

---

# CARACTERIZACIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA DESIGUALDAD Y LA POBREZA EN ARGENTINA HACIENDO USO DE TÉCNICAS DE DESCOMPOSICIONES MICROECOMETRICAS<sup>\*</sup>

## (1992-2001)

Monserrat Bustelo <sup>\*\*</sup>

Versión: Agosto 30, 2004

---

### Resumen

La pobreza y la desigualdad de los ingresos laborales y familiares en Argentina han experimentado un sostenido incremento a lo largo de la última década. Como es sabido el ingreso laboral es el producto entre el salario y las horas trabajadas. Si bien importantes resultados han surgido al analizar los cambios producidos en los determinantes del salario, las horas trabajadas han recibido menor atención por parte de la literatura. Es por ello que este trabajo busca caracterizar el impacto en la desigualdad del ingreso y en la pobreza que surge de los cambios experimentados por los determinantes de las horas trabajadas haciendo uso de técnicas de descomposiciones microeconómicas. Adicionalmente se persigue profundizar los estudios previos de medición del efecto distributivo que surge de cambios en los determinantes de los salarios por medio de la metodología de Quantile Regression.

### Abstract

Poverty and labor and family income inequality in Argentina have experienced a persistent increment during last decade. As it is well known, labor income can be expressed as the product between salary and hours of work. Even though important results have arisen from the analysis of changes on salary determinants, hours of work determinants have received less attention by the existing literature. That is why this paper tries to asses, making use of microeconometric decomposition techniques, the impact that changes on the determinants of the hours of work have on income inequality and poverty. Additionally this paper tries to study deeply, using Quantile Regression analysis, the way that the existing literature measures the distributive effect that emerge from changes on salary determinants.

Palabras claves: pobreza, desigualdad del ingreso, descomposiciones, horas trabajadas, salario, quantile regression, Argentina.

Clasificación JEL: C14, C15, C24, D31, I31, J23, J31

---

<sup>\*</sup> Este trabajo es una versión resumida de mi tesis para la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco especialmente a mi directora de tesis, Mariana Marchionni, por la constante guía y apoyo en la realización de este trabajo, a Walter Sosa Escudero por sus fructíferos aportes que ayudaron considerablemente a mejorar el análisis realizado, a Stephen Portnoy y Tereza Neocleous por las amables sugerencias para el uso del paquete econométrico de Censored Quantile Regresión en R, a Leonardo Lucchetti por sus permanentes y valiosos comentarios, a Martin Cicowiez por el soporte computacional y a Leonardo Gasparini por sus certeras recomendaciones.

<sup>\*\*</sup> Los comentarios son bienvenidos en [monsebustelo@yahoo.com.ar](mailto:monsebustelo@yahoo.com.ar). Los errores son de mi responsabilidad.

## 1. Introducción

En la gran mayoría de los países latinoamericanos la desigualdad y la pobreza han aumentado en los últimos años, siendo este un fenómeno también observado en la última década en Argentina<sup>1</sup>. La literatura empírica reciente demuestra la importancia que ha tenido el ingreso laboral en mencionada evolución. El *gráfico 1 en los paneles I y II* presenta las funciones de densidad del logaritmo del ingreso familiar equivalente<sup>2</sup> y del ingreso laboral. En los mismos se aprecia un marcado aplastamiento de las funciones entre 1992 y 1998 que favorece a los individuos de altos ingresos en detrimento de aquellos que se encuentran en la cola baja de la distribución mientras que, entre 1998 y 2001, se produce un nuevo aplastamiento de la función y un pronunciado desplazamiento hacia la izquierda perjudicando en términos relativos nuevamente a los individuos de bajos ingresos. En resumen esto se traduce en un marcado aumento de la desigualdad y en un incremento de la proporción de individuos con ingresos inferiores a la línea de pobreza.

Como es sabido, el ingreso laboral es el producto entre el salario<sup>3</sup> y las horas trabajadas. Importantes resultados han surgido de analizar los cambios producidos en los determinantes del salario. Al observar la función de densidad del logaritmo de este último (*gráfico 1, panel IV*), se aprecia un comportamiento similar al experimentado por el ingreso laboral y el ingreso familiar equivalente. De igual forma en la *tabla 1 y gráfico 2, panel II* se observa una marcada disminución en el salario medio de los deciles inferiores y un incremento en los deciles altos de la distribución del mismo.

Las horas trabajadas han recibido menor atención por parte de la literatura<sup>4</sup>. Sin embargo, cuando se estudia su evolución en Argentina se observa que las mismas pueden haber ejercido un no menos importante efecto sobre el ingreso laboral. En el *gráfico 1, panel III* se aprecia que, entre 1992 y 2001, la función de densidad del logaritmo de horas trabajadas ha sufrido un aplastamiento y desplazamiento hacia la izquierda indicando una mayor proporción de individuos en la cola inferior de la misma. Por su parte la *tabla 2 y el gráfico 2, panel I* muestran que las horas trabajadas semanales medias disminuyen para los deciles inferiores aunque aumentan levemente o permanecen casi constantes en los deciles altos de la distribución. Esta evolución perjudica a los de menores recursos puesto que la caída de horas se produce en los deciles bajos del ingreso laboral y del ingreso familiar equivalente, produciendo una mayor dispersión de las horas trabajadas (*tabla 2 y gráfico 3*).

Dado este escenario es importante indagar los factores que han contribuido a producir tal evolución. Naturalmente la respuesta no es ni fácil ni unívoca. Es por ello que el principal objetivo de este trabajo es avanzar en tal sentido haciendo uso de la metodología de descomposiciones microeconómicas propuesta inicialmente por Bourguignon, Ferreira y Lusting (1998) aplicada luego por Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004), para explorar el impacto en la desigualdad del ingreso y en la pobreza que surge de los cambios

---

<sup>1</sup> Ver Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2001), Gasparini y Sosa Escudero (2001) y Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004).

<sup>2</sup> Siguiendo a Buhmann et. al (1998) se define al ingreso familiar equivalente individual como el ingreso familiar total dividido por el número de adultos equivalentes en la familia elevado a un parámetro  $\phi$  que captura las economías de escala del hogar. Para su cálculo se utiliza la escala de adulto equivalente elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) utilizando un parámetro  $\phi=0.8$  para las medidas de desigualdad y un parámetro  $\phi=1$ , que implica ausencia de economías de escala, para las medidas de pobreza.

<sup>3</sup> A lo largo del trabajo se denomina salario al ingreso laboral horario.

<sup>4</sup> Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) estudian el impacto que ejercen las horas trabajadas agregadas sin profundizar en las variaciones de los determinantes de las mismas. Por otro lado, Marchionni y Gasparini (2003) estudian los cambios en la participación laboral como respuesta a cambios en las decisiones de fertilidad.

experimentados en las *horas trabajadas*. Adicionalmente se busca enriquecer las estimaciones tradicionales haciendo uso de la técnica de Quantile Regression (QR). La misma permite una mejor caracterización de la distribución condicional de la variable dependiente ya sea horas, salarios, etc, teniendo en cuenta el efecto de las heterogeneidades no observables de los individuos. Por último, se pretende profundizar la medición del impacto distributivo que surge de los cambios en los determinantes de los salarios por medio de la metodología desarrollada recientemente por Machado y Mata (2004).

Para la elaboración de este estudio se utiliza como fuente de datos las ondas de Octubre de la Encuesta Permanente de Hogares<sup>5</sup> (EPH) para el agregado de 16 aglomerados<sup>6</sup>. Para realizar el análisis se dividió la década en 2 subperiodos: 1992-1998 y 1998-2001. Los mismos presentan cierta estabilidad económica y permiten comparar y extender los resultados de trabajos previos<sup>7</sup>. Los ingresos utilizados están deflactados espacial y temporalmente, con excepción de los empleados en los análisis de pobreza. Para realizar dichos ajustes se utiliza una serie de precios regionales y el índices de precios al consumidor para Gran Buenos Aires

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. En la *sección 2* se realiza una descripción de la evolución de las horas trabajadas y del salario a través de estadísticas básicas. Si bien este punto tiene limitaciones debido a que es un estudio no condicional, el mismo contribuye a comprender los resultados obtenidos en los apartados siguientes. En la *sección 3* se describe brevemente la metodología y la estrategia de estimación utilizada. En la *sección 4* se estudia, por medio de un análisis de regresión, la variación de los determinantes de las horas trabajadas y del salario. Adicionalmente se enriquecen las técnicas tradicionales desarrolladas previamente por la literatura haciendo uso de Quantile Regression. Los resultados de dichas estimaciones se utilizan en la *sección 5* para caracterizar el cambio observado en la desigualdad y en la pobreza a través de técnicas de descomposiciones microeconómicas. Por último en la *sección 6* se presentan los comentarios finales.

## **2. Desigualdad y Pobreza. Un análisis no condicional**

Durante la década de los noventa la desigualdad del ingreso y la pobreza presentan un patrón creciente independientemente del índice utilizado para su medición. La *tabla 3* muestra estadísticas<sup>8</sup> de la desigualdad de los salarios, del ingreso laboral y del ingreso familiar equivalente. El coeficiente de Gini de la distribución de los salarios en 1992 es de 37.96 incrementándose 4.6 puntos entre 1992 y 1998 y 1.5 puntos entre 1998 y 2001, alcanzando un valor de 44.06. Por su parte el Gini de la distribución de ingresos laborales aumenta de 38.62 a 46.35 durante todo el periodo considerado. La desigualdad del ingreso familiar equivalente muestra un comportamiento similar a la de los ingresos anteriores. El Gini es de 42.08 en 1992, aumenta a 46.63 en 1998 y finaliza el periodo con un valor de 49.32. Los respectivos intervalos de confianza al 95% obtenidos por medio de la técnica de bootstrapping confirman el significativo incremento de la desigualdad entre 1992 y 2001.

---

<sup>5</sup>La Encuesta Permanente de Hogares(EPH) es relevada y procesada por el INDEC en mayo y octubre de cada año. A lo largo de la década la cobertura de centros urbanos (más de 100.000 habitantes) se ha ido incrementando, alcanzando en el 2003 el número de 33 aglomerados que representan alrededor del 70% de la población urbana del país y el 62% de la población total del país.

<sup>6</sup>La selección de dicha cantidad responde al hecho de que en 1992 la EPH solo dispone de información para los aglomerados de Comodoro Rivadavia, Córdoba, Río Gallegos, Gran Buenos Aires, Jujuy, La Pampa, La Plata, Neuquen, Paraná, Salta, San Juan, San Luis, Santa Fé, Santiago del Estero y Tierra del Fuego.

<sup>7</sup> Cabe resaltar que todos los ejercicios presentados a lo largo del trabajo se realizan también para los años 1996 y 2003. Los mismos no se muestran debido a que se buscó priorizar la comparación de los resultados obtenidos con los de trabajos previos.

<sup>8</sup> Ver Cowell (1995) para aspectos metodológicos sobre el cálculo de las mismas.

Por otra parte, la evolución de la pobreza<sup>9</sup> evidencia un aumento aun más profundo. Como se aprecia en la *tabla 4* la proporción de pobres en 1992 es de 19.53%, incrementándose a 27.43% en 1998 y alcanzando un valor de 36.51% en el año 2001. Los respectivos intervalos de confianza confirman nuevamente la significancia de dicho aumento. La tendencia creciente en la pobreza también se evidencia bajo la medición de diferentes indicadores los cuales se muestran en la tabla mencionada.

Puesto que detrás de estas evoluciones existe una gran cantidad de factores, este trabajo se concentra en explorar el impacto distributivo que surge de los cambios experimentados en las horas trabajadas y en los salarios como consecuencia a variaciones en las características observables de la población o en sus retornos. Por tal motivo, en esta sección se busca entender por medio de estadísticas básicas los cambios en ambos conceptos. Cabe aclarar que si bien el siguiente estudio es no condicional, el mismo brinda una idea inicial que va permitir comprender el análisis más profundo realizado por medio de descomposiciones microeconómicas en la *sección 5*.

## 2.1. Horas trabajadas<sup>10</sup>

En la *tabla 5* se observa que las horas trabajadas semanales medias disminuyen de 45.2 en 1992 a 44.4 en 1998, extendiéndose esta tendencia hasta finales de la década donde alcanzan un valor de 42.3. Sin embargo el promedio nacional oculta situaciones contrastadas según características demográficas y laborales de la población.

Entre 1992 y 1998 las horas trabajadas medias de aquellos trabajadores que tiene un nivel de instrucción correspondiente a primaria incompleta disminuyen un 14%, mientras que para aquellos que tienen superior incompleto y completo aumentan un 2.2% y un 0.6% respectivamente. Entre 1998 y 2001, si bien se incrementan muy levemente las horas trabajadas en primaria completa, el resto de los niveles presenta una caída en las mismas, distinguiéndose las disminuciones más profundas en los niveles educativos inferiores. En resumen, a lo largo de la década las horas trabajadas medias han disminuido en los niveles de primaria incompleta y completa y secundaria incompleta mientras que los niveles superiores muestran una evolución contraria.

Las horas trabajadas medias son superiores para el hombre y este patrón es observado a lo largo de todos los años. En promedio, en 1992 los hombres trabajan 29% más que las mujeres. Si bien las horas disminuyen para ambos sexos, las mujeres experimentan una caída mayor en el periodo alcanzando la brecha un valor de 32% en el 2001.

Dividiendo a la población trabajadora en 5 grupos etáricos puede distinguirse una mayor disminución de las horas trabajadas en el grupo de los más jóvenes y en el de los de mayor edad a lo largo de toda la década. Cabe aclarar que la marcada caída observada en este último grupo es atribuible en gran parte a una gran reducción de las horas medias de la población femenina. A su vez puede distinguirse comportamientos diferentes entre ambos géneros puesto

---

<sup>9</sup> Las medidas de pobreza utilizadas son las llamadas Foster, Greer y Thorbeck:  $FGTa = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{x_i}{z}\right)^a I(x_i \leq z)$

donde  $x_i$  es el ingreso,  $z$  es la línea de indigencia o pobreza,  $I(e)$  es una función indicadora que toma valor uno si  $e$  es verdadero y cero en caso contrario y  $a$  es un factor de penalización de la brecha de pobreza. De la ecuación anterior surgen tres medidas de pobreza de acuerdo al valor que tome el coeficiente de penalización (0,1 ó 2).

<sup>10</sup> Se denomina horas trabajadas a las horas laborales semanales totales (horas trabajadas en la ocupación principal y la secundaria).

que para las mujeres las horas medias se reducen entre la edad de 35 y 44 años sugiriendo el natural periodo de fertilidad de este grupo.

Se observa una disminución en las horas trabajadas medias de todas las regiones. Cuyo y Gran Buenos Aires son las que experimentan las mayores caídas siguiéndole Pampeana, Patagonia y en último lugar Noroeste. El ranking varía al dividir el periodo completo en subperiodos.

La *tabla 6* muestra las horas trabajadas medias para jefe y cónyuges de acuerdo al número de hijos menores a 18 años que viven en el hogar. Existe un claro patrón negativo entre las horas trabajadas de los cónyuges y el número de hijos. La relación de los jefes es menos clara puesto que los mismos aumentan las horas trabajadas a mayor cantidad de hijos. Para este último grupo los picos de horas trabajadas se encuentran entre el rango de 1 a 4 hijos. Por último existe una disminución de horas trabajadas a lo largo del tiempo tanto para jefes como para cónyuges presentando la mayor variación el estrato de 5 o más hijos.

## **2.2. Salarios**

En la *tabla 8* se observa que, si bien el salario medio a lo largo de la década aumenta muy levemente permaneciendo en líneas generales casi constante, un análisis mas detallado dilucida cambios no uniformes experimentados por la distribución del mismo.

La brecha entre el salario de los trabajadores menos calificados y los más calificados aumenta. Entre 1992 y 1998 el salario medio cae para todos los niveles educativos con excepción de superior completo. Si bien en los tres años siguientes hay una disminución en casi todos los niveles, la caída mas profunda se observa en el más alto de ellos. Considerando el periodo completo se concluye que los trabajadores de baja calificación experimentan grandes perdidas de salarios mientras que, por el contrario, los más calificados tienen un aumento en el mismo. También es interesante resaltar que cuando se divide a la población trabajadora en sexo y nivel educativo se aprecia que la brecha entre los trabajadores de altos y de bajos estudios es mayor para el género masculino. Por ejemplo, en el 2001 el salario de un hombre con educación superior completo es aproximadamente un 316% mayor al de aquel con educación primaria incompleta mientras que el salario de una mujer con educación superior completo es aproximadamente un 166% mayor al de aquella con educación primaria incompleta.

En promedio el salario de los hombres es superior al de las mujeres siendo la brecha de salarios entre géneros de 4% en el 2001. Los salarios aumentan entre 1992 y 2001 para ambos grupos, si bien se reducen entre 1998 y el final del periodo.

Considerando el periodo completo, los trabajadores de mayor edad experimentan aumentos en el salario medio mientras que los más jóvenes sufren reducciones en el mismo.

La evolución del salario medio es disparar entre regiones por periodos. Entre 1992 y 1998 sólo las regiones de Gran Buenos Aires, Patagonia y Cuyo resultan favorecidas al experimentar aumentos. Por otra parte entre 1998 y 2001 hay una caída general en los salarios, siendo la región de Cuyo la más perjudicada. Cabe destacar que en el 2001 los trabajadores de la región Patagonia y de Gran Buenos Aires son los que perciben mayores salarios, siguiéndole Pampeana, Noroeste y Cuyo en último lugar.

Dividiendo a la población por sector se encuentran comportamientos disímiles. A lo largo de la década el sector agrícola experimenta un aumento en el salario medio del 49%. Administración publica, educación; salud y otros, manufacturas y construcción presentan también incrementos

aunque de menor magnitud. Por último comercio, servicios públicos y servicios financieros son los únicos sectores que se han visto perjudicados por reducciones en el salario medio.

Cuando se discute el grado de formalidad de la economía es necesario adoptar una definición de la misma debido a que en la literatura se utiliza el término de informalidad para hacer referencia a dos conceptos distintos. El primero de ellos está relacionado con el cumplimiento de las normas vigentes en términos de contratos, impuestos, regulaciones y beneficios sociales. En cambio el segundo concepto denota características no normadas del empleo como la productividad del trabajador, el grado de calificación requerida y el salario o el grado de estabilidad. En este trabajo se asume la segunda definición<sup>11</sup>. Por lo tanto se asume que el grado de informalidad es menor para el trabajador patrón, el asalariado que trabaja en empresas privadas grandes (más de 5 personas) o públicas y el independiente con calificación profesional. Contrariamente se considera que el trabajador asalariado en empresa pequeña, el independiente no profesional y el familiar sin salario es más vulnerable a pertenecer a empleos de baja productividad, en sectores marginales y usualmente inestables. Como es de esperar los trabajadores formales reciben mayores salarios. Por otra parte este grupo de trabajadores experimenta a lo largo de la década un aumento en el salario medio mientras que el mismo cae para el grupo de trabajadores informales.

### 2.3. Estructura

Cambios en la estructura de la población pueden modificar la distribución de salarios e ingresos. Como se observa en las *secciones 2.1 y 2.2* las variaciones en las horas trabajadas y en los salarios no son homogéneas por nivel educativo. Como bien explican Gasparini et. al (2004) resulta interesante entonces explorar los cambios en la estructura educativa. En la *tabla 7* se aprecia una reducción de la proporción de individuos con baja educación y un aumento en el porcentaje de personas más educadas. Cabe resaltar que la variación en la estructura educativa es más desigual entre 1992 y 1998 puesto que la proporción de individuos con baja instrucción se reduce considerablemente mientras que los que tiene superior incompleta y completa presentan variaciones importantes. Entre 1998 y 2001, los cambios son más moderados en los niveles extremos de educación puesto que secundaria incompleta presenta una gran variación negativa mientras que secundaria completa muestra el comportamiento opuesto.

Por otra parte, en la *sección 2.1* se aprecia como las horas trabajadas de jefes y cónyuges responden al número de hijos menores a 18 años que habitan en el hogar. Cabe esperar que las decisiones laborales de estos dos grupos puedan verse afectadas por cambios en la estructura de hijos. La *tabla 7* muestra como a lo largo de la década existe una tendencia de la población trabajadora<sup>12</sup> a tener menor cantidad de hijos.

Finalmente, debido al incremento de la informalidad en Latinoamérica documentada por varios trabajos en la literatura<sup>13</sup> puede ser interesante e importante estudiar la evolución de la misma en Argentina. Explorando el grado de formalidad de la población trabajadora se aprecia una caída de la proporción de trabajadores formales y un aumento de los informales. Sin embargo al dividir a la población por sexo se observan comportamientos disímiles. El porcentaje de trabajadores formales de sexo femenino aumenta mientras que el grupo de trabajadores formales de sexo masculino muestra una evolución opuesta.

---

<sup>11</sup> Se sigue la definición adoptada por Gasparini (2003).

<sup>12</sup> A lo largo del estudio se considera como población trabajadora a los individuos ocupados entre 14 y 65 años de edad con respuestas coherentes.

<sup>13</sup> Ver Gasparini et al. (2003), Gasparini (2003).

### 3. Metodología

En esta sección del trabajo se mantienen dos discusiones separadas y bien relevantes. La primera describe la metodología de descomposiciones microeconómicas mientras que la segunda propone la estrategia de estimación necesaria para llevar a cabo dicha descomposición.

#### 3.1. Metodología de descomposiciones microeconómicas<sup>14</sup>

La idea básica de esta técnica reside en construir una distribución contrafactual del ingreso que permita caracterizar los cambios distributivos observados. Para lograr este objetivo se considera 2 momentos en el tiempo  $t_1$  y  $t_2$  y se modela una distribución del ingreso contrafactual en  $t_1$  reemplazando el valor de alguno de sus determinantes (características observadas o retornos) por su correspondiente valor en  $t_2$  manteniendo constante el resto. Luego se compara, mediante el uso de algún indicador, la distribución real del ingreso con la contrafactual resultante. De esta forma es posible cuantificar el efecto distributivo que ejerce la variación de dicho parámetro o característica.

Formalmente se modela al ingreso laboral de un individuo  $i$  en el momento  $t_1$  como el producto de las horas trabajadas y el salario:

$$Y_{Lit_1} = L_{it_1}(\mathbf{I}_{t_1}, z_i) \times W_{it_1}(\mathbf{b}_{t_1}, x_i) \quad (1)$$

donde  $z_i$  es el vector de las características observables del individuo que afecta las horas trabajadas,  $x_i$  es el vector de las características observables que afecta al salario, mientras que  $\mathbf{I}_{t_1}$  y  $\mathbf{b}_{t_1}$  son los vectores de retornos de las horas trabajadas y del salario respectivamente.

Como interesa también estudiar los cambios distributivos en el ingreso familiar se puede considerar que el ingreso no laboral del individuo  $i$  permanece constante, siendo posible de esta forma construir al ingreso familiar equivalente por medio de la siguiente ecuación:

$$Y_{it_1}^e = \sum_{jehl} (Y_{Ljt_1}(\mathbf{I}_{t_1}, \mathbf{b}_{t_1}, z_i, x_i) + Y_{NLjt_1}) / (A_{ht_1})^f \quad h = 1, \dots, H \quad (2)$$

siendo  $Y_{NL}$  el ingreso no laboral,  $A_h$  la suma de adultos equivalentes y  $f$  el coeficiente de economía de escala interna al hogar.

---

<sup>14</sup> Blinder y Oaxaca (1973), en su trabajo pionero, hacen uso de la técnica de descomposiciones microeconómicas para estudiar si existe discriminación salarial por género. Los autores presentan una técnica que capta sólo las diferencias en las medias de dos distribuciones. Juhn, Murphy y Pierce (1993) extienden esta metodología para explicar diferencias en toda la distribución suponiendo formas funcionales lineales. Finalmente Bourguignon, Ferreira y Lusting (1998) amplían el enfoque permitiendo su aplicación a formas funcionales diversas. Variantes de esta metodología han sido aplicadas por Bouillon, Legovini y Lusting (1998), Bourguignon, Ferreira y Leite (2001), Bourguignon, Ferreira y Lusting (2001), Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) y Marchionni y Gasparini (2003) entre otros. Trabajos recientes como Gasparini et al. (2003), Machado y Mata (2004) y Sosa Escudero et al. (2004) amplían este método utilizando técnicas de Quantile Regression.

Si se denomina en forma genérica  $k_{t_1}$  al conjunto de vectores  $\mathbf{I}_{t_1}, \mathbf{b}_{t_1}, z_i, x_i$  e  $Y$  al ingreso laboral o familiar equivalente, la distribución del ingreso no condicional o marginal observada en el momento  $t_1$  viene dada por la siguiente expresión:

$$D_{t_1} = \{Y_{it_1}(k_{t_1}), \dots, Y_{nt_1}(k_{t_1})\} \quad (3) \quad \text{para } i = 1, \dots, n$$

Modificando algún elemento de  $k_{t_1}$  por su correspondiente valor en  $t_2$  la nueva distribución del ingreso contrafactual o simulada que resulta es:

$$D_{t_2} = \{Y_{it_2}(k_{t_2}), \dots, Y_{nt_2}(k_{t_2})\} \quad (4) \quad \text{para } i = 1, \dots, n$$

Comparando la distribución real de ingreso con la contrafactual (expresiones 3 y 4) es posible medir la contribución del cambio de  $k$  entre  $t_1$  y  $t_2$  (manteniendo todo lo demás constante) al cambio total de la distribución del ingreso observada. Este trabajo busca cuantificar principalmente cambios en la pobreza y en la desigualdad haciendo uso de indicadores  $I(D)$ . Por lo tanto, el efecto del cambio en el argumento  $k$  viene dado por:

$$I(D_{t_2}(k_{t_2})) - I(D_{t_1}(k_{t_1})) \quad (5)$$

Es importante aclarar que esta metodología presenta el problema denominado *path dependence*, es decir, los resultados difieren según el periodo de referencia que se considere. Para solucionar esta limitación se sigue la propuesta utilizada en los estudios previos. Se realizan alternativamente los ejercicios de descomposiciones considerando como año base a  $t_1$  y a  $t_2$ , y posteriormente se calcula el promedio de los resultados obtenidos.

### 3.2. Estrategia de estimación

Para llevar adelante las simulaciones se debe determinar la estrategia de estimación de los ingresos laborales. Para ello se debe especificar y estimar modelos de horas trabajadas y de salarios con el fin de obtener los parámetros  $\mathbf{I}$  y  $\mathbf{b}$  respectivamente. Este trabajo propone 2 metodologías para llevar adelante mencionadas estimaciones: la que se puede denominar como Tradicional y la de Quantile Regression (QR). A continuación se realiza una breve descripción de ambas especificaciones.

#### 3.2.1. Tradicional

Siguiendo a Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) se propone estimar la ecuación de horas trabajadas a través de un modelo Tobit estándar de datos censurados puesto que la variable dependiente es positiva si el individuo trabaja y es cero en caso contrario. La ecuación a estimar viene dada por:

$$E(L_i / z) = \mathbf{I}'z \quad (6)$$

donde  $L_i = \tilde{L}_i$  si  $\tilde{L}_i > 0$  ó  $L_i = 0$  si  $\tilde{L}_i \leq 0$ .

Adicionalmente se propone estimar, por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la ecuación de salarios. La misma está determinada por la siguiente expresión:

$$E(W / x) = \mathbf{b}'x \quad (7)$$

Cabe aclarar que bajo esta especificación se decide estimar la ecuación de salarios haciendo caso omiso a problemas de sesgo por selección puesto que se busca priorizar la comparación de los resultados de las descomposiciones bajo estimaciones tradicionales con los obtenidos mediante el uso de la segunda propuesta de estimación que a continuación se detalla.

### 3.2.2. Quantile Regression

En presencia de heterogeneidades no observadas el método de estimación tradicional provee una caracterización muy limitada de la relación entre la variable dependiente y los regresores. La técnica de QR, propuesta inicialmente Koenker y Basset(1978), busca modelar cuantiles condicionales y, de esta forma permitir captar el impacto del cambio de los regresores en toda la distribución condicional. Esta técnica ofrece un natural método para analizar la variabilidad estadística causada tanto por heterocedasticidad en los datos o por no homogeneidad en la población<sup>15</sup>.

Utilizando esta metodología se propone enriquecer las estimaciones tradicionales y, por consiguiente, los ejercicios de simulación del *punto 3.1*.

Se estima la ecuación de horas trabajadas mediante el uso de Censored Quantile Regression (CQR) puesto que, como se mencionó anteriormente, la variable dependiente presenta censura.

Powell (1986) en su paper seminal trata inicialmente el problema de censura bajo la técnica de QR. Posteriormente Buchinsky (1994), Fitzenberger (1997) y Portnoy (2003) entre otros, extienden este análisis y proponen diversos algoritmos de resolución. En el presente trabajo se estima la ecuación de participación utilizando los algoritmos sugeridos por Buchinsky y por Portnoy<sup>16</sup>.

Llamando  $\{C_i\}$  a los puntos de censura de la variable dependiente, el grupo de datos esta dado por  $\{x_i, L_i, \{\Delta_i\}\}$ , donde  $\{\Delta_i = I(L_i \geq C_i)\}$  es un indicador de censura que toma el valor de  $\Delta_i=0$  para las observaciones censuradas denotadas por  $L_i$  y definidas por  $L_i = \min\{L_i, C_i\}$ .

Para  $\forall q \in (0,1)$  el  $q^{th}$  cuantil de la distribución condicional de horas trabajadas puede modelizarse como:

$$Q_{L/Z}(q) = z' \mathbf{l}(q) \quad (8)$$

En forma análoga, se estima la ecuación de salarios mediante la técnica de QR. En este caso el cuantil  $q^{th}$  de la distribución condicional del logaritmo del salario puede modelizarse como:

$$Q_{W/X}(q) = x' \mathbf{b}(q) \quad (9)$$

15 Una buena y simple introducción de esta técnica la realizan Koenker y Hallock (2001).

16 Ver Buchinsky (1996) y Portnoy (2003) para el estudio de los algoritmos de resolución propuestos por los respectivos autores.

Como se mencionó anteriormente la ecuación de salarios se estima sin controlar sesgo por selección debido a la dificultad que se presenta al querer especificar un modelo correcto bajo la técnica de QR<sup>17</sup> considerando dicho problema.

El hecho de que los parámetros  $\mathbf{I}$  y  $\mathbf{b}$  dependan explícitamente de  $\mathbf{q}$  implica que el efecto que tiene cada variable sobre las horas trabajadas o sobre los salarios puede variar a través de los cantiles condicionales de las distribuciones de horas trabajadas y de salarios. Por ejemplo, si se supone que  $x$  denota años de educación de un individuo, bajo la estimación tradicional se obtiene un  $\mathbf{b}$  para toda la población que puede suponerse positivo. Esto implica que mayor educación incrementa el salario de un individuo. Pero bajo la estimación de QR podría suceder que  $\mathbf{b}(\mathbf{q})$  sea positivo y creciente en  $\mathbf{q}$ . Esto significa que los salarios se incrementan a mayor educación y este efecto es más importante relativamente en los cuantiles altos de la distribución, lo cual aumenta la dispersión salarial.

Para llevar a cabo los ejercicios de descomposiciones propuestos en el apartado 3.1. Mediante la técnica de QR, al obtener un vector  $\mathbf{I}$  o  $\mathbf{b}$  por cada cuantil condicional de la distribución de horas trabajadas o salario, la construcción de la distribución no condicional requiere un tratamiento especial. Para realizar este paso se sigue la metodología presentada por Machado y Mata(2004)<sup>18</sup>. Estos autores estiman para el caso de Portugal una ecuación de salario mediante la técnica de QR y presentan un tratamiento para marginalizar la distribución condicional estimada. Una aplicación reciente de este análisis se encuentra en el trabajo de Sosa Escudero y Lucchetti (2004) donde se explora, mediante el uso de técnicas de microdescomposiciones, los cambios observados en la desigualdad y la pobreza en el Perú.

La idea básica detrás de la metodología propuesta por estos autores es que si  $w/x \sim F$ , por el Teorema de Transformación de Probabilidad Integral<sup>19</sup> si los cuantiles  $\{\mathbf{q}_i\}_{i=1}^m$  están contruidos a partir una distribución uniforme (0,1), las correspondientes  $m$  estimaciones de los cuantiles condicionales de  $w$ ,  $\{x \hat{\mathbf{b}}(\mathbf{q}_i)\}_{i=1}^m$ , constituyen una muestra aleatoria con distribución  $F$ . Luego, para obtener una muestra de la función marginal en vez de mantener a  $x$  en un valor fijo, se construye una muestra aleatoria de tamaño  $m$  de los regresores  $x$  de la distribución apropiada.

#### 4. Ecuación de horas trabajadas y de salarios. Un análisis condicional

En esta sección se muestran y discuten los resultados que surgen al aplicar las estrategias de estimación presentadas en el apartado 3.2.

##### 4.1. Ecuación de horas trabajadas

La tabla 9 muestra el resultado de la estimación de la ecuación de horas trabajadas para Argentina. Por simplicidad se supone que las decisiones de participación laboral se determinan

<sup>17</sup> Aplicaciones desarrolladas bajo esta técnica se encuentran en Buchinsky (1996, 2001), Fitzenberger (2003) y Tannuri-Pianto, Pianto y Arias (2003).

<sup>18</sup> Se agradece al Dr. Walter Sosa Escudero por las valiosas explicaciones, notas y sugerencias para la aplicación empírica de este punto.

<sup>19</sup> El Teorema de Transformación de Probabilidad Integral postula que si  $U$  es una variable aleatoria uniforme en (0,1) y  $F$  es la función distribución acumula de una variable continua  $x$ , entonces  $F^{-1}(U) \sim F$ .

secuencialmente según el rol en el hogar del individuo<sup>20</sup>. A las decisiones del jefe le siguen las del cónyuge y a estas las del resto de los miembros del hogar. Es por ello que se realizan estimaciones de horas laborales y de salarios dividiendo a la población trabajadora en jefes, cónyuges y resto. Por otra parte se supone que el número de horas que desea ofertar el individuo depende de características individuales y de características del hogar. Dentro del primer grupo se incluyen 5 dummies por nivel educativo siendo primaria incompleta la categoría base. También se adicionan controles por asistencia a un centro de enseñanza regular, edad y edad al cuadrado, género y región geográfica en la que habita el individuo. Entre las características del hogar se incorpora, para el grupo de jefes y de cónyuges, una variable que tiene en cuenta la cantidad de hijos menores de 18 años en el hogar.

Todos los coeficientes de educación son positivos y significativos. Adicionalmente los coeficientes son crecientes por nivel educativo con excepción de superior incompleto que es inferior a secundaria completa en la ecuación de jefes y de superior completo que es inferior a superior incompleto en la ecuación del resto. Entre 1992 y 1998 todos los coeficientes de educación se incrementan siendo estos aumentos marginales en el nivel de primaria completa para jefes y cónyuges y significativos para resto. Entre 1998 y 2001, mientras que para el grupo de jefes los coeficientes se incrementan en todos los niveles de instrucción, en el grupo de cónyuges se observa en general un comportamiento opuesto. Por otra parte para el resto de los miembros del hogar los coeficientes disminuyen en los niveles inferiores pero aumentan en todos los superiores.

Como es de esperar la asistencia a un centro de enseñanza regular disminuye las horas trabajadas. En casi todos los casos el coeficiente resulta ser significativo y decreciente en el tiempo para el grupo de jefes mientras que para el grupo de cónyuges y resto se observa el comportamiento opuesto.

Los coeficientes de edad y edad al cuadrado se utilizan como proxy de experiencia. Todos los coeficientes son significativos y sugieren un perfil de horas trabajadas con forma de U invertida. Si bien a lo largo de los años se observa que los perfiles cambian, la variación de los mismos no es homogénea entre grupos.

También se realiza un control por edad incorporando en la ecuación del resto de los individuos del hogar una variable que tiene en cuenta si el mismo es menor a 18 años. Como es de esperar el coeficiente negativo y significativo denota que aquellas personas con una edad inferior a 18 años dedican una menor cantidad de horas a la actividad laboral.

Se observa que el hombre trabaja más que la mujer siendo esta brecha muy marcada dentro del grupo de cónyuges.

Al realizar controles específicos dentro de cada grupo, se aprecia que ser jefe casado incrementa las horas trabajadas. Por otro lado, existe una relación negativa tanto para el grupo de jefes como para el de cónyuges entre la cantidad de hijos menores de 18 años en el hogar y las horas trabajadas, siendo esta relación más marcada para este último grupo. Este efecto es similar al encontrado bajo el análisis no condicional de la *sección 2*. Por otra parte, la decisión de trabajar del jefe afecta a la decisión del cónyuge y del resto, aunque no de igual forma. Mientras que el cónyuge trabaja menor cantidad de horas cuando el jefe esta ocupado, el resto se comporta de manera opuesta. Finalmente, los controles por región no arrojan un claro patrón sistemático de comportamiento.

---

<sup>20</sup> En este punto se sigue a Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004).

Como fue explicado en la sección anterior, se busca estimar la ecuación de participación haciendo uso de la técnica de Censored Quantile Regression puesto que la misma brinda una mejor caracterización de los determinantes de la distribución de horas trabajadas al obtener estimaciones para cada cuantil condicional. Debido a que cónyuge y resto en su gran mayoría no trabajan, la censura en estos grupos es significativa e impide obtener las estimaciones de los coeficientes de la ecuación de participación. Por la misma razón, para el grupo de jefes sólo es posible obtener estimaciones a partir del cuantil 0.5 para toda Argentina y del 0.3 para el Gran Buenos Aires. Es por ello que en esta sección se muestran los resultados para jefes en el aglomerado mencionado haciendo uso de la metodología presentada por Portnoy.

En la *tabla 10* se muestran las estimaciones por el método de Tobit para este aglomerado. Como se aprecia, los resultados no difieren sustancialmente de los obtenidos para Argentina. El *gráfico 4* realiza una comparación entre años de los coeficientes de CRQ<sup>21</sup>.

El coeficiente de la constante es positivo y creciente entre cuantiles. Por este motivo si el coeficiente de los regresores resultara ser constante para todos los cuantiles nos enfrentaríamos a un caso homocedástico donde las estimaciones de CQR no brindarían mayor información a las obtenidas por Tobit. Caber resaltar que las estimaciones por CQR difieren sustancialmente con aquellas obtenidas por el método tradicional en los coeficientes de educación, edad y género, no brindando información adicional para los restantes regresores.

Todos los coeficientes conservan el signo encontrado en las estimaciones por Tobit. Respecto a los coeficientes de educación, a medida que se incrementa el nivel de instrucción las curvas tienen una mayor pendiente negativa, traduciéndose esto en un mayor efecto de los incrementos en la educación de horas trabajadas en los cuantiles bajos de la distribución condicional. En resumen, contrariamente a lo que ocurre con los salarios en la gran mayoría de los países<sup>22</sup>, la dispersión de horas trabajadas se reduce al incrementar los niveles educativos. Y dicha dispersión en el caso de Gran Buenos Aires disminuye a lo largo de los años.

El coeficiente de asistencia a un centro de escolaridad regular no presenta mayores diferencias a los obtenidos bajo estimaciones Tobit.

Entre 1992 y 2001 el coeficiente de edad se incrementa y el de edad al cuadrado disminuye siendo estos cambios mayores en los cuantiles inferiores de la distribución, lo cual denota que la curva con forma de U invertida presenta una mayor concavidad a lo largo de la década sobre todo en la parte baja de la distribución condicional.

La dispersión de horas trabajadas dentro del grupo de los hombres es menor puesto que los coeficientes de horas trabajadas se reducen a medida que nos trasladamos hacia mayores cuantiles de la distribución condicional.

Finalmente, los coeficientes de casado y de cantidad de hijos menores a 18 años son consistentes con aquellos obtenidos por Tobit y no presentan un patrón sistemático a través de los años.

---

<sup>21</sup> Los resultados de las estimaciones de Censored Quantile Regression en tabla y en forma gráfica junto con los coeficiente que surge de la estimación Tobit y los respectivos intervalos de confianza al 95% obtenidos bajo la técnica de bootstrapping no se muestran en el presente trabajo. Los mismos se encuentran disponibles en caso de ser requeridos.

<sup>22</sup> Ver Machado y Mata (2004).

## 4.2. Ecuación de salarios

La *tabla 11* muestra los resultados de la ecuación minceriana del logaritmo de los salarios para los años 1992, 1998 y 2001. Las primeras tres columnas hacen referencia al jefe del hogar. En las restantes se aprecian los resultados del cónyuge y del resto de los integrantes del hogar respectivamente. El vector de regresores incluye dummies de educación, edad y edad al cuadrado, género, sector, región geográfica e informalidad laboral.

Para medir el impacto de la educación se incluyen las mismas dummies utilizadas en la ecuación de horas siendo nuevamente primaria incompleta la categoría base. Los coeficientes de todos los niveles educativos resultan ser positivos y significativos con excepción de primaria completa para cónyuges. Cada nivel contribuye significativamente a incrementar el salario. En el año 2001, *ceteris paribus*, un jefe del hogar con primaria completa percibe un salario 18% mayor respecto a un jefe con primaria incompleta. Los retornos para secundaria incompleta y completa, superior incompleto y completo son un 29%, 51%, 75% y 109% mayores respectivamente en relación a la categoría base.

Para jefe y resto el coeficiente correspondiente a superior completo se incrementa entre 1992 y 1998, mientras que se reducen los coeficientes correspondientes a los restantes niveles educativos. Entre 1998 y 2001 los coeficientes de jefe no varían significativamente pero los de cónyuge y resto se incrementan marcadamente en los niveles inferiores y levemente los superiores.

Para los tres grupos se aprecia que los coeficientes de edad y edad al cuadrado denotan perfiles que tienen una marcada forma de U invertida. En este caso, al igual que los perfiles de horas trabajadas-edad, la variación de los mismos no es homogénea entre grupos.

Ser hombre incrementa el salario percibido en relación a las mujeres, con excepción del grupo de los cónyuge donde este coeficiente no resulta ser estadísticamente significativo. Si bien la brecha entre géneros se fue cerrando para el grupo de jefes, para el resto la misma aumenta considerablemente en el primer subperiodo y presenta una gran caída entre 1998-2001. Es decir que, si bien existe una brecha entre hombres y mujeres, también existe otra entre las personas de sexo masculino de los diferentes grupos determinado por el valor alto del coeficiente de los jefes y el valor bajo del mismo en cónyuge y resto. Esta diferencia entre hombres pertenecientes a grupos distintos se redujo entre 1992 y 1998 aminorando de esta forma el incremento en la brecha entre hombres y mujeres. El efecto contrario se produjo en el periodo siguiente.

Para controlar el potencial efecto de las ramas de actividad sobre los salarios, las regresiones incluyen 6 dummies sectoriales: construcción, comercio, servicios públicos, servicios financieros, administración pública y educación, salud y otras. La categoría omitida es el sector primario y el de manufacturas. En general no pertenecer a la categoría base se traduce en mayores salarios, con excepción de construcción en el grupo de jefe y de comercio en todos los casos. Servicios financieros y administración pública se encuentran entre los sectores más remunerados. Entre 1992 y 1998 los salarios se reducen para todos los sectores respecto al base, principalmente en aquellos más rentados y que concentran gran cantidad de gente, como es el caso de servicios financieros y de la administración pública. Por otra parte entre 1998 y 2001 aumentan los retornos de prácticamente todas las ramas de actividad, distinguiéndose el sector de construcción el cual alcanza niveles superiores a 1992 y pasa a ser estadísticamente significativo para el grupo de cónyuges y del resto. En sectores de altos retornos como servicios financieros y administración pública, si bien el salario aumenta, no alcanza los niveles de

principios de la década. Cabe destacar también que a comercio, uno de los sectores menos remunerados y de mayor concentración femenina, se le reduce el coeficiente en la ecuación de jefes pero se le incrementa considerablemente en la de cónyuge.

Del análisis no condicional realizado en la *sección 2* surge que los trabajadores informales presentan una mayor vulnerabilidad a pertenecer a trabajos de baja productividad. La *tabla 16* confirma estos resultados puesto que, manteniendo constante el efecto de las restantes características, el coeficiente para los trabajadores formales es positivo y estadísticamente significativo. Adicionalmente esta brecha experimenta un incremento a lo largo de los años.

En la regresión se incluyeron las mismas dummies utilizadas en la ecuación de horas para controlar diferencias salariales entre regiones. Todos los coeficientes son estadísticamente significativos y negativos a excepción del de Patagonia. Esto confirma los resultados obtenidos bajo el análisis no condicional en donde este aglomerado y el Gran Buenos Aires son los de mayor salario medio. Entre 1992 y 1998 todas las regiones experimentan un incremento en sus retornos siendo más significativos dichos aumentos en aquellas regiones más desfavorecidas en términos relativos en el primero de los años. La situación en el segundo subperiodo se revierte, aunque la misma no permite alcanzar los niveles observados a principios de la década.

En el *gráfico 5* se realiza una comparación entre años de los coeficientes que surgen de la estimación haciendo uso de la técnica de QR<sup>23</sup>. Cabe resaltar que, en general, las estimaciones por QR son bastantes similares a las obtenidas por MCO<sup>24</sup>. Las excepciones más marcadas se encuentran en los niveles educativos, en el coeficiente de formalidad y en algunos sectores o regiones.

De los coeficientes de educación se desprenden dos efectos. El primero de ellos, observado también en las estimaciones por MCO, muestra que a medida que se incrementa el nivel educativo se perciben mayores salarios. Este efecto se ilustra claramente en los gráficos puesto que a medida que aumenta el nivel educativo las curvas se trasladan hacia arriba. El segundo efecto se refiere a que, sobre todo en el grupo de jefes y resto, a medida que se avanza en los niveles educativos los cuantiles inferiores de la distribución condicional de salarios son los más perjudicados. La dispersión de salarios se incrementa a mayor nivel educativo, aunque la misma se reduce a través del tiempo puesto que, principalmente entre 1998 y 2001, los cuantiles inferiores se ven favorecidos con mayores retornos en términos relativos.

Los coeficientes estimados por QR en los sectores de servicios públicos, construcción y servicios financieros principalmente para el grupo de jefes se diferencian de los estimados por MCO. Estos sectores entre 1992 y 1998 experimentan un gran deterioro relativo en los cuantiles inferiores de la distribución condicional de salarios, el cual se mantiene entre 1998 y 2001. Algo similar se observa en el coeficiente de comercio para el grupo de cónyuges.

Los retornos a la formalidad son positivos y decrecientes respecto a los cuantiles de la distribución condicional de salarios. Esto muestra que dichos coeficientes son mayores para los cuantiles inferiores en términos relativos y que por lo tanto, la dispersión salarial de la distribución condicional de trabajadores formales es inferior respecto a la de informales.

---

<sup>23</sup> Los resultados de las estimaciones de la ecuación de salarios por la técnica de QR en tabla y en forma gráfica junto con el coeficiente estimado por MCO y los respectivos intervalos de confianza al 95% obtenidos bajo la técnica de bootstrapping no son mostrados en el presente trabajo. Los mismos se encuentran disponibles en caso de ser requeridos.

<sup>24</sup> Similar resultado encuentran Gasparini et. al para el caso de Bolivia.

Los coeficientes de región presentan una tendencia decreciente en relación a los cuantiles condicionales y en su gran mayoría son significativamente distintos a los obtenidos por MCO, denotando una menor dispersión salarial en la distribución condicional de salarios respecto a Gran Buenos Aires. Es decir que, manteniendo el resto de las características constantes, los individuos que habitan en la región Patagónica tienen mayores salarios aunque más concentrados en relación a la categoría base. Por otra parte los individuos pertenecientes a las restantes tres regiones cuentan con salarios inferiores aunque menos dispersos respecto a Gran Buenos Aires. Cabe remarcar que a través de los años no existe un patrón sistemático claro.

Los retornos a la experiencia y al género bajo esta técnica no brindan mayor información a la observada a través de la técnica tradicional.

## **5. Desigualdad y pobreza. Un análisis contrafactual**

En esta sección se analiza, haciendo uso de la metodología descrita en el *apartado 3.1*, los resultados que surgen de descomponer los cambios en la distribución de horas trabajadas y de salarios con el fin de cuantificar su incidencia en la pobreza y en la desigualdad del ingreso laboral y familiar equivalente. Para ello se hace uso del coeficiente de Gini para el estudio de la desigualdad y de las medidas de FGT0 y FGT2 para el estudio de la pobreza.

### **5.1. Horas trabajadas**

Al no ser posible obtener las estimaciones de la ecuación de horas trabajadas para Argentina o Gran Buenos Aires para todos los cuantiles y grupos poblacionales bajo la técnica de Censored Quantile Regression, el análisis de descomposiciones se realiza sólo utilizando la técnica tradicional de estimación.

En la *tabla 12* se muestran los resultados de la descomposición del coeficiente de Gini mientras que, en la *tabla 13*, se aprecian los resultados de la descomposición de las medidas FGT0 y FGT2. En ambas tablas se muestra el cambio real observado en la medida bajo consideración y el que surge al aplicar la metodología descrita en la *sección 3* de este trabajo. Un número positivo indica un incremento de la desigualdad o pobreza. Por ejemplo entre 1992 y 2001 el coeficiente de Gini de los ingresos laborales se incrementa 7.7 puntos indicando una mayor desigualdad. De igual forma, si sólo los parámetros de educación de la ecuación de participación varían, *ceteris paribus*, el Gini se incrementa 0.9 puntos. De forma análoga un número negativo denota una disminución.

El primer efecto que se observa en la tabla es aquel que surge de modificar todos los coeficientes de la ecuación de horas trabajadas que aparecen en la *tabla 8*. Se aprecia que dicho efecto es desigualdor tanto en los subperiodos considerados como en el periodo completo. Por otra parte, estos cambios también incrementan sustancialmente la pobreza.

El efecto de cambiar los parámetros de educación es alto en términos relativos tanto en pobreza como en desigualdad. Como fue comentado en la *sección 4* los parámetros para todos los niveles educativos superiores aumentan significativamente en el primer subperiodo, aunque también lo hacen, y de manera significativa, los pertenecientes a los niveles inferiores en el grupo del resto de los componentes del hogar. Esto se traduce en un efecto nulo sobre la desigualdad y en una reducción de la pobreza proveniente de aumentar las horas trabajadas en individuos que tienen bajo ingreso relativo. Entre 1998 y 2001 la gran mayoría de los grupos presentan una reducción de los coeficientes en los niveles bajos de educación y un gran

incremento en los altos, desembocando esto en una mayor desigualdad de los ingresos y en un leve incremento en la pobreza consecuencia de la reducción de las horas laborales en los individuos de bajo nivel educativo. El efecto neto del periodo completo resulta ser desigualador aunque con menor pobreza.

Del análisis de CQR cabe esperar que los efectos desigualadores encontrados en la *tabla 10* no sean tan marcados puesto que la dispersión dentro de cada grupo educativo se reduce a lo largo del tiempo. De igual forma podría esperarse que las disminuciones en la pobreza fueran mayores debido al marcado incremento de los coeficientes observado en los niveles bajos de la distribución condicional de horas.

La variación de la brecha de género en las horas trabajadas no produce significativas variaciones en la desigualdad, aunque disminuye la pobreza entre 1992 y 1998. Este hecho puede ser explicado por el aumento de dicho coeficiente y por lo tanto de las horas trabajadas de los jefes y del resto. Entre 1998 y 2001 este coeficiente es menor en todos los grupos, provocando un aumento en la pobreza. En el periodo completo se aprecia una reducción en la pobreza debido a que, si bien la brecha de género en las horas trabajadas disminuye, no alcanza los niveles de 1992.

Como se mencionó anteriormente los parámetros de región no presentan un patrón sistemático, traduciéndose esto en cambios no significativos en la dispersión del ingreso. En el primer subperiodo los coeficientes disminuyen (sobre todos los más negativos) para la gran mayoría de las regiones aumentando esto la pobreza. Tanto en el segundo subperiodo como en el periodo completo la proporción de individuos pobres disminuye puesto que aumentan la gran mayoría de los coeficientes, desembocando esto en mayores horas trabajadas y por lo tanto en mayores ingresos laborales si se mantiene el resto constante.

La reducción del coeficientes de hijos produce entre 1992 y 1998 un efecto desigualador y un incremento en la pobreza ya que aquellos grupos que trabajan menos en términos relativos reducen aún más sus horas laborales. En el siguiente subperiodo la desigualdad se reduce y la pobreza aumenta debido a la disminución de las horas trabajadas en el grupo de jefes y el aumento de las mismas en el grupo de cónyuges.

En la sección 2 se aprecia un marcado cambio en la estructura educativa de la población trabajadora. Los resultados de la descomposición sugieren que dicha evolución han ejercido un efecto igualador a través de la variación en las horas trabajadas.

Por último, el cambio experimentado en la estructura de hijos menores a 18 años en el hogar contribuye en forma muy poco significativa a los cambios observados tanto en la desigualdad como en la pobreza.

## **5.2. Salarios**

Para este análisis de descomposición es posible emplear tanto la estimación tradicional como aquella obtenida por la técnica de QR.

El cambio experimentado por los salarios produce un efecto desigualador en toda la década. La pobreza se reduce por este efecto en el primer subperiodo y aumenta en el segundo de ellos. Cabe destacar que, puesto que uno de los objetivos de este trabajo es centrarse en la ecuación de horas, el cambio de todos los parámetros de esta explican significativamente más la desigualdad y la pobreza que un cambio análogo en la ecuación de salarios. Este efecto

debería ser tenido en cuenta al momento de evaluar las causas del cambio observado en la distribución de los ingresos. Debido a que es difícil obtener una interpretación de este resultado ya que se varían todos los parámetros conjuntamente, a continuación se realiza un análisis individual de los efectos más relevantes.

Al modificar solamente los retornos de la educación, la desigualdad y la pobreza se incrementan entre 1992 y 1998 por MCO. Este efecto se debe a que los niveles superiores de instrucción se ven más remunerados, mientras que los niveles inferiores son los más perjudicados. Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) encuentran similares resultados para el caso de Gran Buenos Aires. De la ecuación de salarios se desprende que, entre 1998 y 2001, los individuos de baja educación experimentaron una mejora relativa en los retornos a la educación traducida en una reducción importante de la desigualdad y de la pobreza. El efecto neto de todo el periodo es una disminución en la desigualdad y un aumento en la pobreza<sup>25</sup>. Bajo el análisis de QR se aprecia que el efecto desigualador es menor y que el igualador es superior. Como fue explicado anteriormente, los cambios ocurridos favorecen siempre a los cuantiles bajos de la distribución condicional de salarios reduciendo esto la desigualdad dentro de cada grupo educativo.

La brecha de género experimenta variaciones importantes principalmente en el grupo de jefe y cónyuge. Esto genera una disminución de la desigualdad en el primer subperiodo y el efecto opuesto al final de la década. Puesto que los retornos de un gran número de personas se ven aumentados entre 1992 y 1998 y disminuidos entre este último año y el 2001, la pobreza observa un comportamiento opuesto al de la desigualdad. Estos resultados no son sorprendentes de acuerdo a lo discutido en la *sección 4* y robustos al análisis realizado en QR.

En el primer período los retornos de región se incrementan en su gran mayoría, principalmente en aquellas donde estos son inferiores, provocando un efecto igualador y reductor de la pobreza. En el periodo subsiguiente el comportamiento es prácticamente el opuesto y esto se ve reflejado en un aumento de la desigualdad y en el incremento de individuos con ingresos inferiores a la línea de la pobreza. Cabe destacar que el análisis de QR no brinda información adicional.

Entre 1992 y 1998 al variar los coeficientes por sector se aprecia una disminución en la desigualdad y un aumento en la pobreza. Esto se debe a que, como se mencionó en el *apartado 4* los salarios se reducen para todos los sectores principalmente en aquellos más rentados y que concentran gran cantidad de gente como es el caso servicios financieros y administración pública. Cabe resaltar que bajo el análisis de QR se observa un efecto opuesto en la desigualdad. Al obtener cuantiles condicionales de la distribución y poder caracterizar mejor a la misma, se observa que la disminución de los salarios perjudica de forma más significativa a los cuantiles bajos de la misma, principalmente en los sectores de comercio, servicios públicos y servicios financieros. Posiblemente la magnitud de este efecto revierte el observado bajo el análisis por MCO. Entre 1998 y 2001 los retornos aumentan para todos los sectores sobre todo aquellos de bajos salarios. Esto se traduce en una ínfima reducción de la desigualdad en MCO y en una marcada disminución de la proporción de gente pobre.

El incremento de la informalidad ha sido un fenómeno estudiado en varios países de Latinoamérica. Es por ello que puede resultar interesante e importante estudiar en Argentina las variaciones de los retornos de este grupo y su impacto en la desigualdad y pobreza. Entre 1992

---

<sup>25</sup> Se realizó el mismo ejercicio considerando sólo el aglomerado de Gran Buenos Aires (GBA). Si bien los signos de los efectos en cada subperiodo se mantienen, en el periodo 1992-1998 el efecto desigualador provocado por el cambio en los retornos de educación es más relevante que para el caso argentino, siendo el efecto neto de todo el periodo desigualdador.

y 1998 el salario de los trabajadores formales se incrementa considerablemente provocando un efecto desigualador y reductor de la pobreza. El análisis de QR no brinda información adicional en este periodo puesto que solo se produce un traslado casi paralelo de las curvas. En el periodo subsiguiente los retornos aumentan muy levemente, provocando nuevamente un incremento de la desigualdad y una caída de la pobreza. Es interesante notar que, bajo el análisis de QR, se observa que el incremento de los retornos es mucho mayor en los cuantiles bajos de la distribución. Esto revierte revirtiendo el signo del efecto que se obtiene por medio de MCO sobre la desigualdad.

Como fue marcado en la *sección 2*, la gran variación experimentada por la estructura educativa en el primer subperiodo principalmente en los niveles de educación superior producen un importante efecto desigualador y una gran reducción en la pobreza. La disminución de la desigualdad en el segundo periodo posiblemente radica en la variación más homogénea de la estructura educativa entre estos últimos años. En el análisis de QR se observa un efecto desigualador puesto que la mayor dispersión de la distribución condicional de salarios en niveles superiores de educación magnifica el efecto del cambio en la estructura educativa.

Bajo el análisis de la *sección 2* se aprecia a lo largo de la década una caída de la proporción de trabajadores formales en el grupo de trabajadores hombres y un aumento de los mismos en el grupo de trabajadores mujeres. Este cambio produce un efecto poco significativo sobre la desigualdad y la pobreza.

## **6. Comentarios finales**

El presente trabajo busca contribuir a la importante discusión relacionada al aumento de la desigualdad y la pobreza en la última década en Argentina. La literatura previa se ha concentrado principalmente en el estudio del impacto que produce la variación de los determinantes del salario sobre la desigualdad. Si bien bajo el análisis de descomposiciones realizado en el presente estudio se arriba a que en el periodo considerado el cambio de todos los coeficientes de la ecuación de salarios contribuye de forma no despreciable a incrementar tanto la dispersión de los ingresos como la pobreza, al extender este marco de análisis se aprecia que las variación experimentada en los coeficientes de la ecuación de horas trabajadas explica en mayor medida el cambio en las dos dimensiones estudiadas. Este hecho sugiere que se debe prestar mayor atención a la evolución de las horas laborales en estudios de este tipo

Del análisis de descomposiciones de los determinantes de las horas trabajadas se desprende que, si bien el cambio en los coeficientes de educación incrementa la desigualdad entre 1992 y 2001, el cambio experimentado en la estructura educativa produce el efecto contrario. Adicionalmente la disminución de la brecha de género, el incremento de los coeficientes de educación y el cambio de la estructura educativa provocan reducciones importantes en la pobreza. Por otra parte el fortalecimiento de la relación negativa entre las horas trabajadas y la cantidad de hijos menores en el hogar produce un considerable aumento de la proporción de individuos pobres.

Del análisis de descomposiciones de los determinantes del salario se concluye que, bajo el análisis tradicional, el fuerte incremento de los retornos de los trabajadores informales produce un aumento en la desigualdad mientras que la mejora relativa de los retornos de los individuos de baja educación la disminuye. Este último resultado debe leerse con especial cuidado. Si bien bajo un análisis no condicional se observa que los individuos de bajo nivel educativo son los más perjudicados salarialmente a lo largo de la década, bajo un análisis condicional, realizando controles por región en la que habita el individuo, rama de actividad a la que pertenece y

formalidad, se arriba al resultado contrario. Este hecho puede estar explicado por el fuerte impacto que ejerce la formalidad en la desigualdad, lo cual puede estar aminorando el efecto de los coeficientes de educación. Cabe aclarar que todos los ejercicios se repitieron sin incorporar controles por formalidad y los signos de los efectos encontrados se mantuvieron. Por otro lado se observa que el aumento de los retornos de formalidad como el cambio experimentado en la estructura educativa provocan un efecto reductor en la pobreza, mientras que las variaciones en los retornos de los sectores contribuyen a aumentarla.

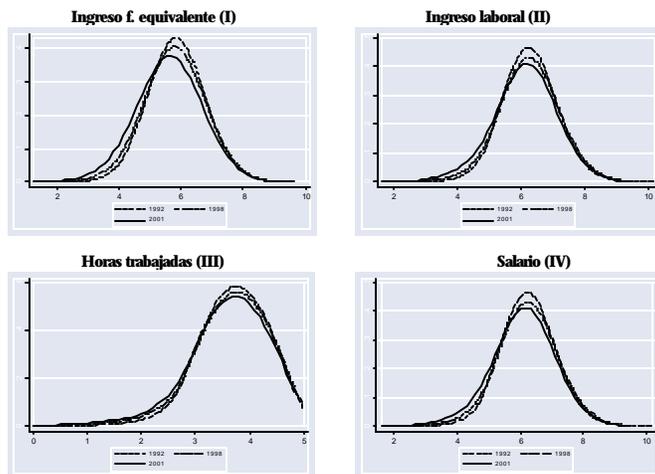
Al utilizar la técnica de Quantile Regression se obtiene en algunos casos información adicional a la que surge del análisis tradicional. Contrariamente a lo que ocurre con el salario horario, la dispersión de horas trabajadas se reduce al incrementar los niveles educativos, aunque dicha dispersión disminuye a través del tiempo en ambos conceptos. Utilizando esta técnica en la metodología de descomposiciones se obtiene información adicional de los efectos que producen los cambios observados en la estructura educativa y en los retornos de educación, sector y formalidad. Se observa que el efecto igualador provocado por el cambio en los coeficientes de los sectores y el efecto desigualador que surge del incremento en el coeficiente de formalidad se revierten. Adicionalmente se aprecia que el efecto igualador producido por los cambios en los retornos educativos y el efecto desigualador observado por el cambio en la estructura educativa se potencian. Por último, cabe destacar que esta técnica no brinda información adicional en la caracterización de los cambios observados en la pobreza.

## 7. Bibliografía

1. Bouillion, C., Legovini, A. and Lustig, N. (1998). Rising Inequality in Mexico: Returns to Household Characteristics and the Chiapas effect. LACEA/IDB/World Bank Inequality and Poverty Network.
2. Bouillion, C., Legovini, A. and Leite, N. (2001). Price, Preference or Endowments?: Accounting for Excess Inequality in Brazil.
3. Bourguignon, F., Fournier, M. and Gurgand, M. (2001). Fast development with a stable income distribution: Taiwan, 1979-94. *Review of Income and Wealth* 47 (2).
4. 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)
5. Bourguignon, F., Fournier, M. and Gurgand, M. (2001). Fast development with a stable income distribution: Taiwan, 1979-94. *Review of Income and Wealth* 47 (2).
6. Buchinsky, M. (1994) Changes in the U.S wage structure 1963-1987: An application of quantile regression. *Econometrica*, 62, 405-438.
7. Buchinsky, M. (1996). The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach. *Journal of Applied econometrics*, vol.13, 1-30.
8. Buchinsky, M. (2001). Quantile Regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S. *Empirical Economics*, 26, 87-113.
9. Cowell, F. (1995): "Measuring inequality", LSE Handbooks in Economic Series, Prentice Hall Harvester Wheatsheaf.
10. Gasparini, L., Marchionni, M. and Sosa Escudero, W. (2004). Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater

- Buenos Aires. En Bourguignon, Lustig y Ferreira (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*, forthcoming.
11. Gasparini, L., Cicowuiez, M., Gutierrez, F. y Marchionni, M. (2003). *Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconometric Approach*. The World Bank Bolivia Poverty Assessment.
  12. Gasparini, L. (2003). *Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuesta de Hogares*. Panorama Laboral 2003 – OIT.
  13. Gasparini, L., Marchionni, M. y Sosa Escudero, W. (2001): “La distribución del ingreso en la Argentina”, Premio Fulvio Salvador Pagani 2001, Fundación Arcor.
  14. Gasparini, L. y Sosa Escudero, W. (2001): “Assessing aggregate welfare: growth and inequality in Argentina”, *Cuadernos de Economía (Latin American Journal of Economics)* 38, No 113, Santiago.
  15. Juhn, C, Murphy, K. and Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101 (3), 410-442.
  16. Koenker, R. and Hallock, K. (2000). Quantile Regression. *Journal and Economics Perspectives*, Vol.15 (4),143-156.
  17. Fitzenberger, B. (2003). Gender Wages Difference across Quantiles accounting for Sample Selection. University of Mannheim, ZEW and IFS.
  18. Machado, J. and Mata, J, 2004, Counterfactual decompositionso of changes in wage distributions using quantile regression, *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming,
  19. Marchionni, M. and Gasparini, L. (2003), Tracing out the effects of demographic changes on the income distribution. The case of Greater Buenos Aires, CEDLAS/UNLP working paper.
  20. Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market. *International Economic Review* 14 (3), pp. 693-709.
  21. Portnoy, S. (2003). Censored Regresión Quantile, *Journal of the American Statistical Association*, 98 (464), págs. 1001-1112.
  22. Powell, J. (1986). Censored Regression Quantiles. *Journal of econometrics*, 32, 143-155.
  23. Sosa Escudero, W. y Lucchetti, L. (2004). Exploring the determinant of Poverty and Income Distribution in Peru. A microeconometric approach. Preliminary draft.
  24. Tannuri-Pianto, M., Pianto, D., Arias, O. (2003). Formal, Informal and Self-employed earnings in Urban Bolivia: Accounting for Sample Selection in Multinomial Choice Models. The World Bank Bolivia Poverty Assessment.

**Gráfico 1**  
**Funciones de densidad del logaritmo de**  
**Ingreso f. equivalente, ingreso laboral, salario y horas trabajadas**  
**Argentina – Años 1992, 1998, 2001**



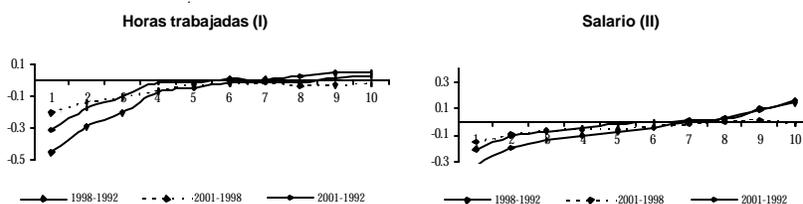
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 1**  
**Deciles de horas trabajadas y deciles de salario - Argentina**

Decil	Horas trabajadas			Salario		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001
1	16.3	11.2	8.9	1.2	1.0	0.8
2	28.7	23.6	20.3	1.9	1.7	1.5
3	36.4	32.6	29.0	2.2	2.1	1.9
4	40.0	39.4	36.9	2.6	2.5	2.4
5	42.2	41.5	40.3	3.0	3.0	2.8
6	45.4	45.6	44.5	3.6	3.6	3.4
7	48.8	49.0	48.1	4.3	4.3	4.2
8	53.8	55.1	53.1	5.2	5.3	5.3
9	61.0	63.5	61.6	6.6	7.2	7.2
10	79.0	82.7	80.7	13.3	15.3	15.1

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Gráfico 2**  
**Cambios proporcionales por decil de horas trabajadas y por deciles de salario**



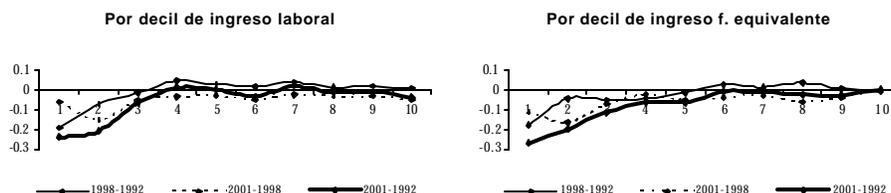
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 2**  
**Horas trabajadas medias por deciles de ingreso laboral e ingreso familiar equivalente**  
**Argentina**

Decil	Ingreso Laboral			Ingreso f. equivalente		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001
1	30.8	25.1	23.4	40.4	33.3	29.6
2	40.0	36.2	31.3	43.9	42.1	35.3
3	41.9	42.7	40.0	45.0	42.9	39.9
4	43.6	44.5	43.9	44.6	42.7	41.8
5	44.9	47.0	45.0	45.0	44.5	42.3
6	47.2	48.1	46.0	44.5	45.8	44.3
7	46.3	49.0	47.2	44.4	45.1	44.1
8	49.5	49.7	48.8	44.4	46.1	43.4
9	50.9	51.9	50.6	45.4	45.8	44.3
10	52.0	52.5	50.1	45.5	45.2	45.4

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Gráfico 3**  
Cambios proporcionales de las horas medias por deciles de ingreso laboral e ingreso f. Equivalente



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 3**  
Medidas de desigualdad - Argentina

	Salario			Ingreso laboral			Ingreso f. equivalente		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001
Gini	0.38 (0.36, 0.39)	0.43 (0.41, 0.43)	0.44 (0.43, 0.45)	0.39 (0.37, 0.40)	0.45 (0.43, 0.46)	0.46 (0.45, 0.47)	0.42 (0.41, 0.42)	0.47 (0.45, 0.47)	0.49 (0.48, 0.49)
Theil	0.28	0.34	0.36	0.28	0.38	0.40	0.32	0.40	0.43
Coef. Variación	0.96	1.06	1.06	0.94	1.11	1.11	0.99	1.14	1.14
Atkinson (e=0.5)	0.12	0.15	0.16	0.12	0.17	0.18	0.14	0.18	0.20
Atkinson (e=1)	0.21	0.27	0.29	0.22	0.30	0.33	0.26	0.32	0.36
Atkinson (e=2)	0.36	0.46	0.50	0.39	0.53	0.59	0.45	0.54	0.61
Entropía (c=0)	0.24	0.31	0.34	0.25	0.36	0.40	0.30	0.39	0.45
Entropía (c=1)	0.28	0.34	0.36	0.28	0.38	0.40	0.32	0.40	0.44
Entropía (c=2)	0.47	0.57	0.57	0.44	0.62	0.62	0.49	0.65	0.65
Decil 10/Decil 1	10.89	15.81	18.48	11.93	21.52	26.69	15.20	22.12	30.01
Percentil 90/Percentil 10	4.87	6.33	7.16	5.20	7.50	8.92	6.72	8.88	11.33
Percentil 95/Percentil 5	1.78	2.02	2.00	1.88	2.02	2.21	1.92	1.99	2.14

Nota: Entre parentesis intervalos de confianza por bootstrap. Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 4**  
Medidas de pobreza - Argentina

	1992	1998	2001
<b>Moderada</b>			
FGT0	19.53 (18.98, 20.19)	27.43 (26.92, 27.99)	36.51 (35.81, 37.37)
FGT1	6.46 (6.17, 6.69)	11.16 (10.76, 11.53)	16.84 (16.44, 17.20)
FGT2	3.42 (3.19, 3.69)	6.37 (6.16, 6.63)	10.72 (10.46, 11.15)
<b>Extrema</b>			
FGT0	3.86 (3.64, 4.11)	7.17 (6.83, 7.55)	12.49 (12.10, 12.93)
FGT1	1.73 (1.58, 1.97)	3.17 (2.90, 3.32)	6.08 (5.77, 6.40)
FGT2	1.28 (1.09, 1.41)	2.16 (1.99, 2.32)	4.34 (4.13, 4.61)

Nota: Entre parentesis intervalos de confianza por bootstrap.

Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 5**  
**Horas trabajadas promedio por características de los trabajadores – Argentina**

	<b>Promedio</b>									<b>Cambio en %</b>					
	<b>Mujer</b>			<b>Hombre</b>			<b>Total</b>			<b>Mujer</b>		<b>Hombre</b>		<b>Total</b>	
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01
<b>Promedio Total</b>							45.16	44.42	42.3				-1.6	-4.8	-6.3
<i>Características educativas</i>															
<b>Nivel educativo</b>															
Primaria Incompleta	35.0	32.5	33.3	48.8	38.1	41.2	44.2	38.1	38.2	-7.0	2.3	-4.8	-21.9	8.2	-15.6
Primaria Completa	39.8	44.4	33.9	50.1	48.7	46.4	47.0	50.4	42.3	11.3	-23.7	-15.0	-2.9	-4.7	-7.5
Secundaria Incompleta	40.1	40.2	34.1	49.9	45.4	47.5	47.0	46.5	43.0	0.1	-15.1	-15.0	-8.9	4.6	-4.8
Secundaria Completa	39.7	39.7	39.1	49.0	50.6	49.7	45.2	46.2	45.6	0.1	-1.5	-1.5	3.4	-1.8	1.5
Superior Incompleta	34.3	35.5	34.9	45.3	46.8	44.6	40.9	41.8	40.1	3.5	-1.6	1.8	3.3	-4.7	-1.6
Superior Completa	35.1	35.5	36.1	48.9	50.1	48.8	41.7	42.0	41.5	1.1	1.4	2.6	2.4	-2.5	-0.2
<i>Características demográficas</i>															
<b>Sexo</b>	38.0	37.1	35.5	49.2	49.0	47.0				-2.4	-4.2	-6.5	-0.3	-4.2	-4.5
<b>Edad</b>															
14-24	36.9	36.0	33.0	44.8	43.2	40.9	41.8	40.4	37.6	-2.4	-8.5	-10.7 #	-3.6	-5.3	-8.8 #
25-34	37.3	38.0	36.6	50.3	50.2	48.5	45.6	45.5	43.6	2.0	-3.6	-1.7	-0.1	-3.3	-3.4
35-44	36.8	36.0	34.9	51.3	51.4	49.7	45.7	45.3	43.8	-2.1	-3.2	-5.3	0.1	-3.3	-3.2
45-54	40.5	37.9	36.2	50.2	50.4	46.5	46.7	45.3	42.1	-6.3	-4.5	-10.6	0.4	-7.8	-7.4
55-65	41.9	37.2	37.0	48.2	48.6	47.2	46.7	45.1	43.6	-11.3	-0.7	-11.9	0.8	-2.7	-1.9
<b>Región</b>															
GBA	38.3	37.0	35.2	49.4	49.1	47.0	45.4	44.5	42.3	-3.4	-4.8	-8.0	-0.5	-4.4	-4.8
Pampeana	36.6	37.3	36.1	48.5	48.7	46.7	44.1	44.1	42.1	1.8	-3.3	-1.6	0.5	-4.2	-3.7
Cuyo	39.2	36.5	36.0	50.4	49.2	47.0	46.7	44.9	43.2	-6.8	-1.2	-8.0	-2.5	-4.4	-6.8
Noroeste	37.2	38.2	37.4	47.1	47.6	45.3	43.3	44.1	42.0	2.6	-1.9	0.6	1.0	-4.8	-3.8
Patagonia	37.7	36.3	35.5	49.9	49.6	49.4	45.5	44.4	43.7	-3.9	-2.0	-5.8	-0.5	-0.6	-1.0

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 6**  
**Horas trabajadas medias para jefes y cónyuges por número de hijos menores a 18 años en el hogar Argentina**

	<b>Horas trabajadas</b>		
	1992	1998	2001
<b>Jefe</b>			
0	46.7	46.7	44.4
(1-2)	50.6	50.4	48.5
(3-4)	52.1	48.7	47.0
(5 ó +)	45.2	48.2	39.1
<b>Cónyuge</b>			
0	41.2	40.1	38.2
(1-2)	35.3	35.9	33.9
(3-4)	36.0	33.3	33.9
(5 ó +)	32.9	23.3	28.9

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 7**  
**Estructura de la población trabajadora según características - Argentina**

	<b>Promedio</b>								
	<b>Mujer</b>			<b>Hombre</b>			<b>Total</b>		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001
<i>Características educativas</i>									
<b>Nivel educativo</b>									
Primaria Incompleta	9.0	7.2	6.5	10.2	8.2	7.5	9.8	7.8	7.1
Primaria Completa	25.1	20.3	19.9	31.8	28.5	27.4	29.4	25.4	24.4
Secundaria Incompleta	17.0	18.1	15.6	23.1	24.4	20.9	20.9	22.0	18.8
Secundaria Completa	19.8	18.8	18.7	16.7	17.4	20.0	17.8	17.9	19.5
Superior Incompleta	11.2	14.1	15.7	9.3	10.9	12.4	10.0	12.1	13.8
Superior Completa	17.9	21.5	23.6	8.9	10.6	11.9	12.1	14.8	16.6
<i>Características demográficas</i>									
<b>Número de hijos</b>									
0							31.6	36.1	38.1
(1-2)							45.0	46.6	44.5
(3-4)							21.6	15.9	15.5
(5 ó +)							1.9	1.3	1.9
<i>Características laborales</i>									
<b>Tipo de trabajador</b>									
Informal	47.1	45.3	45.0	37.7	39.0	41.0	41.1	41.4	42.6
Formal	52.9	54.7	55.0	62.3	61.0	59.1	58.9	58.6	57.4

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 8**  
**Salario promedio por características de los trabajadores – Argentina**

	<i>Promedio</i>									<i>Cambio en %</i>									
	<i>Mujer</i>			<i>Hombre</i>			<i>Total</i>			<i>Mujer</i>			<i>Hombre</i>			<i>Total</i>			
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	
<b>Promedio Total</b>							4.4	4.6	4.5								4.5	-2.2	2.3
<i>Características educativas</i>																			
<b>Nivel educativo</b>																			
Primaria Incompleta	3.2	3.0	2.7	2.7	2.5	2.5	2.9	2.7	2.6	-6.9	-10.1	-16.4	-8.0	-1.6	-9.5	-7.3	-4.9	-11.8	
Primaria Completa	3.1	2.8	2.7	3.3	3.1	3.0	3.3	3.0	2.9	-10.2	-3.2	-13.1	-5.4	-3.5	-8.8	-6.7	-3.6	-10.1	
Secundaria Incompleta	3.2	3.0	3.2	3.6	3.4	3.4	3.5	3.3	3.4	-5.6	5.6	-0.3	-5.8	0.3	-5.5	-6.0	1.8	-4.3	
Secundaria Completa	4.3	4.1	4.0	4.9	4.8	4.2	4.7	4.5	4.1	-4.0	-1.5	-5.4	-2.8	-13.0	-15.4	-3.0	-8.9	-11.6	
Superior Incompleta	5.7	4.5	4.4	6.1	5.9	5.9	5.9	5.3	5.2	-21.7	-2.7	-23.8	-3.9	0.5	-3.4	-11.6	-1.0	-12.5	
Superior Completa	6.5	7.8	7.2	10.3	11.6	10.4	8.2	9.5	8.6	20.0	-8.0	10.5	12.1	-10.1	0.8	15.2	-9.8	3.9	
<i>Características demográficas</i>																			
<b>Sexo</b>	4.3	4.4	4.4	4.5	4.7	4.6	4.4	4.6	4.5	3.7	-1.6	2.1	4.9	-2.6	2.2	4.6	-2.4	2.1	
<i>Edad</i>																			
<b>Edad</b>																			
14-24	3.4	2.9	3.0	2.9	2.8	2.6	3.1	2.8	2.7	-13.4	3.1	-10.7	-5.2	-7.6	-12.4	-8.4	-3.2	-11.4	
25-34	4.6	4.3	4.3	4.7	4.2	4.1	4.6	4.2	4.2	-5.9	-0.2	-6.2	-10.0	-2.4	-12.2	-8.6	-1.4	-9.9	
35-44	4.6	4.9	4.5	5.2	5.1	5.1	5.0	5.0	4.9	6.1	-7.3	-1.7	-0.8	-0.2	-1.0	1.8	-3.0	-1.2	
45-54	4.5	5.0	5.2	4.9	6.1	5.4	4.7	5.7	5.3	11.6	3.6	15.6	23.9	-11.7	9.4	19.2	-6.4	11.6	
55-65	4.0	5.2	4.6	4.3	5.2	5.5	4.3	5.2	5.2	29.1	-11.8	13.9	19.2	7.6	28.2	21.4	0.8	22.4	
<i>Región</i>																			
<b>Región</b>																			
GBA	4.4	4.6	4.6	4.6	4.9	4.8	4.5	4.8	4.8	4.5	0.2	4.8	6.3	-1.0	5.2	5.5	-0.6	4.9	
Pampeana	4.0	3.9	3.8	4.1	4.1	3.8	4.1	4.0	3.8	-2.5	-1.8	-4.3	-0.7	-7.6	-8.2	-1.5	-5.5	-6.9	
Cuyo	3.1	3.8	3.2	3.1	3.7	3.2	3.1	3.7	3.2	22.5	-16.3	2.6	18.8	-12.3	4.2	20.0	-13.7	3.5	
Noroeste	3.3	3.4	3.1	3.4	3.3	3.3	3.4	3.4	3.2	2.7	-9.1	-6.6	-2.9	-1.8	-4.7	-0.9	-4.8	-5.6	
Patagonia	4.8	4.9	4.8	5.1	5.2	4.9	5.0	5.1	4.9	3.8	-3.6	0.0	1.8	-6.1	-4.5	2.4	-5.3	-3.0	
<i>Características laborales</i>																			
<b>Tipo trabajador</b>																			
Informal	3.9	3.3	3.3	4.0	3.3	3.4	4.0	3.3	3.4	-17.3	0.6	-16.8	-18.3	3.9	-15.1	-18.0	2.4	-16.0	
Formal	4.6	5.3	5.2	4.7	5.5	5.3	4.7	5.5	5.3	17.1	-2.4	14.3	17.0	-3.8	12.5	17.0	-3.5	12.9	
<i>Sector</i>																			
<b>Sector</b>																			
Agrícola	1.8	2.3	2.5	4.4	4.0	6.4	4.1	3.9	6.1	27.1	10.4	40.3	-7.8	59.8	47.4	-6.1	59.1	49.4	
Manufacturas	3.1	3.8	3.3	3.9	4.5	4.4	3.7	4.3	4.1	20.1	-11.7	6.1	14.9	-1.3	13.3	16.2	-4.4	11.1	
Construcción	3.4	2.8	3.1	3.5	3.2	3.6	3.5	3.2	3.6	-18.3	13.4	-7.4	-8.0	12.1	3.1	-8.3	12.4	3.1	
Comercio	3.2	2.8	2.8	4.0	3.5	3.3	3.7	3.2	3.1	-12.3	1.4	-11.0	-12.3	-4.6	-16.4	-13.6	-3.1	-16.3	
Ss. Públicos	5.3	4.8	5.6	4.4	4.1	4.0	4.5	4.2	4.2	-9.2	16.1	5.4	-6.8	-1.7	-8.4	-6.9	1.0	-6.0	
Ss. Financieros	6.7	5.9	6.3	6.8	7.9	7.1	6.8	7.2	6.7	-11.1	5.6	-6.2	16.3	-10.9	3.7	6.5	-6.3	-0.1	
Administración pública	4.8	6.0	5.7	5.4	5.9	5.5	5.2	5.9	5.5	23.1	-5.2	16.7	9.9	-7.8	1.3	14.3	-6.7	6.6	
Educación, salud, otros	4.5	4.7	4.6	5.4	5.8	5.6	4.8	5.0	4.9	4.4	-2.6	1.8	8.4	-4.6	3.3	5.7	-3.0	2.5	

**Nota** Elaboración propia en base a datos de la EPH.

**Tabla 9**  
**Ecuación de Horas Trabajadas (Tobit) – Argentina**

	Jefe			Conyuge			Resto		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001
Primaria completa	4.163***	4.694***	5.431***	3.504*	3.558*	1.128	4.961**	8.505***	6.457**
	[5.84]	[5.71]	[4.97]	[1.85]	[1.78]	[0.49]	[2.02]	[2.85]	[1.72]
Secundaria incompleta	6.563***	8.459***	9.244***	8.563***	7.844***	5.044**	0.583	8.988***	8.707**
	[8.42]	[9.68]	[7.91]	[4.07]	[3.70]	[2.07]	[0.25]	[3.08]	[2.45]
Secundaria completa	6.244***	8.494***	10.454***	14.302***	15.312***	14.845***	5.196**	10.206***	8.534**
	[7.81]	[9.43]	[8.93]	[6.99]	[7.26]	[6.24]	[2.01]	[3.31]	[2.29]
Superior incompleto	4.029***	7.468***	10.405***	26.103***	18.908***	19.197***	11.353***	19.604***	22.716***
	[3.77]	[6.71]	[7.15]	[9.04]	[7.06]	[6.70]	[3.93]	[5.78]	[5.62]
Superior completo	6.773***	10.754***	13.936***	39.001***	40.294***	35.042***	5.645	15.742***	18.573***
	[7.33]	[10.99]	[10.93]	[17.23]	[18.09]	[14.14]	[1.64]	[4.08]	[4.10]
Asiste	-22.811***	-23.979***	-26.181***	-10.187***	1.97	-4.682	-52.955***	-50.494***	-48.226***
	[16.32]	[18.26]	[14.87]	[2.70]	[0.67]	[1.54]	[29.26]	[26.60]	[21.26]
Edad	1.858***	2.484***	2.508***	5.654***	5.362***	4.414***	5.309***	6.971***	6.325***
	[11.81]	[15.12]	[11.90]	[13.55]	[13.48]	[10.48]	[11.67]	[13.93]	[11.37]
Edad al cuadrado	-0.024***	-0.031***	-0.032***	-0.071***	-0.068***	-0.054***	-0.078***	-0.098***	-0.083***
	[12.88]	[15.89]	[12.62]	[13.35]	[13.46]	[10.32]	[12.72]	[13.99]	[10.86]
Menor 18 años							-13.467***	-15.709***	-16.800***
							[6.77]	[7.36]	[6.24]
Hombre	15.526***	17.830***	16.889***	45.412***	40.347***	37.456***	15.675***	19.043***	16.851***
	[19.31]	[23.88]	[18.35]	[12.53]	[15.14]	[13.87]	[13.17]	[15.36]	[11.53]
Casado	0.925	2.581***	2.305***						
	[1.22]	[3.61]	[2.60]						
Hijos menores de 18 años	-0.017	-0.450***	-0.996***	-3.570***	-4.996***	-3.656***			
	[0.11]	[2.62]	[4.41]	[8.76]	[12.33]	[8.49]			
Jefe ocupado				-9.050***	-14.573***	-7.392***	6.048**	3.919**	3.671**
				[3.94]	[8.17]	[4.66]	[2.91]	[2.10]	[1.96]
Cónyuge ocupado							4.008***	2.980**	-0.192
							[3.35]	[2.42]	[0.13]
Pampeana	-2.246***	-3.492***	0.142	2.191	4.537***	2.062	-6.375***	-9.769***	-6.119***
	[3.48]	[5.19]	[0.17]	[1.38]	[3.05]	[1.33]	[3.96]	[5.80]	[3.18]
Cuyo	0.071	-0.434	0.737	-6.374**	-2.286	-6.110***	-8.761***	-5.527***	-0.053
	[0.07]	[0.56]	[0.67]	[2.54]	[1.30]	[2.89]	[3.68]	[2.90]	[0.02]
Noroeste	-3.095***	-4.322***	-0.067	6.385***	-0.114	6.183***	-9.802***	-15.099***	-8.124***
	[4.52]	[5.49]	[0.07]	[3.75]	[0.06]	[3.45]	[5.82]	[7.88]	[3.84]
Patagonia	-1.412**	-0.904	4.140***	4.243**	4.572***	5.381***	-7.229***	-6.103***	-1.199
	[2.05]	[1.32]	[4.90]	[2.47]	[3.00]	[3.38]	[3.84]	[3.33]	[0.55]
Constante	-5.204	-23.514***	-30.717***	-113.626***	-98.400***	-90.382***	-67.930***	-104.426***	-107.971***
	[1.61]	[7.08]	[7.12]	[13.96]	[12.91]	[11.07]	[8.46]	[12.10]	[11.07]
Observaciones	9437	11088	8856	7804	8407	6455	7255	7890	6477
Chi 2	1736	2459	1542	1082	1396	976	3811	3976	2787

Absolute value of t statistics in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

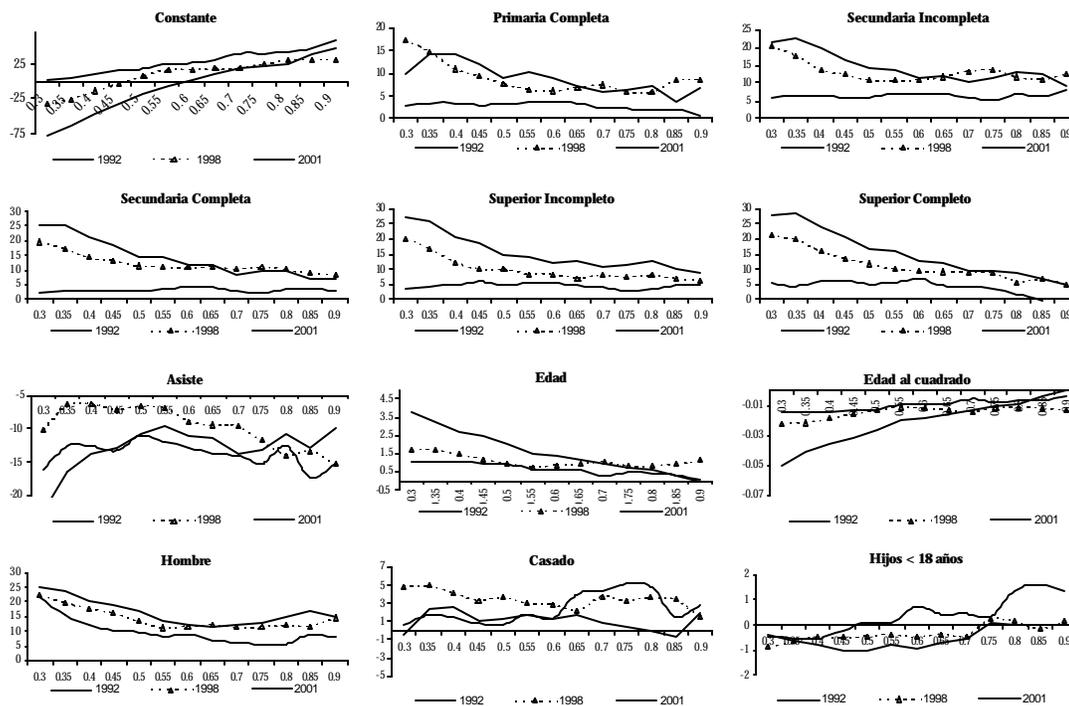
**Tabla 10**  
**Ecuación de Horas Trabajadas (Tobit) – Gran Buenos Aires**

	Jefe			Conyuge			Resto		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001
Primaria completa	5.289***	9.304***	7.875***	-1.52	-2.668	-4.328	14.652***	12.853**	1.426
	[3.27]	[4.99]	[3.37]	[0.33]	[0.60]	[0.92]	[2.82]	[2.17]	[0.19]
Secundaria incompleta	9.165***	13.659***	12.993***	2.975	2.97	-3.289	21.126***	14.037**	3.577
	[5.05]	[6.83]	[5.10]	[0.55]	[0.62]	[0.64]	[4.12]	[2.41]	[0.50]
Secundaria completa	6.431***	14.340***	13.931***	5.904	9.279**	4.42	18.782***	16.161***	11.006
	[3.43]	[6.82]	[5.45]	[1.17]	[1.97]	[0.88]	[3.38]	[2.64]	[1.50]
Superior incompleto	7.785***	11.918***	16.703***	21.614***	12.908**	19.527***	43.903***	31.292***	31.132***
	[3.17]	[4.65]	[5.34]	[3.03]	[2.08]	[3.33]	[7.00]	[4.74]	[3.92]
Superior completo	7.976***	14.210***	19.367***	30.654***	32.468***	28.591***	23.265***	19.460***	22.496***
	[3.77]	[6.41]	[7.18]	[5.16]	[6.47]	[5.53]	[3.23]	[2.69]	[2.65]
Asiste	-17.776***	-13.653***	-16.019***	6.13	9.646	1.998	-54.206***	-38.369***	-45.441***
	[4.88]	[4.08]	[4.07]	[0.57]	[1.31]	[0.33]	[15.12]	[11.34]	[10.78]
Edad	1.480***	1.479***	2.151***	5.452***	4.787***	2.380***	3.400***	6.743***	6.316***
	[4.14]	[3.78]	[4.77]	[5.15]	[5.31]	[2.81]	[3.96]	[7.65]	[6.52]
Edad al cuadrado	-0.021***	-0.020***	-0.028***	-0.070***	-0.061***	-0.032***	-0.050***	-0.094***	-0.082***
	[5.01]	[4.35]	[5.30]	[4.31]	[3.77]	[3.30]	[4.31]	[7.37]	[6.19]
Menor 18 años							-15.989***	-17.405***	-15.331***
							[4.30]	[4.59]	[3.10]
Hombre	15.664***	16.983***	17.631***	[5.28]	[5.43]	[3.08]	15.204***	18.474***	17.113***
	[7.57]	[9.34]	[8.35]	41.777***	39.353***	38.870**	[6.81]	[8.47]	[6.60]
Casado	2.371	3.685**	0.178	[3.69]	[6.50]	[6.43]			
	[1.24]	[2.19]	[0.09]	-5.185***	-7.359***	-4.533***			
Hijos menores de 18 años	-0.214	-0.441	-0.597	[4.82]	[7.29]	[4.95]			
	[0.56]	[1.02]	[1.21]	-18.301***	-14.157***	-9.870**			
Jefe ocupado				[3.32]	[3.83]	[3.30]	4.452	3.434	4.418
							[1.23]	[1.15]	[1.43]
Cónyuge ocupado							5.226**	3.149	1.891
							[2.33]	[1.48]	[0.75]
Constante	2.269	-7.802	-26.179***	-93.536***	-80.455***	-38.829**	-54.371***	-108.988***	-110.261***
	[0.30]	[0.97]	[2.82]	[4.55]	[4.58]	[2.39]	[3.53]	[7.25]	[6.39]
Observaciones	1760	2226	2145	1617	1766	1688	1446	1765	1711
Chi 2	279	362	271	132	254	218	823	954	807

Absolute value of t statistics in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

**Gráfico 4**  
**Ecuación de horas trabajadas - Buenos Aires**  
**Comparación coeficientes años 1992, 1998, 2001**



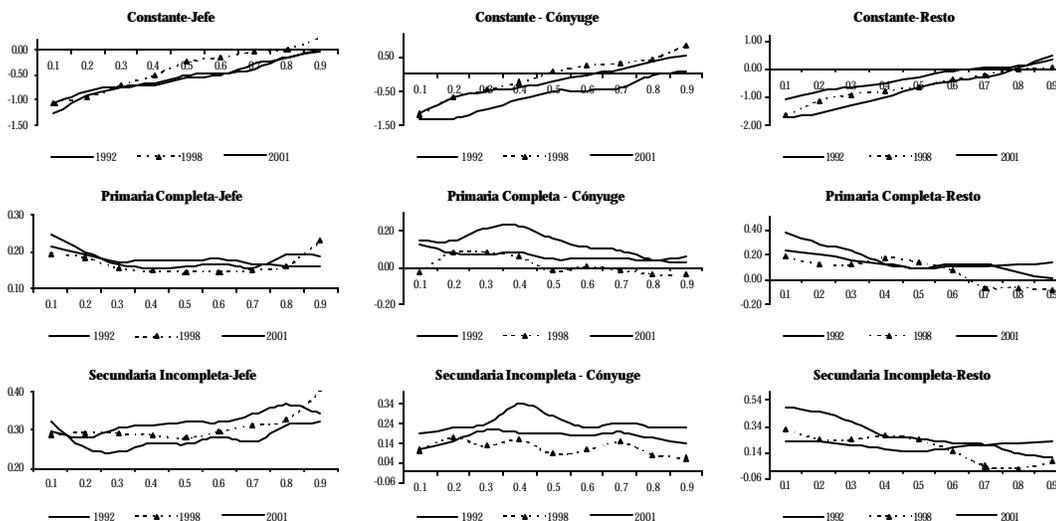
**Tabla 11**  
**Ecuación de Salarios (MCO) – Argentina**

	Jefe			Cónyuge			Resto		
	1992	1998	2001	1992	1998	2001	1992	1998	2001
Primaria completa	4.163*** [5.84]	4.694*** [5.71]	5.431*** [4.97]	3.504* [1.85]	3.558* [1.78]	1.128 [0.49]	4.961** [2.02]	8.505*** [2.85]	6.457** [1.72]
Secundaria incompleta	6.563*** [8.42]	8.459*** [9.68]	9.244*** [7.91]	8.563*** [4.07]	7.844*** [3.70]	5.044** [2.07]	0.583 [0.25]	8.988*** [3.08]	8.707** [2.45]
Secundaria completa	6.244*** [7.81]	8.494*** [9.43]	10.454*** [8.93]	14.302*** [6.99]	15.312*** [7.26]	14.845*** [6.24]	5.196** [2.01]	10.206*** [3.31]	8.534** [2.29]
Superior incompleto	4.029*** [3.77]	7.468*** [6.71]	10.405*** [7.15]	26.103*** [9.04]	18.908*** [7.06]	19.197*** [6.70]	11.353*** [3.93]	19.604*** [5.78]	22.716*** [5.62]
Superior completo	6.773*** [7.33]	10.754*** [10.99]	13.936*** [10.93]	39.001*** [17.23]	40.294*** [18.09]	35.042*** [14.14]	5.645 [1.64]	15.742*** [4.08]	18.573*** [4.10]
Asiste	-22.811*** [16.32]	-23.979*** [18.26]	-26.181*** [14.87]	-10.187*** [2.70]	1.97 [0.67]	-4.682 [1.54]	-52.955*** [29.26]	-50.494*** [26.60]	-48.226*** [21.26]
Edad	1.858*** [11.81]	2.484*** [15.12]	2.508*** [11.90]	5.654*** [13.55]	5.362*** [13.48]	4.414*** [10.48]	5.309*** [11.67]	6.971*** [13.93]	6.325*** [11.37]
Edad al cuadrado	-0.024*** [12.88]	-0.031*** [15.89]	-0.032*** [12.62]	-0.071*** [13.35]	-0.068*** [13.46]	-0.054*** [10.32]	-0.078*** [12.72]	-0.098*** [13.99]	-0.083*** [10.86]
Menor 18 años							-13.467*** [6.77]	-15.709*** [7.36]	-16.800*** [6.24]
Hombre	15.526*** [19.31]	17.830*** [23.88]	16.889*** [18.35]	45.412*** [12.53]	40.347*** [15.14]	37.456*** [13.87]	15.675*** [13.17]	19.043*** [15.36]	16.851*** [11.53]
Casado	0.925 [1.22]	2.581*** [3.61]	2.305*** [2.60]						
Hijos menores de 18 años	-0.017 [0.11]	-0.450*** [2.62]	-0.996*** [4.41]	-3.570*** [8.76]	-4.996*** [12.33]	-3.656*** [8.49]			
Jefe ocupado				-9.050*** [3.94]	-14.573*** [8.17]	-7.392*** [4.66]	6.048*** [2.91]	3.919** [2.10]	3.671** [1.96]
Cónyuge ocupado							4.008*** [3.35]	2.980** [2.42]	-0.192 [0.13]
Pampeana	-2.246*** [3.48]	-3.492*** [5.19]	0.142 [0.17]	2.191 [1.38]	4.537*** [3.05]	2.062 [1.33]	-6.375*** [3.96]	-9.769*** [5.80]	-6.119*** [3.18]
Cuyo	0.071 [0.07]	-0.434 [0.56]	0.737 [0.67]	-6.374** [2.54]	-2.286 [1.30]	-6.110*** [2.89]	-8.761*** [3.68]	-5.527*** [2.90]	-0.053 [0.02]
Noroeste	-3.095*** [4.52]	-4.322*** [5.49]	-0.067 [0.07]	6.385*** [3.75]	-0.114 [0.06]	6.183*** [3.45]	-9.802*** [5.82]	-15.099*** [7.88]	-8.124*** [3.84]
Patagonia	-1.412** [2.05]	-0.904 [1.32]	4.140*** [4.90]	4.243** [2.47]	4.572*** [3.00]	5.381*** [3.38]	-7.229*** [3.84]	-6.103*** [3.33]	-1.199 [0.55]
Constante	-5.204 [1.61]	-23.514*** [7.08]	-30.717*** [7.12]	-113.626*** [13.96]	-98.400*** [12.91]	-90.382*** [11.07]	-67.930*** [8.46]	-104.426*** [12.10]	-107.971*** [11.07]
Observaciones	9437	11088	8956	7804	8407	6455	7255	7890	6477
Chi 2	1736	2459	1542	1082	1396	976	3811	3976	2787

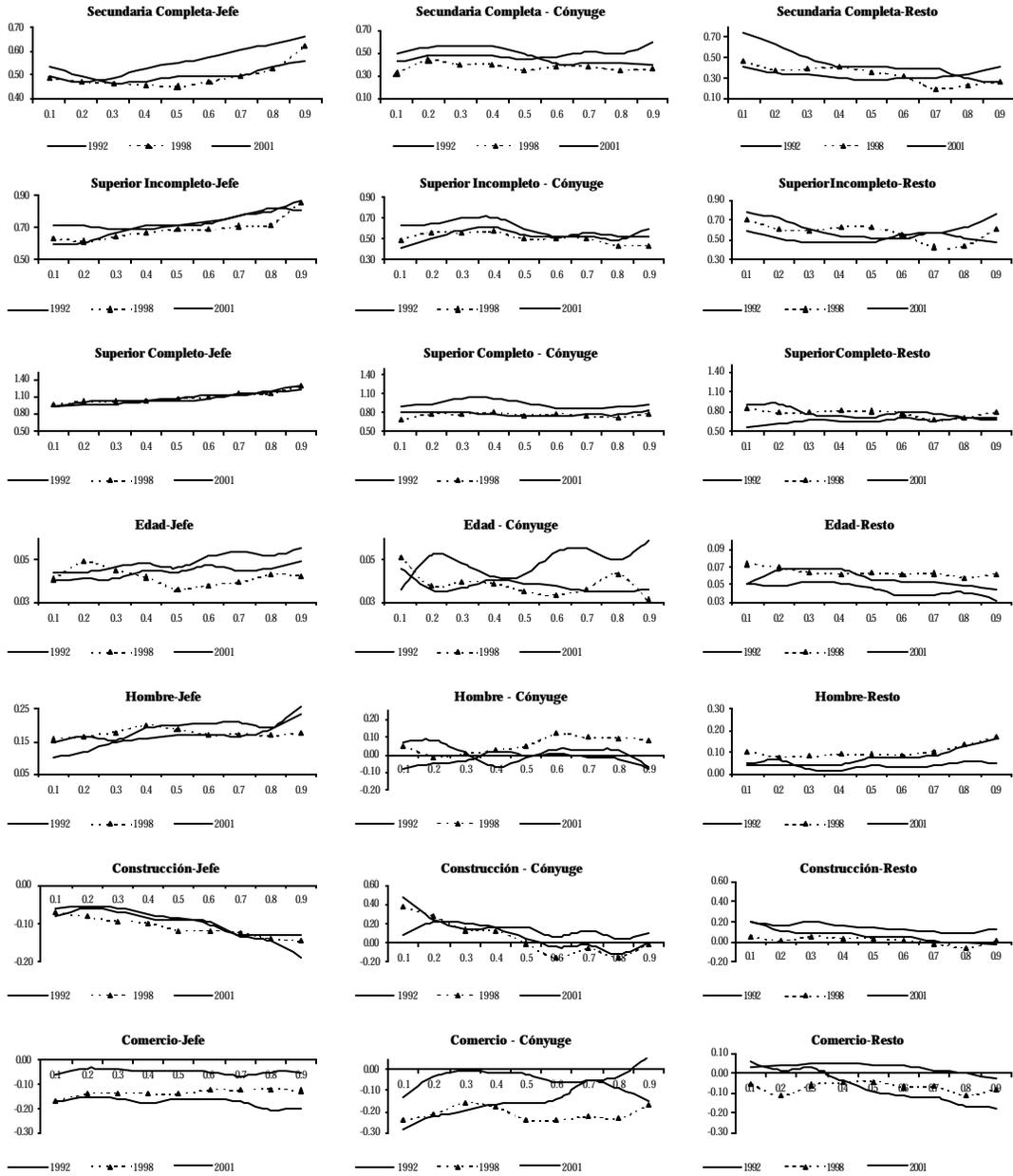
Absolute value of t statistics in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

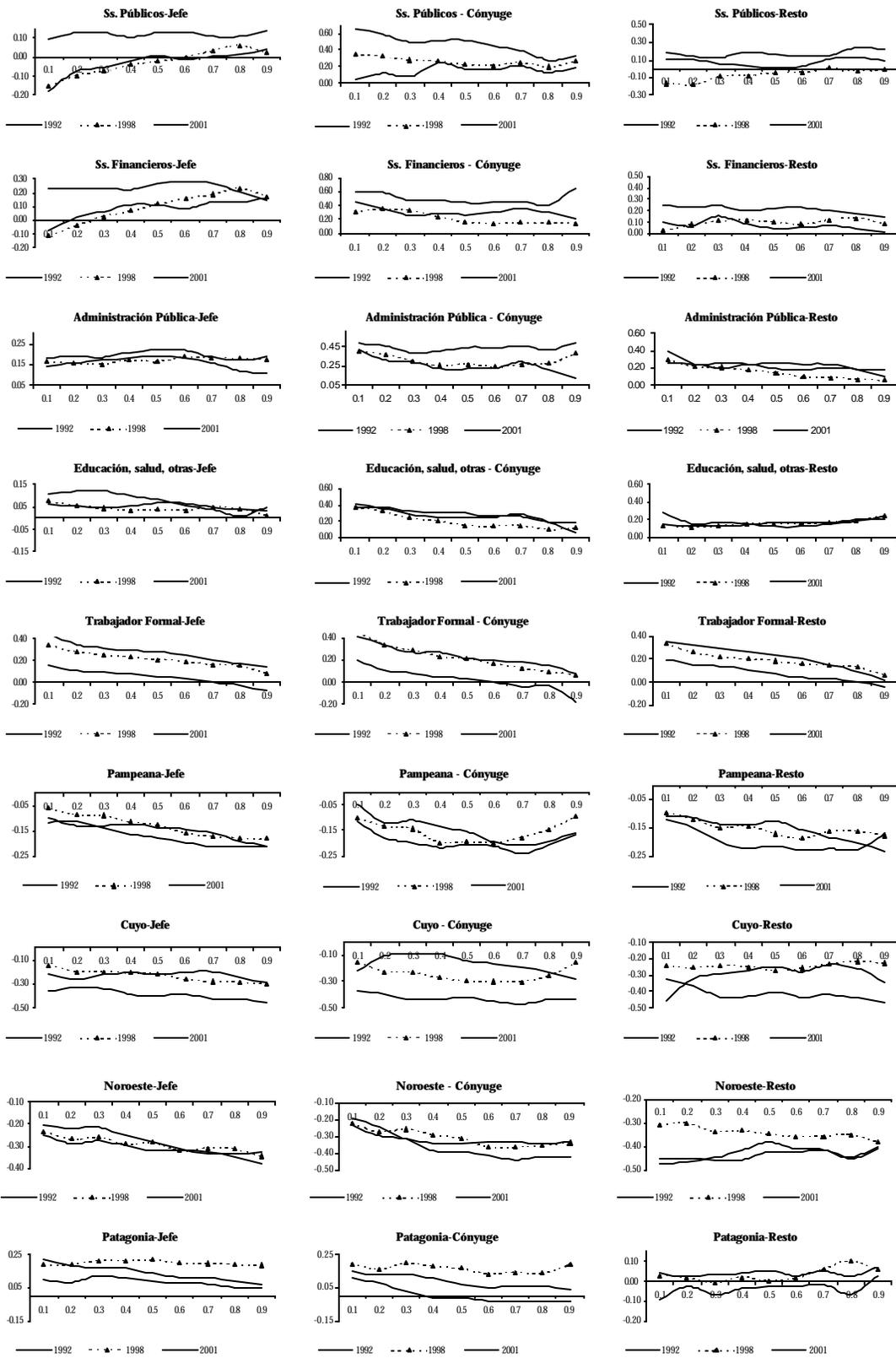
**Gráfico 5**  
**Ecuación de salarios - Argentina**  
**Comparación de coeficientes - Años 1992, 1998, 2001**



### Continuación gráfico 5



## Continuación gráfico 5



**Tabla 12**  
**Descomposición Desigualdad - Gini**

Cambios promedios												
	MCO						QR					
	Ingreso laboral			Ingreso f. equivalente			Ingreso laboral			Ingreso f. equivalente		
	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01
<b>Cambio observado</b>	6.3	1.4	7.7	4.6	2.7	7.2	6.3	1.4	7.7	4.6	2.7	7.2
<b>Efecto horas trabajadas</b>												
1. Coeficientes de horas trabajadas	1.5	1.5	2.8	1.0	1.0	1.9						
1.1. Educación	0.0	0.7	0.9	0.3	0.3	0.5						
1.2. Brecha género	0.0	0.1	0.0	-0.2	0.1	-0.1						
1.3. Región	0.1	-0.2	-0.1	0.1	-0.2	-0.1						
1.4. Hijos	0.4	-0.3	0.0	0.3	0.1	0.4						
2. Estructura educativa	-0.2	-0.2	-0.4	0.0	0.0	0.0						
3. Estructura hijos	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0						
<b>Efecto salario</b>												
1. Retornos salario	1.2	0.7	1.8	0.5	0.4	1.0	2.1	1.0	3.3	1.2	0.3	1.8
1.1. Educación	0.3	-0.4	-0.2	0.2	0.2	0.4	0.0	-1.3	-1.3	0.3	-0.6	-0.2
1.2. Brecha género	-2.6	0.6	-2.2	0.0	0.4	0.2	-0.4	0.5	0.2	-0.1	0.3	0.2
1.3. Región	-0.1	0.1	-0.1	-0.1	0.1	0.0	-0.1	-0.1	-0.3	-0.1	0.0	-0.1
1.4. Sector	-0.4	-0.1	-0.4	-0.3	0.0	-0.2	1.0	0.3	1.4	0.4	0.4	0.9
1.5. Formalidad	1.2	0.4	1.6	0.6	0.2	0.7	0.9	-1.2	-0.1	0.7	-0.9	0.0
2. Estructura educativa	0.2	-0.2	0.1	0.0	0.0	0.1	0.8	0.5	0.7	0.5	0.4	0.5
3. Estructura formal	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	-0.3	0.2	-0.2	-0.1	0.1	-0.1

**Tabla 13**  
**Descomposición Pobreza Oficial Moderada – FGT0 y FGT2**

Cambios promedios												
	MCO						QR					
	FGT0			FGT2			FGT0			FGT2		
	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01	92-98	98-01	92-01
<b>Cambio observado</b>	7.9	9.1	17.0	3.0	4.3	7.3	7.9	9.1	17.0	3.0	4.3	7.3
<b>Efecto horas trabajadas</b>												
1. Coeficientes de horas trabajadas	1.4	5.0	6.6	0.5	1.8	1.8						
1.1. Educación	-1.1	0.1	-1.0	-0.2	0.0	-0.3						
1.2. Brecha género	-1.3	0.7	-0.7	-0.3	0.2	-0.2						
1.3. Región	0.2	-0.5	-0.3	0.1	-0.2	-0.1						
1.4. Hijos	0.7	0.2	1.3	0.3	0.1	0.5						
2. Estructura educativa	-0.4	-0.2	-0.6	-0.1	-0.1	-0.2						
3. Estructura hijos	-0.1	0.0	-0.2	0.0	0.0	-0.1						
4. Empleo	4.0	4.5	8.5	1.5	2.2	3.6						
<b>Efecto salario</b>												
1. Retornos salario	-2.4	3.7	1.3	-0.4	1.1	0.4	-2.0	2.8	1.1	-0.3	1.1	0.6
1.1. Educación	0.5	-0.6	0.1	0.1	-0.2	0.0	0.3	-0.4	-0.1	0.0	-0.1	0.0
1.2. Brecha género	-0.1	0.4	0.3	0.0	0.1	0.1	-0.3	0.8	0.4	-0.1	0.2	0.1
1.3. Región	-0.3	0.2	-0.1	-0.1	0.1	0.0	-0.3	0.1	-0.1	-0.1	0.1	0.0
1.4. Sector	1.5	-0.7	1.1	0.3	-0.2	0.2	1.3	-0.3	1.1	0.4	-0.2	0.2
1.5. Formalidad	-2.6	-0.5	-2.8	-0.5	-0.1	-0.7	-2.3	-0.6	-3.0	-0.4	-0.2	-0.6
2. Estructura educativa	-0.8	-0.4	-1.1	-0.2	-0.1	-0.3	-0.5	-0.4	-0.9	-0.2	-0.1	-0.2
3. Estructura formal	-0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0