el modelo de decisiones laborales propuesto por Heckman (1974)

<sup>21</sup> Se realizaron 10 repeticiones como máximo, si no se obtenían resultados consistentes se pasaba a la siguiente observación.

<sup>22</sup> A los individuos que no trabajan en el periodo base pero que si lo hacen en la simulación, se les asigno el ingreso estimado usando los parámetros de la ecuación de salario y de la ecuación de horas trabajadas y adicionando el termino de error obtenido como se describió anteriormente.

## 6 RESULTADOS DE LAS MICRODESCOMPOSICIONES

En esta sección se reportan los resultados obtenidos utilizando la metodología y la estrategia de estimación anteriormente descrita. Como establecen Ferreira y Paes de Barros (2004), el objetivo de este ejercicio no es replicar perfectamente los cambios observados en la distribución sino aprender los diferentes efectos de los distintos factores y brindar información sobre cual es la contribución de cada uno de los determinantes de los ingresos a las diferencias en la distribución del ingreso. Este análisis es un paso necesario hacia un enfoque más general de las relaciones existentes dentro del proceso de desarrollo económico.

Como se expresó anteriormente, los ingresos que se utilizan usualmente en las encuestas de hogares están sujetos a eventualidades y a cuestiones coyunturales. Este hecho hace que el reporte de resultados distributivos en base a estos datos de corte transversal no sean del todo precisos. Existen individuos que tienen un determinado nivel de ingresos pero que estos son percibidos en un momento distinto al periodo en el que el trabajo fue realizado (por ejemplo: arquitectos, abogados, etc.). En estos casos, los individuos aparecerían con ingresos altos cuando cobran, y en los periodos en los que trabajan y no cobran aparecerían con ingresos bajos.

La forma en que en este trabajo se intenta solucionar este problema es mediante la definición de ingreso como el promedio de los ingresos reportados durante los distintos momentos en que se tiene información de la persona. Al tomar el ingreso promedio del periodo, los niveles de ingresos se suavizan y se tiene una mejor aproximación del ingreso del que ese individuo usualmente dispone. Estos ingresos suavizados darán como resultado niveles de desigualdad más precisos ya que los ingresos artificialmente altos (caso en el que perciben ingresos) o bajos (caso en el que no se reciben pagos) han sido corregidos. Dicho análisis permite tener mejor información de las relaciones entre las distintas características y los ingresos y por lo tanto mejorar los resultados de las microdescomposiciones, al limpiar los efectos de cuestiones coyunturales. Esta mejora en la información se observa en el aumento de la bondad del ajuste de las regresiones realizadas.

Las descomposiciones que se realizan a continuación son dependientes de la secuencia seguida (path dependent). Al descomponer el cambio en la desigualdad entre dos periodos, los resultados dependen de qué periodo se tome como base. Cuanto mayor sea la diferencia entre la estructura de la población entre los periodos analizados más pronunciado será el path dependence. Es por este motivo que se presentan los promedios de estos resultados y para asegurar la robustez de los resultados obtenidos se utilizaron técnicas de bootstrap con 300 repeticiones<sup>23</sup>.

Las tablas que se exponen a continuación deben interpretarse de la siguiente manera: un valor positivo indica un aumento en la desigualdad de la distribución del ingreso, mientras que un valor negativo indica un efecto igualador. La magnitud relativa de los efectos es un indicador de la importancia del efecto. A modo de ejemplo, en la Tabla N° 15, el valor del efecto del cambio en los retornos a la educación sobre los ingresos laborales es de 1.54. Esto significa que el coeficiente de Gini se incrementaría en 1.54 puntos si solamente los retornos a la educación cambiaran entre los distintos periodos. El número 1.54 dice dos cosas: (i) dado que es un valor positivo, implica que el

---

<sup>23</sup> El efecto se considera estadísticamente significativo si el intervalo de confianza no contiene al cero.



efecto que tienen las diferencias en los retornos a la educación contribuye a aumentar la desigualdad, y (ii) como el valor es grande comparado con los valores de los otros efectos, implica que dicho cambio es un factor que afecta significativamente la desigualdad de los ingresos laborales

Un hecho que es interesante notar es que a pesar de los importantes cambios ocurridos durante el periodo analizado como lo fueron el fuerte shock negativo que sufrieron los ingresos de los hogares en términos reales (38%), los altos niveles de inflación posteriores (62.5%) y los cambios en los precios relativos, la desigualdad en Argentina parece no haber experimentado cambios importantes.

Durante el periodo 1998-2005 el coeficiente de Gini de la distribución de los ingresos laborales reales paso de 43.18 en 1998 a 42.88 en el 2005. Es decir, la desigualdad se redujo en 0.3 puntos del Gini. No obstante, el análisis de significatividad realizado<sup>24</sup> no permite rechazar la hipótesis nula de que los niveles de desigualdad son iguales. Esta estabilidad en la desigualdad puede estar escondiendo cambios distributivos entre los distintos sectores de la población que al agregarse se compensan. En el resto de esta sección se analiza el comportamiento de de cada uno de estos factores.

El cambio conjunto de todos los retornos y las características tiene un efecto negativo sobre la desigualdad. Esto estaría indicando que si todas las fuerzas actuaran en forma conjunta el resultado sería una reducción en la desigualdad de 0.48 puntos del Gini. Estos resultados son similares a los obtenidos con las ondas<sup>25</sup>. Desagregando el resultado anterior en retornos y características se puede observar que el cambio conjunto de los retornos a todos los parámetros de las variables de la ecuación de salarios tiene un efecto igualador. Si se cambiasen en forma conjunta los retornos a la educación, al género y a la experiencia, la desigualdad se reduciría en 0.69 puntos del Gini. Por otro lado, el cambio conjunto de las características también tiene un efecto igualador, el valor de -0.35 implica que si se cambiasen en forma conjunta todas las características de los individuos, el coeficiente de Gini se reduciría en 0.35 puntos.

Los resultados obtenidos muestran que los efectos que más han afectado la desigualdad son los retornos a la educación, los cambios en las dediciones laborales y los niveles de empleo.

Las diferencias en los Retornos a la educación es uno de los factores que más ha influido en el cambio en la desigualdad. El valor de dicho efecto es de 1.54, indicando un fuerte efecto desigualador. Esto significa que la desigualdad, se incrementaría en 1.54 puntos si los retornos a la educación cambiarán entre los distintos periodos, manteniendo todo lo demás constante.

El efecto del cambio en las horas trabajadas tiene un efecto desigualador. Al cambiar los determinantes de las decisiones laborales, el coeficiente de Gini se incrementaría en 0.84 puntos, aumentando la desigualdad. La reducción de la jornada laboral de los individuos con menor capacitación parece haber aumentado la desigualdad. En cambio, las diferencias en los niveles de empleo han tenido un efecto positivo sobre la desigualdad. Si se cambiaran los niveles de empleo, el

---

<sup>24</sup> Los resultados se presentan en la Tabla N° 11A del apéndice.

<sup>25</sup> En esta sección se presentan los resultados obtenidos con los ingresos de las cohortes y se deja en el apéndice los resultados del análisis tradicional.

coeficiente de Gini se reduciría en 1.18 puntos disminuyendo la desigualdad. La reducción de los niveles de inactividad y la incorporación de una mayor cantidad de personas al mercado laboral parece haber reducido la desigualdad.

Tabla N° 15

Descomposición del coeficiente de gini de los Ingresos laborales individuales

Efecto	1998	2005	Variación		Cambios Promedio
			1998 vs 2005	-0.30	
Observado	43.18	42.88	1998	2005	
Parámetros + Características	46.45	45.19	-3.28	2.31	-0.48
1. Parámetros	43.88	42.21	-0.71	-0.67	-0.69
1.1 Retornos a la educación	41.93	44.71	1.24	1.83	1.54*
1.2. Género	43.60	42.34	-0.42	-0.54	-0.48
1.3. Experiencia	45.09	40.68	-1.92	-2.20	-2.06
2. Características	46.70	45.71	-3.53	2.83	-0.35**
2.1. Estructura Educativa	42.98	43.30	0.20	0.42	0.31
2.2. Horas trabajadas	42.34	43.72	0.83	0.84	0.84**
2.3. Empleo	47.05	44.40	-3.87	1.52	-1.18***
3. Inobservables	45.88	40.76	-2.71	-2.12	-2.41***

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

Nota: Cambios promedio. Individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

\*\*\*Significant at 1%, \*\* Significant at 5%, \* Significant at 10%

La reducción de los retornos a la experiencia tuvo un fuerte efecto igualador. Los trabajadores más experimentados suelen tener los ingresos más altos y, como los retornos a la experiencia han disminuido, sus ingresos también lo han hecho y por lo tanto se ha reducido la desigualdad. Sin embargo, es importante tener cuidado con este efecto ya que no es estadísticamente significativo. Las diferencias en la estructura educativa tienen un efecto desigualador lo cual puede observarse en el signo del efecto. El valor del 0.31 implica que la relevancia del efecto es baja, hecho que se refuerza con la no significatividad estadística de dicho efecto. Este efecto también es de carácter parcial ya que asume implícitamente que la oferta de los trabajadores educados no ha modificado los retornos a la educación. Por otro lado, el valor del efecto género también es bajo, indicando que no existen diferencias importantes en los retornos por género. Esto se refuerza por la no significatividad del efecto. Estos resultados permitirían afirmar que la brecha salarial por género no ha afectado a la desigualdad

Hasta el momento se han analizado los resultados de los cambios en los factores observables. No obstante, existen atributos como la inteligencia y la habilidad natural o innata de los individuos que actúan como determinantes del salario pero no se observan. Una forma de incorporar estos factores es a través de la utilización de la dispersión en los términos de error de las regresiones como una medida del efecto conjunto de las dotaciones de los factores inobservables y su “precio” de mercado. Sin embargo, por definición es imposible determinar que es lo que está detrás de este fenómeno.

El efecto de los cambios en la dispersión de los factores inobservables es el de mayor magnitud, la desigualdad se reduciría en 2.41 puntos si solo se cambiasen las dotaciones de los

inobservables y sus remuneraciones. Se puede pensar en un aumento en los retornos relativos a algún talento específico que poseen los individuos que se encuentran en la cola inferior de la distribución y que eso ha generado una distribución del ingreso más igualitaria. También puede ser producto de una desvalorización de algunos atributos que poseen los individuos que se encuentran en la cola superior de la distribución. No obstante, las conclusiones que se obtienen del análisis de este efecto deben analizarse con mucho cuidado. Se sabe que entre los inobservables hay factores que afectan negativamente a la desigualdad y que su resultado es estadísticamente significativo, pero no se conoce con exactitud que es lo que esté detrás. El hecho de que dicho efecto sea el de mayor magnitud muestra que una proporción importante de los cambios en la desigualdad se debe a cuestiones que no son observables, lo cual es un llamado de atención sobre lo que es necesario investigar y modelizar para una mejor explicación de los cambios en la desigualdad.

Lo desarrollado anteriormente permite afirmar que, a pesar de las grandes turbulencias macroeconómicas y los cambios ocurridos en el periodo analizado, el nivel de riqueza de la economía y la desigualdad no se modificó de manera significativa durante el periodo analizado. Sin embargo los resultados obtenidos muestran que la estabilidad distributiva escondía importantes efectos distributivos que en el agregado eran compensados.

## 7 CONSIDERACIONES FINALES

El trabajo provee un conjunto de resultados que pueden contribuir a entender mejor los cambios en la desigualdad producidos durante el periodo 1998 y 2005. La utilización de las técnicas de microdescomposición permitió estimar cuantitativamente el impacto del cambio de cada uno de los factores analizados y las técnicas de bootstrap brindaron robustez a los resultados obtenidos. La utilización de paneles permitió tener una mejor aproximación del ingreso que un individuo usualmente dispone y permitió tener mejor información sobre las relaciones existentes entre características e ingresos y por lo tanto contar con niveles de desigualdad más precisos.

Es importante destacar que durante el periodo analizado la desigualdad en los ingresos se ha mantenido estable, aunque en un nivel donde los ingresos horarios son más bajos y se trabaja una menor cantidad de horas. No obstante, se han incorporado un importante número de individuos al mercado laboral, por lo que la evaluación de los cambios acontecidos dependerá de cómo se valore cada una de estas circunstancias y esto se encuentra más allá del objetivo de este trabajo.

En esta investigación se compararon dos puntos temporales donde el PBI y la desigualdad son similares pero con una gran crisis en el medio. El objetivo se centró entonces en evaluar si existen efectos distributivos sobre los distintos sectores de la economía que el análisis agregado no se observan. Se encontró que los retornos a la educación y la caída en las horas trabajadas han jugado un papel importante en el aumento de los niveles de desigualdad, mientras que los mayores niveles de empleo y en menor medida la experiencia parecen haberla reducido. Estas fuerzas contrapuestas son las que aparentemente están detrás de la estabilidad distributiva. Sin embargo, el aumento del efecto de factores inobservables parece generar una fuerza reductora que no se ve compensada por los factores observables.

Los resultados obtenidos sobre los diferenciales por género, estarían indicando la ausencia de discriminación en el mercado laboral argentino. Las conclusiones sobre los retornos a la experiencia al igual que los cambios en la estructura educativa deben tomarse con sumo cuidado ya que los intervalos de confianza resultaron ser grandes.

## APÉNDICE

Tabla N° 1A  
Variables Macroeconómicas

Variable	1998	2005	Variación
PBI (Millones de pesos, a precios de 1993)	288,123	304,764	-6
Desigualdad (GINI del ingreso familiar equivalente)	47.8	48.3	-0.5
Salario real promedio	799	579.0	-38.0
Empleo	36.9	41.2	-4.3
Desempleo	12.4	10.6	1.8
Tasa de actividad	42.1	46.1	-4.0
Inflación (IPC)	102.3	164.8	62.5

Fuente: Elaboración propia en base a datos del NDEC

Tabla N° 2A  
Variabilidad de los Ingresos laborales reales (Coeficiente de Variación)

Nivel Educativo	1998		2005	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Primario incompleto	0.37	0.30	0.37	0.36
Primario completo	0.32	0.27	0.37	0.30
Secundario incompleto	0.52	0.40	0.46	0.37
Secundario completo	0.30	0.27	0.34	0.29
Superior incompleto	0.57	0.40	0.54	0.36
Superior completo	0.21	0.26	0.26	0.26
Total	0.34	0.31	0.37	0.32

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006

Tabla N° 3A

Variabilidad en las horas trabajadas semanales

Cohorte	Media	Desvío Estandar	Coefficiente de Variación
1998	43.03	8.55	0.28
2005	41.50	8.59	0.27

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006

Tabla N° 4A

Variabilidad de los ingresos horarios reales (Coeficiente de Variación)

Nivel Educativo	1998		2005	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Primario incompleto	0.380	0.338	0.318	0.312
Primario completo	0.332	0.311	0.333	0.301
Secundario incompleto	0.472	0.412	0.299	0.304
Secundario completo	0.295	0.304	0.273	0.263
Superior incompleto	0.513	0.396	0.288	0.245
Superior completo	0.246	0.293	0.262	0.277
Total	0.34	0.34	0.29	0.28

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006

Tabla N° 5A

Ecuación del logaritmo del salario horario real para Jefes

lilaho	Onda		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	0.210** [0.019]	0.186** [0.026]	0.214** [0.042]	0.180** [0.036]
seci	0.378** [0.021]	0.345** [0.027]	0.356** [0.045]	0.353** [0.038]
secc	0.624** [0.021]	0.590** [0.027]	0.658** [0.046]	0.605** [0.038]
supi	0.831** [0.024]	0.844** [0.029]	0.848** [0.052]	0.836** [0.041]
supc	1.299** [0.024]	1.219** [0.029]	1.335** [0.048]	1.179** [0.039]
hombre	0.221** [0.018]	0.237** [0.020]	0.220** [0.038]	0.258** [0.024]
edad	0.053** [0.004]	0.037** [0.005]	0.060** [0.010]	0.028** [0.007]
edad2	-0.001** [0.000]	-0.000** [0.000]	-0.001** [0.000]	-0.000** [0.000]
Cuyo	-0.231** [0.021]	-0.269** [0.023]	-0.245** [0.038]	-0.216** [0.029]
Nea	-0.333** [0.021]	-0.459** [0.023]	-0.284** [0.040]	-0.386** [0.030]
Noa	-0.236** [0.020]	-0.397** [0.020]	-0.307** [0.036]	-0.298** [0.026]
Pampa	-0.150** [0.018]	-0.108** [0.017]	-0.173** [0.031]	-0.095** [0.023]
Patagonia	0.220** [0.020]	0.336** [0.024]	0.200** [0.038]	0.385** [0.031]
Constant	-0.695** [0.096]	-0.623** [0.123]	-0.774** [0.226]	-0.439** [0.164]
select				
pric	0.215** [0.046]	0.123* [0.057]	0.574** [0.153]	0.106 [0.104]
seci	0.337** [0.051]	0.222** [0.061]	0.508** [0.175]	0.234* [0.113]
secc	0.447** [0.055]	0.323** [0.063]	0.941** [0.222]	0.394** [0.116]
supi	0.283** [0.068]	0.202** [0.073]	0.290 [0.221]	0.276* [0.135]
supc	0.899** [0.075]	0.755** [0.073]	1.787** [0.356]	0.945** [0.141]
hombre	0.779** [0.041]	0.892** [0.039]	1.204** [0.155]	0.996** [0.072]
edad	0.157** [0.009]	0.198** [0.010]	0.285** [0.038]	0.224** [0.019]
edad2	-0.002** [0.000]	-0.002** [0.000]	-0.004** [0.000]	-0.003** [0.000]
casado	0.118** [0.042]	-0.017 [0.041]	0.146 [0.154]	-0.092 [0.077]
hijos	-0.028** [0.011]	-0.065** [0.013]	-0.061 [0.055]	-0.048 [0.027]
concurr	-1.106** [0.069]	-0.849** [0.067]	-1.826** [0.248]	-1.471** [0.136]
Constant	-2.505** [0.185]	-3.185** [0.200]	-4.993** [0.810]	-3.450** [0.387]
athrho	0.232** [0.064]	-0.034 [0.077]	0.347 [0.210]	-0.053 [0.119]
lnsigma	-0.493** [0.007]	-0.421** [0.007]	-0.736** [0.017]	-0.577** [0.010]
Observations	15036	13157	2284	5579
Chi2	9.640	0.220	2.790	0.210
Sigma	0.610	0.660	0.480	0.560
Rho	0.230	-0.030	0.330	-0.050
Lambda	0.140	-0.020	0.330	-0.050
R-squared	0.340	0.330	0.480	0.390

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.  
Nota: \* significant at 5%; \*\* significant at 1%. Estimación de máxima verosimilitud del modelo Heckman. Valores z entre corchetes. Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

Tabla N° 6A

Ecuación del logaritmo del salario horario real para Cónyuges

lilaho	Onda		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	0.092*	0.142**	0.049	0.212**
	[0.041]	[0.054]	[0.108]	[0.078]
seci	0.226**	0.249**	0.455**	0.326**
	[0.044]	[0.056]	[0.115]	[0.080]
secc	0.579**	0.560**	0.613**	0.599**
	[0.044]	[0.055]	[0.110]	[0.078]
supi	0.773**	0.803**	0.695**	0.794**
	[0.051]	[0.060]	[0.123]	[0.085]
supc	1.152**	1.216**	1.088**	1.294**
	[0.055]	[0.064]	[0.133]	[0.087]
hombre	0.164**	0.010	-0.038	-0.037
	[0.053]	[0.045]	[0.128]	[0.058]
edad	0.054**	0.044**	0.085**	0.044**
	[0.008]	[0.008]	[0.022]	[0.012]
edad2	-0.001**	-0.000**	-0.001**	-0.000**
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Cuyo	-0.251**	-0.304**	-0.158*	-0.196**
	[0.039]	[0.038]	[0.077]	[0.047]
Nea	-0.361**	-0.450**	-0.379**	-0.317**
	[0.038]	[0.041]	[0.074]	[0.053]
Noa	-0.263**	-0.412**	-0.262**	-0.290**
	[0.037]	[0.034]	[0.065]	[0.044]
Pampa	-0.175**	-0.115**	-0.199**	-0.052
	[0.032]	[0.029]	[0.059]	[0.038]
Patagonia	0.215**	0.271**	0.161*	0.380**
	[0.036]	[0.041]	[0.068]	[0.050]
Constant	-0.477*	-0.606**	-1.057*	-0.721**
	[0.188]	[0.190]	[0.471]	[0.271]
select				
pric	0.038	0.121	-0.083	0.053
	[0.048]	[0.064]	[0.159]	[0.109]
seci	0.081	0.215**	0.099	0.226*
	[0.052]	[0.067]	[0.169]	[0.114]
secc	0.373**	0.401**	0.624**	0.407**
	[0.051]	[0.066]	[0.164]	[0.110]
supi	0.488**	0.576**	0.796**	0.714**
	[0.066]	[0.076]	[0.197]	[0.126]
supc	1.465**	1.363**	2.142**	1.652**
	[0.059]	[0.071]	[0.176]	[0.116]
hombre	1.288**	1.430**	2.216**	1.632**
	[0.091]	[0.075]	[0.522]	[0.142]
edad	0.163**	0.136**	0.203**	0.171**
	[0.010]	[0.011]	[0.036]	[0.018]
edad2	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
hijos	-0.147**	-0.137**	-0.198**	-0.166**
	[0.010]	[0.012]	[0.036]	[0.022]
concurr	0.001	0.040	0.012	-0.047
	[0.075]	[0.075]	[0.266]	[0.159]
estadoj	-0.526**	-0.374**	-1.448**	-0.410**
	[0.052]	[0.063]	[0.328]	[0.117]
Constant	-2.845**	-2.518**	-3.303**	-3.293**
	[0.189]	[0.210]	[0.728]	[0.362]
athrho	0.159*	-0.002	0.124	0.014
	[0.070]	[0.071]	[0.165]	[0.089]
lnsigma	-0.458**	-0.404**	-0.798**	-0.619**
	[0.013]	[0.011]	[0.032]	[0.017]
Observations	10726	8444	1672	3681
Chi2	4.63	0.000	0.540	0.020
Sigma	0.63	0.670	0.450	0.540
Rho	0.16	-0.002	0.120	0.010
Lambda	0.1	-0.001	0.060	0.010
R-squared	0.330	0.350	0.440	0.460

Tabla N° 7A

Ecuación del logaritmo del salario horario real para el resto

lilaho	Onda		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	0.101*	0.226**	0.021	0.234*
	[0.041]	[0.058]	[0.189]	[0.094]
seci	0.192**	0.347**	0.051	0.342**
	[0.040]	[0.055]	[0.181]	[0.089]
secc	0.378**	0.535**	0.206	0.532**
	[0.042]	[0.056]	[0.190]	[0.091]
supi	0.617**	0.773**	0.609**	0.685**
	[0.046]	[0.057]	[0.194]	[0.092]
supc	0.968**	1.069**	1.135**	1.099**
	[0.053]	[0.066]	[0.220]	[0.101]
hombre	0.118**	0.139**	0.300**	0.200**
	[0.021]	[0.028]	[0.071]	[0.033]
edad	0.077**	0.041**	0.121**	0.041**
	[0.008]	[0.010]	[0.029]	[0.013]
edad2	-0.001**	-0.000**	-0.001**	-0.000**
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
men18	-0.074	-0.126*	0.018	-0.058
	[0.041]	[0.063]	[0.144]	[0.084]
Cuyo	-0.238**	-0.297**	-0.199	-0.267**
	[0.033]	[0.038]	[0.120]	[0.054]
Nea	-0.379**	-0.543**	-0.504**	-0.424**
	[0.034]	[0.042]	[0.119]	[0.059]
Noa	-0.269**	-0.502**	-0.493**	-0.401**
	[0.032]	[0.032]	[0.107]	[0.046]
Pampa	-0.191**	-0.103**	-0.316**	-0.057
	[0.028]	[0.031]	[0.096]	[0.045]
Patagonia	0.070*	0.260**	-0.197	0.356**
	[0.035]	[0.046]	[0.123]	[0.064]
Constant	-0.856**	-0.783**	-1.568**	-0.797**
	[0.151]	[0.211]	[0.522]	[0.236]
select				
pric	0.170**	0.204**	0.426	0.553**
	[0.064]	[0.079]	[0.278]	[0.145]
seci	0.114	0.169*	0.329	0.447**
	[0.062]	[0.071]	[0.270]	[0.132]
secc	0.180**	0.270**	0.490	0.458**
	[0.068]	[0.074]	[0.295]	[0.136]
supi	0.308**	0.341**	0.629*	0.385*
	[0.074]	[0.082]	[0.309]	[0.150]
supc	0.764**	0.702**	0.932	0.934**
	[0.106]	[0.100]	[0.506]	[0.175]
hombre	0.485**	0.530**	0.425**	0.406**
	[0.029]	[0.031]	[0.089]	[0.049]
edad	0.218**	0.232**	0.254**	0.192**
	[0.011]	[0.011]	[0.044]	[0.019]
edad2	-0.003**	-0.003**	-0.004**	-0.003**
	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]
casado	-0.192**	-0.068	-0.808**	-0.085
	[0.051]	[0.055]	[0.204]	[0.099]
men18	-0.276**	-0.365**	-0.137	-0.744**
	[0.051]	[0.061]	[0.170]	[0.098]
concurr	-1.347**	-0.931**	-1.731**	-0.942**
	[0.043]	[0.049]	[0.171]	[0.086]
estadoj	0.014	0.018	0.319*	0.182**
	[0.039]	[0.041]	[0.126]	[0.064]
estadoc	0.042	0.004	0.126	0.101
	[0.034]	[0.034]	[0.104]	[0.055]
Constant	-3.456**	-3.997**	-3.817**	-3.255**
	[0.186]	[0.190]	[0.734]	[0.337]
athrho	0.129*	0.065	-0.424**	0.152
	[0.057]	[0.078]	[0.129]	[0.090]
lnsigma	-0.572**	-0.465**	-0.358**	-0.532**
	[0.012]	[0.012]	[0.040]	[0.019]
Observations	12682	10856	1588	4324
Chi2	5.080	0.670	11.020	2.620
Sigma	0.560	0.630	0.700	0.590
Rho	0.130	0.060	-0.400	0.150
Lambda	0.070	0.040	-0.280	0.090
Lambda	0.290	0.280	0.410	0.280

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006. Nota: \* significant at 5%; \*\* significant at 1%. Estimación de máxima verosimilitud del modelo Heckman. Valores z entre corchetes. Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.



Tabla N° 8A

Ecuación de las Horas trabajadas para Conyuges

hstrt	Año		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	4.254*	4.172*	-2.106	4.292
	[1.755]	[1.935]	[5.114]	[3.292]
seci	7.259**	9.026**	4.585	10.770**
	[1.867]	[2.025]	[5.446]	[3.428]
secc	17.602**	15.146**	23.812**	18.017**
	[1.852]	[1.964]	[5.289]	[3.323]
supi	21.047**	18.892**	30.587**	26.313**
	[2.349]	[2.241]	[6.276]	[3.693]
supc	42.494**	33.179**	57.276**	39.674**
	[1.949]	[2.009]	[5.319]	[3.338]
hombre	42.826**	40.224**	44.758**	44.245**
	[2.463]	[1.544]	[8.144]	[2.702]
edad	5.892**	4.202**	5.294**	4.111**
	[0.367]	[0.320]	[0.944]	[0.439]
edad2	-0.074**	-0.051**	-0.075**	-0.060**
	[0.005]	[0.004]	[0.014]	[0.006]
hijos	-5.563**	-4.243**	-6.315**	-4.994**
	[0.356]	[0.342]	[1.113]	[0.595]
concurr	-1.457	-1.322	-0.956	-6.121
	[2.633]	[2.171]	[8.574]	[4.451]
estadoj	-18.260**	-10.498**	-37.635**	-12.449**
	[1.726]	[1.613]	[7.484]	[2.946]
_se	39.750**	34.143**	35.812**	32.802**
	[0.490]	[0.414]	[1.234]	[0.627]
Constant	-104.236**	-76.776**	-74.476**	-64.228**
	[6.826]	[6.214]	[16.630]	[8.020]
Observations	10726	8444	1672	3638
Chi2	1979.19	1816.91	592.21	980.36
Pseudo R2	0.04	0.04	0.08	0.05

Tabla N° 9A

Ecuación de las Horas trabajadas para el Resto

hstr	Año		Panel	
	1998	2005	1998	2005
pric	6.258**	7.487**	10.083*	13.290**
	[2.080]	[2.472]	[5.059]	[3.222]
seci	4.996*	6.835**	8.41	12.313**
	[2.025]	[2.274]	[4.935]	[3.013]
secc	7.410**	10.449**	9.546	12.883**
	[2.195]	[2.343]	[5.188]	[3.067]
supi	12.981**	12.712**	16.600**	12.020**
	[2.436]	[2.596]	[5.734]	[3.399]
supc	13.486**	15.912**	16.192*	19.074**
	[2.905]	[2.868]	[6.358]	[3.486]
hombre	18.732**	20.399**	11.979**	13.556**
	[0.961]	[0.969]	[1.725]	[1.050]
edad	6.595**	7.083**	4.071**	3.975**
	[0.361]	[0.347]	[0.628]	[0.340]
edad2	-0.089**	-0.092**	-0.066**	-0.063**
	[0.005]	[0.005]	[0.011]	[0.006]
casado	-4.559**	-0.737	-8.238*	0.673
	[1.587]	[1.590]	[3.626]	[1.907]
men18	-14.999**	-18.551**	-6.038	-19.699**
	[1.731]	[1.989]	[3.319]	[2.237]
concurr	-53.530**	-35.865**	-41.615**	-27.988**
	[1.505]	[1.556]	[3.211]	[1.875]
estadoj	0.482	0.402	5.585*	3.273*
	[1.242]	[1.269]	[2.379]	[1.338]
estadoc	1.342	-0.316	3.032	2.066
	[1.090]	[1.041]	[2.049]	[1.194]
_se	38.322**	36.366**	22.667**	25.401**
	[0.488]	[0.488]	[0.822]	[0.496]
Constant	-100.845**	-118.978**	-45.748**	-50.781**
	[6.000]	[5.902]	[9.449]	[5.224]
Observations	12682	10856	1588	4204
Chi2	6384.63	5175.45	1029.63	2662.52
Pseudo R2	0.12	0.11	0.18	0.14

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.  
 Nota: \* significant at 5%; \*\* significant at 1%. Estimación de máxima verosimilitud del modelo Tobit Valores t entre paréntesis. Se incluyeron a individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas

Tabla N° 10A

Tasa de Empleo, desempleo e inactividad, según nivel educativo y género

Nivel Educativo	1998			2005		
	Tasa de Empleo	Tasa de Desempleo	Tasa de Inactividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de Inactividad
Primario incompleto	47.8	6.9	48.7	50.0	4.3	47.8
Primario completo	52.9	10.1	41.2	53.3	8.2	42.0
Secundario incompleto	62.4	8.5	31.8	66.7	7.8	27.6
Secundario completo	38.7	11.0	56.5	40.9	11.0	54.1
Superior incompleto	70.1	7.9	23.9	70.8	8.2	22.8
Superior completo	45.9	9.1	49.5	50.3	10.6	43.8
Total	55.8	8.4	39.1	59.6	8.1	35.2

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006

Tabla N° 11A

Bootstrap de los coeficientes de Gini observados

	Periodo	Gini	Intervalo de confianza del 95%	
Ondas	1998	43.82	43.31	44.43
	2005	44.62	43.88	45.96
Paneles	1998	43.18	41.95	44.40
	2005	42.88	42.24	43.67

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de mayo de 1997 a mayo de 2000 y del primer semestre de 2004 al segundo de 2006.

Nota: Bootstrap con 300 repeticiones.

Tabla N° 12A

Descomposición del coeficiente de gini de los Ingresos laborales individuales

Efecto	1998	2005	Variación		Cambios Promedio
			1998 vs 2005	0.80	
Observado	43.82	44.62	1998	2005	
Parámetros + Características	46.41	46.72	-2.59	2.10	-0.25
1. Parámetros	43.56	45.53	0.26	0.91	0.58
1.1 Retornos a la educación	42.92	45.79	0.90	1.17	1.03***
1.2. Género	44.04	44.60	-0.22	-0.02	-0.12
1.3. Experiencia	44.60	44.00	-0.78	-0.62	-0.7
2. Características	46.87	45.77	-3.05	1.15	-0.95***
2.1. Estructura Educativa	44.34	44.33	-0.51	-0.29	-0.4***
2.2. Horas trabajadas	43.69	45.16	0.13	0.54	0.34**
2.3. Empleo	46.38	46.04	-2.56	1.42	-0.57***
4. Inobservables	45.35	43.43	-1.52	-1.19	-1.36***

Fuente: Elaboración propia en base a EPH de octubre de 1998 y del segundo semestre de 2005.

Nota: Cambios promedio. Individuos entre 14 y 65 años con respuestas validas.

\*\*\*Significant at 1%, \*\* Significant at 5%, \* Significant at 10%

## 8 BIBLIOGRAFÍA

- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate. *The Journal of Human Resources* VIII (4), 436-453.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. and Lustig, N. (1998). The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America. IDB-World Bank Research Proposal.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. and Lustig, N. (2001). "The Microeconomics of Income Distribution Dynamics".(paper presented at the Latin American Meeting of Econometric Society, Buenos Aires)
- Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.) (2005). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.
- Cowell, F. (1995): "Measuring inequality". LSE Handbooks in Economic Series, Prentice Hall Harvester Wheatsheaf.
- Gasparini, L., Marchionni, M. and Sosa Escudero, W. (2004). "Characterization of inequality changes through microeconometric decompositions. The case of Greater Buenos Aires". En Bourguignon, Lustig y Ferreira (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*, forthcoming.
- INDEC. (2003) "La nueva Encuesta Permanente de Hogares de Argentina"
- Juhn, C, Murphy, K. and Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market". *International Economic Review* 14.