

Maestría en Finanzas Públicas  
Provinciales y Municipales

**La evolución de la distribución del ingreso  
familiar en argentina: Un análisis de sus  
determinantes**

**Oscar Altimir, Luis Beccaria y Martín González Rozada**

# LA EVOLUCION DE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO FAMILIAR EN ARGENTINA. UN ANALISIS DE SUS DETERMINANTES

OSCAR ALTIMIR, LUIS BECCARIA y MARTÍN GONZÁLEZ ROZADA

El empeoramiento en la distribución del ingreso constituye uno de los rasgos más característicos de la evolución económica y social de Argentina de los últimos 25 años. Durante este período se han experimentado tanto procesos de fuerte inestabilidad macroeconómica y estancamiento productivo como otros de acelerado crecimiento y avances en el logro de los equilibrios básicos. Sin embargo, la desigualdad no ha respondido suficientemente a estas alteraciones y ha continuado aumentando a lo largo de estos diferentes episodios.

A lo largo de esos años se ha visto particularmente afectada la distribución del ingreso de los hogares, variable que puede considerarse asociada en mayor medida al bienestar de la población.<sup>1</sup> En efecto, su desigualdad es aquella que ha mantenido la tendencia más claramente creciente desde mediados de los setenta. Resulta, por tanto, relevante abordar el estudio de los factores que han estado ligados a este comportamiento. El hecho que haya registrado una evolución similar en contextos tan diferentes sugiere la existencia de diferentes determinantes. En particular, interesa identificar aquellos relacionados con las características más básicas del funcionamiento económico, preocupación que resulta relevante en lo que hace a lo acontecido durante los noventa en tanto aportará a desentrañar los efectos distributivos del nuevo régimen económico.

## **1. El comportamiento de la desigualdad de los ingresos familiares y su comparación con la correspondiente a la de los individuales**

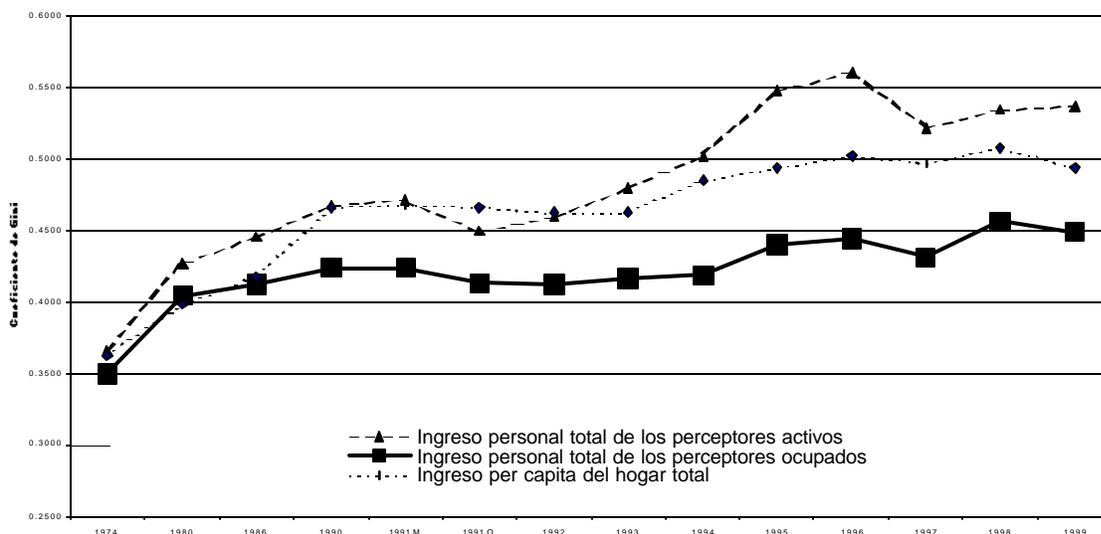
Hacia mediados de los años setenta dio inicio un proceso de crecimiento de la desigualdad de la distribución del ingreso (Gráfico 1) que modifica el comportamiento aproximadamente estable que se habría registrado a lo largo de los dos decenios anteriores (Altimir, 1986). El indicador de Gini de la desigualdad de la distribución de los ingresos per cápita de los hogares (YPCH)<sup>2</sup> aumentó 35% entre 1974 y 1999 lo cual refleja el hecho que el 20% de los hogares más pobres pasó de concentrar el 9.3% de los ingresos totales en 1974 al 6.4% en 1999; para el quinto más rico las proporciones pasaron del 35.6% al 45.6%. Este cambio fue acompañado de una reducción de los ingresos reales con lo cual la caída de los correspondientes a las familias más pobres resultó particularmente aguda.

---

<sup>1</sup> Se enfatiza la idea de “asociada” ya que son conocidas las varias razones que imponen diferencias entre ingresos y bienestar, especialmente al trabajar con el ingreso corriente.

<sup>2</sup> A lo largo de este documento, todas las cifras utilizadas surgen de procesamientos de los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC.

Grafico 1. Evolución de la desigualdad



Una primera posibilidad para estudiar los determinantes de estos cambios operados en el grado de desigualdad de la distribución de los ingresos familiares es compararlos con la evolución correspondiente a la distribución de los ingresos de los perceptores. Se advierte en el Gráfico 1 que ambas series exhiben una dinámica similar, aunque esta última vino expandiéndose menos pronunciadamente. En ese gráfico se muestra la evolución de los coeficientes de Gini correspondientes a las distribuciones de los ingresos per cápita de los hogares, de los ingresos de los perceptores activos (entre los que se incluye, por tanto, a los desocupados con un ingreso igual a cero) y de los ingresos de los ocupados. La diferencia entre los cambios experimentados por las dos primeras series refleja el impacto de las alteraciones en las diferencias en la tasa de actividad entre distintos estratos socioeconómicos. Por su parte, la distancia entre la evolución de los indicadores de desigualdad de las distribuciones de activos y ocupados se deriva del comportamiento de las brechas en la desocupación.

El papel que jugaron estas variables fue diferente a lo largo de estos 25 años que se están analizando. El aumento de la desigualdad de los ingresos de los ocupados constituyó el factor fundamental entre 1974 y 1980, lo cual a su vez derivó en una ampliación de la brecha entre las remuneraciones de aquellos con diferente nivel de educación. Este incremento de los diferenciales podría estar reflejando la política de los empleadores de aislar a los trabajadores más calificados del deterioro de las remuneraciones. Cabe tener en cuenta que el nivel promedio de las mismas cayó de manera significativa durante ese período.

El clima de inestabilidad macroeconómica, el estancamiento productivo y la consecuente débil demanda de trabajo formal verificados en mayor o menor medida a lo largo de los ochenta facilitaron la continuación del deterioro distributivo. Por un lado, esa dinámica impidió la recuperación de los niveles de desigualdad de la distribución de las remuneraciones, los que se mantuvieron en los alcanzados en 1980. Incluso se verificó un leve aumento consecuencia de la ampliación en la diferencia en la cantidad de horas trabajadas entre ocupados con diferentes ingresos medios. La estabilidad del grado de dispersión de las tasas de remuneraciones<sup>3</sup> se verificó aún en un período durante el cual se reanudó la actividad sindical y volvieron a discutirse los convenios colectivos. Cabe señalar que el mantenimiento de las distancias entre los ingresos de personas con diferente educación subestimaría lo sucedido con la evolución de las existentes entre las remuneraciones de las ocupaciones, las que se ampliaron. Este comportamiento estaría reflejando la

<sup>3</sup> Variable que se puede aproximar con las remuneraciones horarias de la ocupación principal.

operación del fenómeno de devaluación educativa –elevación de los requerimientos de las credenciales para cubrir los puestos-- facilitado por la señalada debilidad de la demanda laboral.<sup>4</sup>

Por otro lado, se registró un lento pero persistente incremento de la tasa de desempleo y también se estancó la tasa de actividad, comportamientos ambos que derivaron en aumentos en las diferencias entre las tasas de empleo de hogares ubicados en los estratos extremos de la distribución.<sup>5</sup> Lo acontecido con esta variable constituyó, entonces, la fuente principal de crecimiento de la desigualdad del ingreso familiar per cápita.

Los avances que se produjeron desde 1991 en términos de abatimiento de la inflación, logro de otros equilibrios (o disminución de otros desequilibrios) macroeconómicos y ubicación de la economía en un sendero de crecimiento, no fueron acompañados de éxitos similares en todas las aristas de la dimensión distributiva. Las remuneraciones reales se recuperaron respecto de los niveles de los años de hiperinflación pero siguieron siendo aún inferiores a las ya deterioradas de mediados de los ochenta. La desigualdad relativa de los ingresos familiares, en cambio, no pudo ni siquiera alcanzar esos ya elevados valores superando, incluso, a los de 1990 (Gráfico 1).

Este comportamiento se explica básicamente por la evolución del mercado laboral. Nuevamente, como en el decenio anterior, fue el desempleo el factor determinante de la elevación de la desigualdad de los ingresos familiares. Pero durante estos años su impacto resultó particularmente intenso como consecuencia de los muy elevados registros de la desocupación abierta. Su efecto sobre la desigualdad de la distribución de los ingresos de los hogares resultó compensado parcialmente por el mayor crecimiento de la tasa de actividad de los hogares de menores ingresos, comportamiento inverso a lo relatado para los ochenta.

Las persistentes dificultades ocupacionales también impidieron que la estabilización y el acelerado crecimiento económico se tradujesen en disminuciones de la desigualdad en la distribución de las remuneraciones. Estas sólo se redujeron inicialmente –entre 1990 y 1991 -- quizás como consecuencia de las negociaciones salariales inmediatamente posteriores a la desaceleración. A partir de 1994 se advierte nuevamente un proceso de lento crecimiento. No cabe desechar tampoco que haya continuado verificándose un proceso de devaluación educativa, aún cuando en esta oportunidad (y a diferencia de lo ocurrido durante los ochenta) se produjo un estancamiento, o sólo crecimientos moderados, de las brechas entre los ingresos medios tanto desde la perspectiva de las ocupaciones como del nivel educacional.

La distribución de las horas parece haber jugado un papel importante en la explicación de lo acontecido con la distribución de los ingresos de los ocupados durante los noventa. En efecto, el grado de desigualdad de la correspondiente a los ingresos horarios, en 1999, era similar a la de 1990 mientras que la de los ingresos totales aumentaron entre ambos años. Este proceso parece haberse dado principalmente en la primera parte de la década.

## **2. Una desagregación “agregada” de los cambios en la distribución de los ingresos familiares**

La comparación de la evolución de los indicadores de desigualdad recién efectuada constituye sólo un enfoque muy indirecto del análisis de factores asociados a los cambios en la desigualdad de la distribución del ingreso de los hogares. Es posible una aproximación metodológica que permite una medición más directa del impacto que habrían tenido las variables consideradas en la sección anterior.

### **2.1. El método**

---

<sup>4</sup> Esta comparación no brinda evidencia muy firme ya que, por un lado, la identificación de las ocupaciones que se realizan en las encuestas de hogares adolece de falta de precisión. Por otro lado, sólo fue posible analizar conjuntos muy agregados de ocupaciones.

<sup>5</sup> Véase Altimir y Beccaria (1999), cuadro 8.

El ingreso<sup>6</sup> per cápita de un hogar se define como el cociente entre la masa de ingresos generados por los diferentes perceptores y la cantidad de miembros del hogar (n). Por su parte, el monto de los ingresos depende del número de perceptores no activos, sean jubilados (p<sub>j</sub>) o de otro tipo (p<sub>o</sub>), y de sus ingresos medios (y<sub>pj</sub> e y<sub>po</sub>); de la cantidad de ocupados (l), del número de horas que en promedio trabajan los ocupados (h) y, finalmente, de los ingresos medios horarios (w). El número de ocupados es función, a su vez, de la cantidad de activos (a) y de las posibilidades que ellos tienen de encontrar trabajo. Por tanto, es posible definir al promedio de los ingresos per cápita de los hogares de un estrato dado (y<sub>pc</sub>) de la siguiente manera:

$$y_{pc} = (n_{15}/n) * \{[(p_j/n_{15}) * y_{pj}] + [(p_o/n_{15}) * y_{po}]\} + \{(n_{15}/n) * (a_{15}/n_{15}) * (l_{15}/a_{15}) * h * w\} \quad [1]$$

donde el subíndice “15” indica que se trata de personas de 15 años y más. Se ha identificado, precisamente a este tramo de edad ya que la diferente estructura etarea de los estratos y, en particular, la mayor presencia de niños entre los más pobres constituye una fuente de las diferencias en el ingreso familiar por persona.<sup>7</sup>

Esta forma de computar el ingreso per cápita de un hogar puede también emplearse para medir el valor promedio correspondiente a cada quintil de la distribución de los ingresos familiares (o de estratos de hogares definidos en base a otros criterios). El esquema permite realizar un ejercicio de simulación que ilustra acerca de la importancia cuantitativa que tienen las variables identificadas sobre el nivel y los cambios del ingreso per cápita.

Una primera y sencilla manera de proceder al análisis es utilizar como indicador de desigualdad a la brecha entre los valores promedios de los quintiles extremos de la distribución de ingreso familiar per cápita. El efecto que tiene el cambio en una de las variables consideradas puede entonces evaluarse a partir de simular cual sería la brecha en el ingreso familiar en “t+1” si se supone que se mantiene la diferencia que existía en “t” en la variable analizada.<sup>8</sup> En el Cuadro 1 se han incluido precisamente las brechas en cada variable mientras que en el Cuadro 2 se han volcado las brechas y el coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar simuladas, usando [1] y suponiendo que se mantiene la brecha o la distribución del período anterior de cada variable.

## 2.2. Resultados

El Cuadro 1 pone en evidencia el importante crecimiento de la desigualdad que se registró en el Área Metropolitana entre 1974 y 1999, período durante el cual la brecha entre los ingresos per cápita promedio de los hogares de los quintiles extremos más que se duplicó. Esta tendencia ha estado presente a lo largo de los diferentes períodos que se han identificado, aún cuando el ritmo fue más elevado durante los setenta y los ochenta respecto del decenio actual.

En todos los períodos hubo una ampliación de las diferencias de las remuneraciones mensuales medias de los perceptores mientras que los otros factores jugaron de diferente manera en cada uno de ellos, intensificando o moderando el impacto que tuvieron aquellas.

A lo largo de la segunda mitad de los setenta lo acontecido con el ingreso horario de los ocupados constituyó la principal fuente de ampliación de la distancia entre los ingresos de los hogares; el cambio del conjunto de los otros factores habría operado en el sentido de disminuir la desigualdad. El Cuadro 2 pone de manifiesto que la brecha que hubiese prevalecido de no haber habido cambios en las diferencias en la

<sup>6</sup> Aquí, se hace referencia al ingreso monetario corriente, que es el que mide la EPH.

<sup>7</sup> El esquema planteado supone —a fin de simplificarlo— que los menores de 15 años no generan ingreso, lo cual no es cierto. Sin embargo, debido a la escasa relevancia de los montos provistos por este grupo no se considera que esta decisión metodológica introduzca un sesgo serio.

<sup>8</sup> De la misma manera, es posible considerar un indicador de brecha sino uno que considera los valores medios de todos los quintiles como un paso al uso de índices que contemplen a toda la distribución (véase Altimir y Beccaria (1999), cuadro 10.

remuneración unitaria -4.6- habría sido inferior a las brechas efectivas de 1974 -6.22- y de 1980 -7.7-. Expresado de otra manera, el incremento en la distancia de los ingresos familiares per cápita se debió exclusivamente a la dinámica de esa variable. Las reducciones en la brecha entre las horas trabajadas y la tasa de actividad de los quintiles extremos impidieron que la distancia en el ingreso familiar per cápita fuese mayor.

La brecha de las remuneraciones horarias se mantuvo en lo ochenta; sin embargo, a lo largo de este período crecieron las diferencias, entre los quintiles extremos, en la cantidad de horas trabajadas por persona, la tasa de desempleo y la tasa de actividad. El estancamiento económico del decenio de los años ochenta llevó, entonces, a que tanto la desocupación como el subempleo afectasen diferencialmente a distintos hogares, perjudicando a los más pobres. La comparación entre los valores de 1980 y 1990 sugiere, adicionalmente, que las familias no reaccionaron ante este comportamiento de los ingresos con un incremento de la oferta laboral.

Disminuyó, por otra parte, las brechas entre los ingresos no derivados del trabajo, como consecuencia de lo ocurrido tanto con la distancia en la cantidad de perceptores como en la de los montos medios.

La brecha de ingresos horarios, que volvió a ampliarse durante los noventa, fue el único factor que explica el incremento de la diferencia en el ingreso familiar laboral per cápita que se registró entre 1990 y 1999. El incremento de la brecha -25%- parece tener poca relación con la escasa variación (4%) mostrada por el coeficiente de Gini de la distribución de los ingresos de los ocupados que se analizó más arriba. Aún cuando la comparación no es posible en términos estrictos la diferencia no deja de ser llamativa. Pero los cambios acontecidos entre esos años en la composición de la ocupación de los estratos posibilitan, en parte, dar cuenta de tal diferencia. En efecto, de acuerdo a lo que se observa en la tabla siguiente, entre los ocupados del primer estrato creció la importancia de aquellas posiciones de menores ingresos medios - como los asalariados no registrados-, fenómeno que puede explicar la mitad de la ampliación de la brecha de las remuneraciones medias.

**Distribución de los ocupados en los quintiles extremos de la distribución del ingreso familiar per cápita. Gran Buenos Aires**

	(%)	
	20% más pobre	20% más rico
<b>1991</b>		
Asalariados en blanco	46.7	57.6
Asalariados en negro	34.7	12.4
Cta. Ppia. Profesionales	0.0	8.9
Cta. Ppia. No Profesionales	18.7	21.1
Total	100.0	100.0
<b>1997</b>		
Asalariados en blanco	29.9	55.8
Asalariados en negro	42.9	17.1
Cta. Ppia. Profesionales.	0.0	12.2
Cta. Ppia. No Profesionales.	27.2	14.9
Total	100.0	100.0

Parece necesario distinguir al menos dos períodos en el decenio de los noventa: el que se extiende hasta 1994 y el resto. En el primero de ellos no se modifica la brecha de los ingresos familiares. Se advierte allí un mantenimiento de la correspondiente a los ingresos laborales per cápita, lo cual respondería básicamente a un comportamiento en la misma dirección de la correspondiente a la remuneración horaria y en la tasa de empleo. Cabe aquí señalar con relación a esta última variable que hubo cambios importantes en las diferencias tanto en la tasa de actividad como en la de desempleo, pero sus efectos tuvieron sentido contrario y tendieron a compensarse. Esto significó que los hogares más pobres fueron más afectados por el

desempleo pero sus miembros habrían respondido a ello con una mayor participación en el mercado laboral. Los ingresos no provenientes del trabajo operaron en el mismo sentido de reducir la distancia.

En la segunda parte de la década, por el contrario, se produjo un nuevo incremento de las brechas de ingresos per cápita de los hogares como consecuencia también de la ampliación de las diferencias en el ingreso medio horario.

### 3. Otro enfoque

La metodología de la descomposición “agregada” tiene diversas limitaciones para estimar adecuadamente el impacto de las diferentes variables sobre la distribución del ingreso familiar cuando se trabaja con el tipo de información disponible –la proveniente de encuestas de hogares–. Esta información no surge del seguimiento de un panel sino de una muestra de hogares cuyos componentes van rotando. Esto significa que puede llegar a compararse datos provenientes de hogares diferentes en cada período.<sup>9</sup> Al no compararse a los mismos hogares en  $t$  y  $t+1$ , no se está simulando estrictamente cual hubiese sido el ingreso promedio de un conjunto determinado de hogares en  $t+1$ , de haberse mantenido los valores de las diferentes variables alcanzado en  $t$  por ese mismo conjunto. Por lo tanto, el cambio experimentado, por ejemplo, por la tasa de actividad del primer quintil entre  $t$  y  $t+1$  puede deberse no a cambios en las decisiones de trabajar, sino a modificaciones en la composición (ese estrato está ahora compuesto por hogares que ya en  $t$  registraban una tasa de actividad mayor). De la misma manera, el mayor desempleo puede afectar de diferente manera a hogares de distinto tipo, por lo que no podría considerarse, por ejemplo, que el aumento en la tasa de desocupación que experimentó el primer quintil entre 1991 y 1997 haya obedecido a una expansión del fenómeno entre los activos de los hogares que pertenecían a ese estrato en el primero de esos años.

Por lo tanto, en esta sección se analizarán los cambios en la desigualdad del ingreso familiar recurriendo a un método que ha venido utilizándose recientemente en varios casos<sup>10</sup> que de alguna manera enfrenta estas restricciones. Este enfoque se basa en la estimación de una serie de funciones de comportamiento que asocian las variables que influyen a la distribución del ingreso familiar, con otras consideradas independientes. Específicamente, se estiman funciones que relacionan la probabilidad de estar ocupado, o desocupado o inactivo con variables tales como la edad, el nivel de educación o la presencia de hijos. Se estiman, asimismo, funciones que asocian el ingreso individual también con la educación y la edad entre otros atributos. A partir de ellas, es posible simular --siguiendo los procedimientos que se detallarán más adelante-- cómo se habría modificado entre “ $t$ ” y “ $t+1$ ” la condición de actividad de un individuo dado los cambios en las tasas de participación y de desempleo agregadas. Se calcula también las alteraciones en su ingreso como consecuencia de las experimentadas por los retornos medios que se produjeron entre esos períodos. Realizadas estas simulaciones, se evalúan las variaciones experimentadas por los ingresos de los hogares y cómo ellas están asociadas a las modificaciones en la participación económica, en el desempleo y en los retornos a la educación y otros atributos.

#### 3.1. Metodología

Como se acaba de mencionar, la metodología está basada en la estimación de funciones de ingreso laboral para trabajadores hombres y mujeres condicionadas a un modelo de participación en la fuerza de trabajo. Este modelo de participación es un modelo policotómico cuya variable dependiente adopta tres valores según la persona se encuentre empleada, desempleada o fuera de la fuerza de trabajo. Con este modelo se estima, para cada persona en la muestra, las probabilidades marginales de estar empleado, de estar desempleado y de estar fuera de la fuerza de trabajo. La suma de estas tres probabilidades para cada individuo es igual a la

---

<sup>9</sup> La EPH se realiza en los meses de octubre y mayo de cada año y su muestra rota un 25% en cada onda. Por lo tanto, cuando se comparan datos de dos ondas sucesivas, el 75% (aproximadamente) de los hogares son los mismos; esta proporción se reduce al 50% y al 25% cuando se comparan resultados de ondas entre las que media un año y un año y medio respectivamente.

<sup>10</sup> Véase al respecto, por ejemplo, Bourguignon, et. al (1998)

unidad. La suma de las probabilidades de estar empleado y de estar desempleado brinda la de participar de la fuerza de trabajo.

En primer lugar, se establece un modelo de participación individual en el mercado de trabajo, en el que cada individuo puede estar en tres alternativas mutuamente excluyentes. Estas alternativas son (1) empleado, (2) desempleado y, (3) fuera de la fuerza de trabajo. Si el individuo está empleado, su ingreso laboral (en logaritmos) está dado por:

$$(1) \quad W_{1i} = \mathbf{b}_1' Z_{1i} + \mathbf{e}_{1i}, \quad i = 1, 2, \dots, N_1$$

Donde el subíndice  $i$  se refiere al  $i^{\text{ésimo}}$  individuo,  $Z_{1i}$  es un vector de variables exógenas y,  $\mathbf{e}_{1i}$  es un término aleatorio. Aquí se supone, sin pérdida de generalidad que hay,  $N_1$  individuos empleados,  $N_2$  individuos desempleados y  $N_3$  individuos que están fuera de la fuerza de trabajo, de forma tal que  $N = N_1 + N_2 + N_3$ .

Supóngase que  $V_{ij}$  es la utilidad máxima alcanzada por el individuo  $i$  si elige la alternativa  $j$ . Si  $V_{ij}$  es lineal,

$$(2) \quad V_{ij} = \mathbf{d}_j' x_i + u_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Donde  $x_i$  es un vector de variables explicativas que capturan toda la información relevante para seleccionar la alternativa para la que  $V_{ij}$  es máxima, y  $u_{ij}$  es un término de error que se asume independiente e idénticamente distribuido con una distribución doble exponencial o Gumbel.

En la ecuación (1) existe sesgo de selección muestral si los errores  $\mathbf{e}_i$  y los disturbios  $u_{ij}$  en (2) están correlacionados. Se corrige este problema utilizando un método propuesto por Lee (1983) que toma en cuenta el modelo de participación policotómico. El modelo de participación puede transformarse en un problema de decisión binaria de la siguiente manera. Para cada una de las tres alternativas hay una función de utilidad como la (2) y la alternativa  $j$  ( $j=1, 2, 3$ ) se elige si y solo si brinda la mayor utilidad, es decir,

$$V_s > \max_{j \neq s} V_j.$$

Definiendo

$$(3) \quad \mathbf{p}_s = \max_{j \neq s} V_j - u_s.$$

La alternativa  $s$  será elegida si y solo si  $\mathbf{d}_s' x_s > \mathbf{p}_s$ . Como  $u_{ij}$  se distribuye independiente e idénticamente con distribución Gumbel y si  $X$  es un vector de variables exógenas ( $X = [x_1', x_2', \dots, x_N']'$ ) la distribución  $F(\mathbf{p}_s)$  de  $\mathbf{p}_s$  es

$$(4) \quad F(\mathbf{p}_s) = \exp(\mathbf{p}_s) / \left[ \exp(\mathbf{p}_s) + \sum_{j \neq s} \exp(\mathbf{d}_j' X) \right],$$

y la probabilidad de que la alternativa  $s$  sea elegida es:

$$P_s = \frac{\exp(\mathbf{d}_j' X)}{\sum_{j=1}^3 \exp(\mathbf{d}_j' X)},$$

que es el modelo Logit condicional (véase McFadden, 1974). Ahora, si  $F$  denota la función de distribución normal estándar, la transformación  $J = F^{-1}F$  es estrictamente creciente y la variable aleatoria transformada  $\mathbf{p}_s^*$ , donde  $\mathbf{p}_s^* = J(\mathbf{p}_s)$ , será una variable normal estándar también. Por lo tanto, la alternativa  $s$  será elegida si y solo si  $J(\mathbf{d}_s'X) > \mathbf{p}_s^*$ . Esta especificación implica que, condicional a que se elija la alternativa  $s$ ,

$$(5) \quad W_s = \mathbf{b}_s' Z_s - \mathbf{r}_s \left( \mathbf{f}(J(\mathbf{d}_s' X_s)) / F(\mathbf{d}_s' X_s) \right) + \mathbf{x}_s = \mathbf{b}_s' Z_s + \mathbf{w}_s,$$

donde  $E(\mathbf{x}_s / s \text{ es elegido}) = 0$ ,  $\mathbf{f}$  es la densidad de una normal estándar y  $X_s$  es una partición de  $X$  (vease Lee, 1983).

Entonces en el primer paso se estima consistentemente la ecuación (5) para  $s=1$  en dos etapas. En la primera etapa se estima un modelo Logit de participación policotómico mediante el método de máxima verosimilitud y obtenemos los estimadores de los parámetros  $\delta$ . Reemplazando estos estimadores en (5), en la segunda etapa se estima,

$$(6) \quad W_1 = \mathbf{b}_1' Z_1 - \mathbf{r}_1 \left( \mathbf{f}(J(\mathbf{d}_1' X_1)) / F(\mathbf{d}_1' X_1) \right) + \tilde{\mathbf{x}}_1.$$

Los disturbios de la ecuación (6) son heterocedásticos y están correlacionados a través de las distintas observaciones muestrales. Se construye la matriz de varianzas y covarianzas asintóticamente correcta utilizando una modificación del procedimiento seguido por Lee, Maddala y Trost (1980)<sup>11</sup>.

El segundo paso consiste en asignarle un salario a aquellas personas que no lo tienen porque se encuentran desempleadas o bien porque están fuera de la fuerza de trabajo. Para ello, necesitamos generar un término de error, para cada una de las personas que no tienen salario, como si estuvieran empleadas. Como el residuo de la ecuación de salarios,  $\mathbf{w}_1$ , no se observa para estos individuos, es necesario generarlo condicionado al que se observa. Se hace esto generando  $\mathbf{y}_1$  desde una distribución normal estándar y luego calculando,

$$(8) \quad \mathbf{w}_2 = -\mathbf{r}_1 \left( \mathbf{f}(J(\mathbf{d}_1' X_2)) / F(\mathbf{d}_1' X_2) \right) + \mathbf{s}_{\mathbf{x}_1} \Psi_1,$$

para los individuos desempleados y para los que están fuera de la fuerza de trabajo. El primer término de la ecuación (8) es el valor esperado de  $\mathbf{w}_2$  condicionado a que la persona este empleada. La estimación de la desviación estándar de  $\xi_1$ ,  $\sigma_{\xi_1}$ , se obtiene de la estimación mínimo cuadrática de (6). Por lo tanto, los salarios para los desempleados y los inactivos se calculan como

$$(9) \quad \bar{W}_2 = \mathbf{b}_1' Z_2 + \mathbf{w}_2.$$

### 3.2. Microsimulaciones

Utilizando las probabilidades obtenidas de la estimación del modelo policotómico de participación, así como los coeficientes estimados de funciones de ingreso laboral, para un año base se evalúa el efecto sobre la distribución del ingreso familiar per cápita de los cambios que, entre ese año y otro “t+k”, se registra en la participación económica, el desempleo, la escolaridad de la fuerza de trabajo y el retorno al capital humano. Para ello se simularan varias poblaciones contrafácticas replicando en la población de “t” los valores que esas variables registran en “t+k”. Comparando los indicadores de desigualdad de la distribución del ingreso efectivas con las correspondientes a las distribuciones computadas con las poblaciones contrafácticas, se puede medir el efecto de los cambios en aquellas variables.

<sup>11</sup> Para una exposición más detallada de la forma de corrección puede verse González Rozada y Menendez (1999).

### 3.2.1. Efecto de los cambios en la tasa de participación

Para calcular el efecto del cambio en la tasa de participación que se produce entre  $t$  y  $t+k$ , el primer paso consiste en calcular la proporción de personas participando en el mercado de trabajo del año  $t+k$ , --por ejemplo,  $k\%$ --, y la proporción de personas empleadas en el año  $t$ , -- $e\%$ --. Luego, se estima el modelo policotómico de participación en el año  $t$ , se obtienen las probabilidades marginales de que cada individuo este empleado ( $P_{t,e}$ ), desempleado ( $P_{t,d}$ ) o fuera de la fuerza de trabajo ( $P_{t,out}$ ). Se calcula la probabilidad marginal de que el individuo pertenezca a la fuerza de trabajo como,  $P_{t,in} = 1 - P_{t,out}$ .

Cabe señalar que las probabilidades para cada uno de los tres eventos son:

$$P(y=1) = \frac{e^{X d_1}}{e^{X d_1} + e^{X d_2} + e^{X d_3}} \quad P(y=2) = \frac{e^{X d_2}}{e^{X d_1} + e^{X d_2} + e^{X d_3}}$$

$$P(y=3) = \frac{e^{X d_3}}{e^{X d_1} + e^{X d_2} + e^{X d_3}}$$

Este modelo sin embargo no esta identificado en el sentido de que hay mas de una solución para  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ , y  $\delta_3$  que lleva a las mismas probabilidades para  $y=1$ ,  $y=2$  e  $y=3$ . Para identificar el modelo se procedió, como es usual, a elegir una de las tres alternativas como categoría base. Esto es, hacer cero el coeficiente de esa categoría —en este ejercicio, la de los individuos que no participan de la fuerza de trabajo—. Multiplicando y dividiendo esas probabilidades por  $e^{-X\delta_3}$  quedan:

$$P(y=1) = \frac{e^{X(d_1-d_3)}}{e^{X(d_1-d_3)} + e^{X(d_2-d_3)} + 1} \quad P(y=2) = \frac{e^{X(d_2-d_3)}}{e^{X(d_1-d_3)} + e^{X(d_2-d_3)} + 1}$$

$$P(y=3) = \frac{1}{e^{X(d_1-d_3)} + e^{X(d_2-d_3)} + 1}$$

Es decir que los coeficientes estimados se pueden interpretar como el efecto de la diferencia, entre el verdadero coeficiente de la categoría y el coeficiente de aquella elegida como base, sobre la probabilidad. Esto es, por ejemplo, la probabilidad relativa de los trabajadores empleados comparados con los que no participan de la fuerza de trabajo es:

$$\frac{P(y=1)}{P(y=3)} = e^{X(d_1-d_3)} = e^{X\beta}$$

y la estimación de  $\beta$  representa el impacto sobre la probabilidad relativa.

El siguiente paso consiste en ordenar a los individuos de la población del año  $t$  de acuerdo a  $p_{t,in}$  y  $p_{t,e}$  de forma tal de ubicar en los primeros lugares de la muestra a aquellas personas que tienen mayor probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo. Ello permite identificar al conjunto de  $k\%$  individuos de la población del año  $t$  que participan de la fuerza de trabajo. De esta forma se ha cambiado la tasa de participación del año  $t$  por la del año  $t+k$ . El  $k\%$  de la población del año  $t$  que ahora integra la fuerza de trabajo está ordenada (por  $p_{t,e}$ ) de forma tal que primero aparecen aquellas personas que tienen mayor probabilidad de estar empleadas, de acuerdo a las características de la población en  $t$ . Por lo tanto, mediante la comparación de este ordenamiento con la proporción de personas empleadas en el año  $t$ ,  $e\%$ , se obtiene la división de la población entre empleados y desempleados.

Esta forma contrafáctica de organización de la población del año  $t$  asegura que el  $k\%$  de la población que tiene mayor probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo, dadas sus características en ese año, pertenezca efectivamente a la fuerza de trabajo; y además de que el  $e\%$  de la población activa del año  $t$  que tiene mayor probabilidad de estar empleada, también lo está.

Una vez organizada la población contrafáctica se deben asignar los salarios. Para aquellas personas que no cambian de condición nada se modifica ya que quienes estaban desempleados o inactivos registran un salario igual a cero y quienes estaban empleados mantienen su salario declarado. A aquellos que pasan de estar desempleados o inactivos en  $t$ , a estar empleados en la población contrafáctica, se les asigna el salario obtenido en (9). Con esta nueva asignación de salarios se recalculan los ingresos familiares y los indicadores de su distribución.

La comparación de las diversas medidas de desigualdad de la distribución original del año  $t$  y de la distribución computada a partir de la población contrafáctica permite cuantificar el efecto del cambio que experimenta la tasa de participación entre  $t$  y  $t+k$  sobre la distribución del ingreso familiar.

### **3.2.2. Efecto de cambios en la tasa de desempleo**

A partir de aquí, el resto de los efectos se calculará de la misma manera y en forma secuencial. Para captar el efecto del cambio en la tasa de desempleo entre  $t$  y  $t+k$ , se debe calcular la proporción de personas desempleadas en el año  $t+k$ , ( $d\%$ ). Luego, se reordena la población contrafáctica obtenida en 3.2.1 utilizando  $p_{t,d}$ , de forma tal que primero aparezcan aquellos individuos con menor probabilidad de estar desempleados, dadas sus características en el año  $t$ . Teniendo en cuenta la proporción de personas desempleadas en  $t+k$ ,  $d\%$ , se obtiene la nueva población simulada que identifica el conjunto de individuos que estarían desocupados en  $t$  si prevaleciese la tasa de desocupación de  $t+k$ . Una vez simulada la población contrafáctica se asignan los salarios de acuerdo a lo descrito más arriba. Ello permite calcular los ingresos familiares y mediante la comparación de las medidas de desigualdad de esta distribución (que simula la tasa de actividad y desempleo de  $t+k$ ) con la contrafáctica calculada en 3.2.1 (con la tasa de participación de  $t+k$  pero la de desempleo de  $t$ ) se obtiene el efecto desempleo puro.

### **3.2.3. Efectos de cambios en la estructura de educación de la población activa**

Para calcular el efecto de un cambio en la estructura educativa de la población acontecido entre  $t$  y  $t+k$  primero se calcula la proporción de personas con educación primaria (completa e incompleta) ( $p\%$ ), secundaria (completa e incompleta) ( $s\%$ ) y universitaria (completa e incompleta) ( $u\%$ ) en la población del año  $t+k$ . Luego se considera a población contrafáctica calculada en 3.2.2. y se la ordena, dentro de cada condición de actividad (ocupados, desocupados e inactivos), de forma tal que primero aparezcan aquellos con educación primaria, luego los que tienen educación secundaria y por último los que tienen educación universitaria. Este ordenamiento, a diferencia de los dos casos anteriores se realiza aleatoriamente, ya que no se ha modelado la probabilidad de contar con alguno de los tres niveles de educación considerados. Para el ordenamiento aleatorio se utilizó el número al azar que se generó para la construcción de los salarios contrafácticos. Luego, mediante la comparación de este ordenamiento con la proporción de personas con educación primaria ( $p\%$ ), secundaria ( $s\%$ ) y universitaria ( $u\%$ ) en  $t+k$  se construye la población contrafáctica que refleja, entonces, la estructura educativa de  $t+k$ . El siguiente paso consiste en asignar los salarios a las personas de esta población. Para aquellos individuos que no cambian de categoría educacional en la nueva población todo queda igual. Para aquellos que cambian de categoría educacional, se les asigna su salario (declarado o calculado por la ecuación (9)) multiplicado por el cociente entre el salario promedio, en el año  $t$ , de su nueva categoría educacional y el salario promedio, en el año  $t$ , de su anterior categoría educacional. Una vez asignados los salarios de esta manera, se calcula el ingreso familiar y las medidas de desigualdad sobre el mismo. Para obtener el efecto sobre la distribución del ingreso familiar de los cambios en la estructura educacional, deben compararse las medidas de desigualdad de esta población contrafáctica con aquellas calculadas en 3.2.2..

### 3.2.4. Efecto de los cambios en la estructura salarial

Para analizar el efecto sobre la distribución del ingreso de los cambios en los salarios del año  $t$  se parte de la población contrafáctica a la que se arribó según lo descrito en 3.2.3. La única modificación se produce en la asignación de salarios para lo cual se los generan utilizando (6) y (9) pero reemplazando los coeficientes estimados de ambas ecuaciones por los obtenidos en el año  $t+k$ . De esta manera toda la población tiene un salario de acuerdo a lo que habría obtenido en el año  $t+k$  dadas sus características socio-demográficas. Una vez que toda la población tiene su salario, para aquellos que han cambiado de categoría educacional se multiplica este nuevo salario por el cociente entre el salario promedio, en el año  $t+k$ , de su nueva categoría educacional y el salario promedio, en el año  $t+k$ , de su anterior categoría educacional. Una vez asignados los salarios de esta manera, se calculan los ingresos familiares que correspondería a esta población contrafáctica. La comparación de las medidas de desigualdad de la distribución de éstos con las correspondientes a los ingresos familiares de la población contrafáctica calculada en 3.2.3 permite deducir los efectos de las alteraciones en las estructuras salariales.

### 3.3. Resultados

El método descrito en los dos apartados anteriores fue aplicado también a datos de la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC, para los mismos períodos utilizados en el enfoque agregado discutido en la segunda sección. Debe notarse que las microsimulaciones reseñadas en el punto anterior tiene un margen de error debido al hecho de que los salarios para quienes no están empleados se obtienen a partir de la generación de un disturbio aleatorio. Para tener en cuenta este error, los procedimientos descritos se replican muchas veces de forma tal de obtener intervalos de confianza para las medidas de desigualdad calculadas sobre la población contrafáctica.

Como se señaló más arriba, el primer paso consistió en estimar el modelo policotómico de participación por medio del método logit de máxima verosimilitud; esto fue realizado por separado para hombres y mujeres. La variable dependiente toma los valores 1, 2 y 3 según el individuo resulte empleado, desempleado o fuera de la fuerza de trabajo, respectivamente. Las variables independientes (el vector  $X$  en la ecuación (4)) que se incluyen en la estimación del grupo de los hombres son: edad, edad al cuadrado, una variable *dummy* indicando si el individuo esta casado, una variable *dummy* indicando si el individuo es jefe de familia, años de educación formal y una variable *dummy* indicando si asiste a algún establecimiento educativo. Para el grupo de mujeres, además de estas variables se incluyen dos variables *dummies* indicando si tienen hijos menores de 3 años de edad y entre 4 y 6 años de edad.

Las estimaciones del modelo figuran en los cuadros 3 y 4. El primer panel muestra el resultado para los trabajadores empleados versus los que no participan de la fuerza de trabajo, y el segundo panel presenta los correspondientes a los trabajadores desempleados en relación a los que están fuera de la fuerza de trabajo. La educación y la edad aumentan las chances de participar de la fuerza de trabajo así como las de estar empleado. Como era de esperarse, aquellos que están asistiendo a algún establecimiento educativo tienden a no formar parte de la fuerza de trabajo. Entre los hombres, el ser jefe de familia influencia positivamente a las chances de estar empleado pero no tiene un efecto distinguible sobre aquellas de estar desempleado o inactivo. Cuando se analiza a las mujeres, en cambio, el efecto de la jefatura es claramente positivo sobre las posibilidades de participar económicamente sea como empleada o como desempleada. El estar casado tiene un fuerte efecto negativo en las chances de que las mujeres participen de la fuerza de trabajo y uno positivo en la participación de los hombres. En general, tener hijos menores de 6 años de edad reduce las chances de participar de las mujeres.

Utilizando estas estimaciones del modelo policotómico de participación, se construyó el término de corrección del sesgo de selección muestral,  $-\phi(J(\delta_1'X_1))/F(\delta_1'X_1)$ , tal como se describió más arriba. El mismo captura la probabilidad de estar empleado dadas las características socio-demográficas del trabajador. Por lo tanto, provee una medida de las diferencias no observadas entre empleados y desempleados y entre empleados y aquellos que están fuera de la fuerza de trabajo. También utilizando el modelo policotómico se

calcularon las probabilidades marginales de estar empleado, desempleado y fuera de la fuerza de trabajo de cada individuo.

El siguiente paso consistió en la estimación de funciones de salario para los trabajadores empleados como se describió en (6). La variable dependiente en estas ecuaciones es el logaritmo del salario mensual del trabajador. Las variables explicativas de las ecuaciones de salario (el vector  $Z_1$  en la ecuación (6)) son: edad, edad al cuadrado y cinco *dummies* indicando los distintos niveles de educación formal del individuo (primaria completa, secundaria incompleta y completa, universitaria incompleta y completa). Además, se incluye el término de corrección del sesgo de selección muestral,  $-\phi/F$ , calculado anteriormente. Como muestran los resultados de los Cuadros 5 y 6, todas estas variables tienen los signos esperados. Las *dummies* de educación son positivas, con valores crecientes con el nivel educativo y estadísticamente significativas. Usando edad como proxy de experiencia obtenemos un perfil salarios edad creciente y cóncavo como sugiere la teoría del capital humano. El término de corrección por sesgo de selección muestral,  $-\phi/F$ , presenta un efecto significativo en todos los años y es más grande (en valor absoluto) para el grupo de hombres que para el de mujeres.

La comparación de los parámetros de las variables *dummies* de los diferentes años permite deducir que se han venido ampliando las brechas entre las retribuciones de aquellos con diferente nivel educativo excepto durante los ochenta. La variabilidad asociada a la edad no ha mostrado modificaciones tendenciales aunque cabe destacar el menor valor del año 1994. La evolución de los coeficientes de Gini de la distribución de las remuneraciones de los ocupados, que se presenta a continuación, indica que efectivamente la desigualdad ha empeorado marcadamente en los setenta y hacia el final. Sin embargo, muestra también un pequeño incremento en los ochenta y prácticamente un estancamiento en la primera parte de los noventa. La leve diferencia entre las predicciones del modelo y la observación del indicador de desigualdad efectivo de la distribución estaría reflejando la operación de las variables no observadas en aquel.

Año	Coefficiente de Gini
1974	.3393
1980	.3993
1986	.4112
1990	.4169
1994	.4111
1999	.4458

Utilizando los parámetros de ambos modelos --el policotómico de participación y la ecuación de salarios-- se realizaron las microsimulaciones de los efectos de los cambios en las variables identificadas sobre la distribución del ingreso per cápita de los hogares. Los Cuadros 7 a 9 presentan estos resultados en los que se ha empleado al coeficiente de Gini como medida del grado de desigualdad.

Se observa que el modelo explica proporciones bien diferentes del cambio en la desigualdad del ingreso familiar de los diferentes períodos. Mientras que ellas son del 85% en las segundas partes de los ochenta y noventa, sólo da cuenta del 4% del aumento registrado entre 1980 y 1986. Para los otros dos períodos, explica entre el 40 y el 45% de la modificación del Gini.

Los cambios en la tasa de participación han tendido a disminuir la desigualdad. Ello estaría reflejando que la tendencia al aumento de la tasa de participación, especialmente femenina, se estaría dando con más fuerza entre los miembros de hogares de menores ingresos, lo cual parece una hipótesis razonable. Sin embargo, los resultados indican que no sólo lo ocurrido con la tasa de participación de las mujeres explicaría tal comportamiento sino que un efecto de tamaño similar --y aún mayor-- ha tenido la evolución de la participación masculina. Las simulaciones tampoco muestran que el efecto participación haya sido más relevante entre 1990-94, período durante el cual se produjo el más fuerte crecimiento de la tasa de actividad en el Gran Buenos Aires a lo largo de los 25 años analizados. En este sentido, difiere de los resultados del

ejercicio desarrollado en la sección 2, aunque debe tenerse en cuenta --más allá de las distintas perspectivas que ambos adoptan-- que en aquel caso se empleó un indicador de desigualdad (la razón entre los ingresos medios del primero y quinto quintil) distinto que el que se está usando aquí (el coeficiente de Gini).

El desempleo tiene efectos significativos tanto al inicio de los ochenta como de los noventa. Ello refleja los fuertes crecimientos de la tasa de desocupación registrados en ambos períodos aún cuando debe tenerse en cuenta que la desocupación fue extraordinariamente baja en 1980 y no constituyó un valor representativo del período cercano. En cambio, durante la primera parte de los noventa se produjo un fuerte incremento desde valores que no diferían del promedio de un período amplio, hasta otro que pasó también a ser representativo de niveles que aún permanecen vigentes en el Gran Buenos Aires. En este caso, los resultados alcanzados con la simulación resultan compatibles con los del ejercicio agregado presentado más arriba.

El cambio en la estructura de la ocupación según el nivel educativo tiene el efecto de disminuir la desigualdad, lo cual también constituye un resultado esperado en cuanto reflejo del continuo crecimiento del nivel de escolaridad de la población activa.

Por último, las alteraciones habidas en la retribución al capital humano produjeron aumentos de la desigualdad de los ingresos familiares en todos los períodos, con la excepción de los primeros años de los ochenta. Cabría esperar que el sentido e intensidad de los cambios atribuibles a esta variable estuviesen relacionados con el grado de dispersión de las propias remuneraciones. Ya se ha comentado más arriba que en el entre 1990 y 1994, cuando esta variable tiene un efecto importante, la desigualdad de la distribución de los ingresos de los ocupados se mantiene aproximadamente constante. Debe tenerse en cuenta que incluso este último comportamiento es producto de un cambio desigualador de la distribución de las horas trabajadas ya que la correspondiente a las remuneraciones horarias exhibe una caída de su desigualdad.

#### **4. Conclusiones**

La dificultad de mejorar el grado de equidad distributiva en diferentes contextos, aún durante aquellos que exhiben comportamientos adecuados de sus indicadores macroeconómicos, constituye un tema central en la problemática socioeconómica del país. En este marco, el objetivo de la investigación fue el contribuir al análisis empírico de la distribución del ingreso de los hogares encarando, en particular, una exploración de las variables que de manera más significativa estarían influyendo en su evolución. Si bien se buscaron alcanzar resultados sustantivos que ayudasen al diagnóstico de la situación, también se buscó evaluar la potencialidad de un método que ha venido utilizándose recientemente en varios países. En este sentido, los resultados alcanzados con este enfoque fueron comparados con los de un ejercicio que abordó la misma cuestión aún con un enfoque más agregado y que, por tanto, enfrenta algunas limitaciones.

Concentrando el resumen de los resultados en lo acontecido en los noventa, el enfoque que recurre a microsimulaciones indica que el desempleo se constituyó en el principal factor desigualador de la primera parte del decenio mientras que en la segunda parte, ese papel le correspondió a la mayor desigualdad de las remuneraciones. En ambos casos, la participación tendió a reducir la dispersión, aunque el efecto fue más importante entre 1994 y 1999. Los cambios en la estructura educacional también redujeron la desigualdad a lo largo de la década.

El panorama que brindan estos resultados acerca de los principales determinantes de la distribución de los ingresos familiares resulta razonable. La irrupción del desempleo como problema central del mercado de trabajo seguramente ha impactado negativamente sobre el grado de desigualdad de la distribución de los ingresos de los hogares. También se ha planteado que el importante incremento de la participación económica ha obedecido a la primacía del efecto trabajador desalentado, lo cual lleva a disminuir la dispersión de ingresos familiares. Sin embargo, el mayor crecimiento de la tasa de actividad durante la segunda mitad de los noventa no habría tenido, según el enfoque agregado, un efecto sobre la desigualdad de los ingresos familiares.

Por su parte, se advierte que en la segunda parte de los noventa ha vuelto a aumentar la heterogeneidad de las remuneraciones de los ocupados, lo cual debe producir --como efectivamente lo muestra la simulación-- una mayor dispersión de los ingresos de los hogares. El ejercicio indica, sin embargo, que este último factor también operó en el mismo sentido en la primera parte del decenio aún cuando la distribución de las remuneraciones no se alteró. Este último resultado podría obedecer a que los factores no contemplados en las funciones de ingreso compensaron la variabilidad asociada a los argumentos considerados, lo cual implica que el ejercicio estaría sobreestimando en este período el impacto que el método atribuye a la distribución de los ingresos individuales. Precisamente, el efecto de esta variable resulta poco relevante en el ejercicio agregado analizado en la sección 2.

El método empleado ha probado ser adecuado para el análisis de los factores asociados a los cambios en la distribución del ingreso de los hogares. Algunos de las dudas planteadas con ciertos resultados, así como las diferencias que se encontraron con el método más agregado, sugieren la conveniencia de profundizar el análisis. En lo que hace a la comparación entre ambos enfoques, una primera tarea obvia es la de emplear los mismos indicadores de desigualdad, evaluando en las microsimulaciones el impacto sobre la relación entre los ingresos medios de los quintiles extremos. También es posible complejizar los modelos empleados para realizar las microsimulaciones, incorporando nuevas variables explicativas y/o efectuando las estimaciones para subconjuntos que tomen en cuenta no sólo al género.

## REFERENCIAS

- Altimir, O. y L. Beccaria (1999) **Distribución del ingreso en Argentina**, Series Reformas Económicas N° 40, Santiago de Chile: CEPAL
- Bourguignon, F., M. Fournier y M. Gurgand **Distribution, development and education: Taiwan 1979-1994** (1998) presentado al primer Taller de la Red Sobre Desigualdad y Pobreza de LACEA/BID/Banco Mundial, Buenos Aires
- Gonzalez Rozada, M y Alicia Menendez (1999) **The Effect of Unemployment on Labor Earnings Inequality in Argentina**. Mimeo, Princeton University.
- Lee, Lung-Fei (1983). **Generalized econometric models with selectivity**. *Econometrica*, 51, pp. 507-512.
- Lee, L-F., G. S. Maddala, and R. P. Trost (1980). **Asymptotic covariance matrices of two-stage Tobit methods for simultaneous equation models with selectivity**. *Econometrica*, 48, pp. 491-503.
- McFadden, Daniel (1974). **Conditional logit analysis of qualitative choice behavior**. In Paul Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*. New York, Academic Press.

**Cuadro 1 Brechas entre los estratos extremos de la distribución del ingreso familiar per cápita**

	1974	1980	1990	1994	1997	1999
<b>Quintil</b>						
<b>Ingreso Per Cápita familiar</b>	<b>6.22</b>	<b>7.74</b>	<b>11.17</b>	<b>11.29</b>	<b>13.75</b>	<b>13.81</b>
Proporción personas 15 años	1.50	1.46	1.54	1.48	1.49	1.48
Proporción jubilados	1.34	1.24	1.14	1.50	2.05	2.22
Valor medio jubilaciones	2.12	2.80	2.52	3.87	4.54	4.06
Proporción perceptores otros ingresos	1.82	2.78	1.83	1.30	1.11	0.85
Valor medio otros ingresos	5.18	4.59	3.60	4.76	7.53	6.25
<b>Ingreso de jubilaciones y otro ingresos per cápita</b>	<b>5.56</b>	<b>6.60</b>	<b>5.58</b>	<b>8.76</b>	<b>13.29</b>	<b>10.49</b>
Proporción personas 15 años	1.50	1.46	1.54	1.48	1.49	1.48
Tasa actividad mayores 15 años	1.74	1.52	1.72	1.43	1.29	1.37
Porporción de ocupados entre activos	1.03	1.05	1.22	1.45	1.57	1.48
<i>Tasa de empleo</i>	<i>1.80</i>	<i>1.60</i>	<i>2.09</i>	<i>2.07</i>	<i>2.03</i>	<i>2.02</i>
Horas trabajadas por ocupado	1.19	0.88	1.06	1.11	0.95	1.05
Ingreso horario de los ocupados	2.00	3.89	3.72	3.49	4.81	4.64
<i>Remuneración media mensual</i>	<i>2.37</i>	<i>3.44</i>	<i>3.96</i>	<i>3.90</i>	<i>4.57</i>	<i>4.88</i>
<b>Ingreso del trabajo per cápita</b>	<b>6.37</b>	<b>8.03</b>	<b>12.74</b>	<b>11.91</b>	<b>13.87</b>	<b>14.63</b>

**Cuadro 2. Brecha del ingreso familiar per cápita entre los quintiles extremos de la distribución del ingreso familiar per cápita suponiendo brechas de las variables del período anterior**

	1980	1990	1994	1999
<b>Quintil</b>				
<b>Ingreso Per Cápita familiar</b>	<b>7.74</b>	<b>11.17</b>	<b>11.29</b>	<b>13.81</b>
Proporción personas 15 años	7.92	10.58	11.78	13.76
Proporción jubilados	7.81	11.23	11.02	13.41
Valor medio jubilaciones	7.51	11.25	10.90	13.75
Proporción perceptores otros ingresos	7.59	11.40	11.54	14.25
Valor medio otros ingresos	7.30	11.29	11.15	13.62
Proporción personas 15 años	7.92	10.58	11.78	13.76
Tasa actividad mayores 15 años	8.66	10.03	13.24	14.31
Porporción de ocupados entre activos	7.62	9.82	9.75	13.62
<i>Tasa de empleo</i>	<i>8.52</i>	<i>8.84</i>	<i>11.38</i>	<i>14.09</i>
Horas trabajadas por ocupado	9.92	9.48	10.86	14.53
Ingreso horario de los ocupados	4.63	11.62	11.91	10.90

*Remuneración media mensual*

5.75 9.86 11.45 11.45

---

<b>Cuadro 3. Modelo policotómico de participación. Hombres.</b>							
Panel 1. Empleados comparados con inactivos							
	1974	1980	1986	1990	1991	1994	1999
Edad	0.282	0.146	0.285	0.260	0.272	0.374	0.315
	(11.412)	(7.421)	(14.409)	(10.708)	(11.892)	(14.505)	(14.215)
Edad <sup>2</sup>	-0.004	-0.003	-0.004	-0.004	-0.004	-0.005	-0.004
	(-16.128)	(-12.742)	(-19.791)	(-15.099)	(-16.076)	(-18.645)	(-18.135)
Casado	0.621	0.554	0.180	0.621	0.614	0.646	0.746
	(3.059)	(3.520)	(1.174)	(3.100)	(3.064)	(3.268)	(4.277)
Jefe de Familia	1.000	0.719	1.203	0.907	0.496	0.162	0.510
	(4.125)	(3.908)	(6.433)	(3.833)	(2.167)	(0.664)	(2.543)
Asiste Escuela	-2.550	-3.354	-3.083	-3.014	-3.006	-3.101	-2.586
	(-14.374)	(-18.113)	(-19.139)	(-15.989)	(-16.984)	(-16.813)	(-15.743)
Educación	-0.009	0.046	0.059	0.128	0.151	0.122	0.154
	(-0.490)	(3.018)	(4.028)	(6.691)	(8.023)	(6.472)	(8.535)
Constante	-1.630	0.017	-2.560	-2.881	-3.268	-4.358	-4.558
	(-3.609)	(0.042)	(-7.014)	(-6.206)	(-7.546)	(-9.255)	(-10.640)

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 3. Modelo policotómico de participación. Hombres. (continuación)</b>						
Panel 2. Desempleados comparados con inactivos						
	1974	1980	1986	1990	1994	1999
Edad	0.144	0.030	0.165	0.197	0.251	0.254
	(2.236)	(0.465)	(4.202)	(4.601)	(7.592)	(9.025)
Edad <sup>2</sup>	-0.003	-0.001	-0.003	-0.003	-0.004	-0.003
	(-3.503)	(-1.936)	(-6.523)	(-6.627)	(-10.115)	(-11.092)
Casado	0.591	-0.080	-0.308	0.700	0.023	0.192
	(1.193)	(-0.157)	(-1.065)	(2.128)	(0.093)	(0.899)
Jefe de Familia	-0.217	0.632	1.419	-0.039	-0.014	-0.268
	(-0.399)	(1.137)	(4.151)	(-0.109)	(-0.048)	(-1.111)
Asiste Escuela	-2.484	-3.452	-2.908	-3.702	-3.577	-2.692
	(-5.214)	(-6.001)	(-8.163)	(-8.021)	(-12.242)	(-11.804)
Educación	-0.014	0.077	0.021	0.033	0.039	0.074
	(-0.302)	(1.784)	(0.790)	(1.016)	(1.585)	(3.288)
Constante	-2.583	-1.515	-2.906	-2.928	-4.972	-3.992
	(-2.360)	(-1.391)	(-4.251)	(-3.817)	(-14.026)	(-7.435)
Observaciones	3973	4308	5328	3498	3889	3956
$\chi^2(12)$	2040.58	1982.86	2783.39	1913.65	2330.78	2097.94
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 4. Modelo policotómico de participación. Mujeres.</b>						
Panel 1. Empleados comparados con inactivos						
	1974	1980	1986	1990	1994	1999
Edad	0.172	0.198	0.237	0.250	0.277	0.277
	(9.585)	(11.355)	(15.859)	(13.316)	(15.086)	(16.141)
Edad <sup>2</sup>	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.004	-0.004
	(-12.615)	(-14.302)	(-18.979)	(-15.614)	(-17.421)	(-18.319)
Casado	-1.554	-1.720	-1.631	-1.252	-1.510	-1.238
	(-14.683)	(-15.814)	(-16.989)	(-9.986)	(-12.052)	(-10.569)
Jefe de Familia	0.525	0.111	0.035	0.492	0.046	0.547
	(3.541)	(0.770)	(0.285)	(3.103)	(0.308)	(3.994)
Hijos menores de 3 años	-0.714	-0.615	-0.546	-0.504	-0.672	-0.630
	(-6.349)	(-5.357)	(-5.521)	(-4.170)	(-4.857)	(-4.730)
Hijos de entre 4 y 6 años	-0.381	-0.646	-0.541	-0.418	-0.427	-0.502
	(-3.948)	(-6.300)	(-6.509)	(-3.922)	(-4.013)	(-4.549)
Asiste Escuela	-2.482	-2.318	-2.271	-1.742	-2.065	-1.507
	(-14.743)	(-13.779)	(-16.367)	(-10.574)	(-13.388)	(-11.543)
Educación	0.087	0.085	0.067	0.125	0.161	0.172
	(7.316)	(7.616)	(7.368)	(11.025)	(14.161)	(15.481)
Constante	-2.017	-2.487	-3.094	-4.304	-4.972	-5.416
	(-6.327)	(-7.697)	(-11.091)	(-12.188)	(-14.026)	(-16.067)

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 4. Modelo policotómico de participación. Mujeres. (continuación)</b>						
Panel 2. Desempleados comparados con inactivos						
	1974	1980	1986	1990	1994	1999
Edad	0.087	0.093	0.094	0.041	0.152	0.227
	(1.502)	(1.426)	(2.108)	(0.959)	(5.084)	(7.929)
Edad <sup>2</sup>	-0.002	-0.002	-0.002	-0.001	-0.002	-0.003
	(-2.572)	(-2.508)	(-3.657)	(-2.469)	(-6.794)	(-9.360)
Casado	-2.605	-1.929	-1.677	-2.097	-1.496	-1.451
	(-6.980)	(-4.838)	(-6.027)	(-6.719)	(-7.638)	(-7.986)
Jefe de Familia	0.180	0.473	0.538	0.304	-0.105	0.532
	(0.382)	(0.891)	(1.514)	(0.770)	(-0.418)	(2.562)
Hijos menores de 3 años	-1.372	-0.458	-0.283	0.013	-0.530	-1.394
	(-2.225)	(-1.023)	(-0.920)	(0.040)	(-2.269)	(-4.721)
Hijos de entre 4 y 6 años	-0.290	-0.161	-0.459	-0.698	-0.380	-0.074
	(-0.745)	(-0.435)	(-1.757)	(-2.124)	(-2.082)	(-0.418)
Asiste Escuela	-3.011	-2.441	-2.389	-2.946	-1.857	-1.429
	(-5.946)	(-3.793)	(-6.351)	(-6.461)	(-8.251)	(-7.194)
Educación	0.133	-0.026	-0.004	0.043	0.077	0.106
	(3.447)	(-0.588)	(-0.151)	(1.310)	(3.838)	(5.908)
Constante	-3.341	-2.612	-2.349	-1.542	-3.167	-5.065
	(-3.510)	(-2.360)	(-3.125)	(-2.070)	(-5.852)	(-9.430)
Observaciones	4699	4786	6212	3931	4400	4537
$\chi^2(12)$	1316.82	1457.92	1864.48	1300.44	1646.94	1698.50
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 5. Estimación de la ecuación de salarios. Hombres.</b>						
Variable dependiente: Log (Salario Mensual)						
	1974	1980	1986	1990	1994	1999
Edad	0.040	0.050	0.056	0.054	0.027	0.041
	(6.380)	(7.362)	(7.848)	(5.410)	(2.754)	(3.701)
Edad <sup>2</sup>	-0.0004	-0.0005	-0.001	-0.001	-0.0002	-0.0004
	(-4.494)	(-5.047)	(-5.929)	(-4.186)	(-1.593)	(-2.564)
-φ/F	-0.516	-0.442	-0.597	-0.410	-0.512	-0.685
	(-8.891)	(-5.047)	(-8.113)	(-3.593)	(-5.637)	(-8.656)
Educación Primaria Completa	0.134	0.212	0.223	0.186	0.148	0.217
	(6.573)	(7.231)	(7.708)	(4.240)	(3.338)	(3.670)
Educación Secundaria Incompleta	0.330	0.383	0.399	0.311	0.390	0.434
	(12.618)	(10.973)	(12.151)	(5.975)	(8.021)	(7.191)
Educación Secundaria Completa	0.504	0.677	0.572	0.513	0.474	0.576
	(14.506)	(13.636)	(14.983)	(9.216)	(9.203)	(9.122)
Educación Universitaria Incompleta	0.561	0.904	0.821	0.635	0.680	0.925
	(14.162)	(15.826)	(17.378)	(8.790)	(10.796)	(13.902)
Educación Universitaria Completa	0.948	1.284	1.108	0.897	1.109	1.313
	(12.546)	(18.226)	(20.694)	(6.491)	(16.293)	(16.946)
Constante	5.791	5.371	5.179	4.718	5.587	5.116
	(51.031)	(41.606)	(36.397)	(21.835)	(26.758)	(21.414)
Observaciones	2779	2386	2780	1770	2194	2202
R <sup>2</sup> ajustado	0.290	0.327	0.354	0.204	0.302	0.388

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 6. Estimación de la ecuación de salarios. Mujeres.</b>						
Variable dependiente: Log(Salario Mensual)						
	1974	1980	1986	1990	1994	1999
Edad	0.045	0.057	0.057	0.057	0.037	0.055
	(4.943)	(6.644)	(6.907)	(4.090)	(3.713)	(4.710)
Edad <sup>2</sup>	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.0004	-0.0005
	(-4.237)	(-5.236)	(-5.766)	(-3.031)	(-2.809)	(-3.699)
- $\phi$ /F	-0.211	-0.216	-0.190	-0.313	-0.387	-0.136
	(-4.286)	(-4.794)	(-3.505)	(-2.758)	(-5.800)	(-1.753)
Educación Primaria Completa	0.278	0.172	0.156	0.183	0.178	0.037
	(5.991)	(3.496)	(2.912)	(1.877)	(2.681)	(0.445)
Educación Secundaria Incompleta	0.521	0.347	0.285	0.441	0.326	0.277
	(9.226)	(5.967)	(4.703)	(4.693)	(4.292)	(3.046)
Educación Secundaria Completa	0.736	0.589	0.663	0.586	0.557	0.727
	(14.114)	(9.802)	(12.063)	(6.093)	(7.138)	(7.756)
Educación Universitaria Incompleta	0.566	0.710	0.705	0.628	0.749	0.765
	(5.752)	(10.460)	(9.193)	(6.102)	(8.929)	(7.896)
Educación Universitaria Completa	0.881	0.914	0.784	0.896	0.757	1.147
	(9.645)	(12.008)	(11.754)	(8.405)	(8.544)	(11.074)
Constante	5.241	4.995	4.876	4.339	5.262	4.361
	(31.879)	(31.663)	(29.692)	(14.400)	(23.544)	(15.604)
Observaciones	1321	1189	1676	1046	1289	1530
R <sup>2</sup> ajustado	0.219	0.266	0.227	0.192	0.266	0.303

Nota: los números entre paréntesis son los estadísticos t de significatividad individual.

<b>Cuadro 7. Estimaciones del coeficiente Gini para los distintos subperíodos analizados.</b>					
<b>Total</b>					
Período	<b>74-80</b>	<b>80-86</b>	<b>86-90</b>	<b>90-94</b>	<b>94-99</b>
Coeficiente Gini Inicio de Período	<b>0.367</b>	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>
Efecto Participación	<b>0.360</b>	<b>0.400</b>	<b>0.411</b>	<b>0.455</b>	<b>0.468</b>
	(0.359, 0.360)	(0.399, 0.403)	(0.409, 0.413)	(0.453, 0.458)	(0.465, 0.471)
Efecto Participación y Desempleo	0.360	<b>0.438</b>	0.416	<b>0.469</b>	0.469
	(0.359, 0.361)	(0.437, 0.440)	(0.412, 0.418)	(0.467, 0.473)	(0.466, 0.472)
Efecto Participación, Desempleo y Estructura Educacional	0.360	<b>0.403</b>	0.415	<b>0.457</b>	<b>0.463</b>
	(0.359, 0.362)	(0.401, 0.407)	(0.413, 0.418)	(0.452, 0.463)	(0.459, 0.467)
Efecto Participación, Desempleo, Estructura Educacional y Precios	<b>0.378</b>	<b>0.395</b>	<b>0.434</b>	<b>0.470</b>	<b>0.493</b>
	(0.377, 0.378)	(0.394, 0.396)	(0.432, 0.435)	(0.465, 0.474)	(0.490, 0.496)
Coeficiente Gini Final de Período	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>	<b>0.495</b>

<b>Cuadro 8. Estimaciones del coeficiente Gini para los distintos subperíodos analizados. Hombres</b>					
Período	<b>74-80</b>	<b>80-86</b>	<b>86-90</b>	<b>90-94</b>	<b>94-99</b>
Coeficiente Gini Inicio de Período	<b>0.367</b>	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>
Efecto Participación	<b>0.360</b>	<b>0.389</b>	<b>0.411</b>	<b>0.456</b>	<b>0.474</b>
	(0.359, 0.360)	(0.388, 0.391)	(0.409, 0.412)	(0.454, 0.458)	(0.471, 0.477)
Efecto Participación y Desempleo	0.360	<b>0.391</b>	0.412	<b>0.460</b>	0.475
	(0.359, 0.361)	(0.389, 0.393)	(0.411, 0.414)	(0.458, 0.464)	(0.472, 0.479)
Efecto Participación, Desempleo y Estructura Educativa	0.360	0.390	0.410	<b>0.453</b>	<b>0.468</b>
	(0.359, 0.362)	(0.389, 0.392)	(0.409, 0.412)	(0.449, 0.458)	(0.464, 0.472)
Efecto Participación, Desempleo, Estructura Educativa y Precios	<b>0.378</b>	<b>0.387</b>	<b>0.434</b>	0.449	<b>0.490</b>
	(0.377, 0.378)	(0.386, 0.387)	(0.433, 0.435)	(0.445, 0.454)	(0.487, 0.493)
Coeficiente Gini Final de Período	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>	<b>0.495</b>

<b>Cuadro 9. Estimaciones del coeficiente Gini para los distintos subperíodos analizados. Mujeres</b>					
Período	<b>74-80</b>	<b>80-86</b>	<b>86-90</b>	<b>90-94</b>	<b>94-99</b>
Coeficiente Gini Inicio de Período	<b>0.367</b>	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>
Efecto Participación	<b>0.361</b>	<b>0.392</b>	<b>0.417</b>	<b>0.453</b>	<b>0.468</b>
	(0.360, 0.362)	(0.391, 0.393)	(0.416, 0.418)	(0.452, 0.455)	(0.466, 0.470)
Efecto Participación y Desempleo	0.360	0.392	0.417	<b>0.462</b>	0.468
	(0.360, 0.361)	(0.391, 0.393)	(0.417, 0.418)	(0.461, 0.464)	(0.467, 0.470)
Efecto Participación, Desempleo y Estructura Educativa	0.362	0.391	0.418	<b>0.458</b>	0.468
	(0.360, 0.363)	(0.390, 0.392)	(0.417, 0.420)	(0.455, 0.461)	(0.466, 0.471)
Efecto Participación, Desempleo, Estructura Educativa y Precios	<b>0.367</b>	<b>0.389</b>	<b>0.416</b>	<b>0.479</b>	<b>0.479</b>
	(0.366, 0.369)	(0.388, 0.389)	(0.415, 0.416)	(0.476, 0.481)	(0.479, 0.480)
Coeficiente Gini Final de Período	<b>0.394</b>	<b>0.419</b>	<b>0.459</b>	<b>0.482</b>	<b>0.495</b>