

# C | E | D | L | A | S

---

Centro de Estudios  
Distributivos, Laborales y Sociales

---

Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata



## **Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires**

Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi

Documento de Trabajo Nro. 33  
Febrero, 2006

**Explicando los Cambios en la Desigualdad:  
Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones?  
Una Aplicación para el Gran Buenos Aires**

por

Nicolás Parlamento

Ernesto Salinardi

*Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional de La Plata*

## PREFACIO

En la década anterior, la Argentina ha sido escenario de una profunda reforma de su sistema económico, sustituyendo las políticas proteccionistas, con fuerte intervención del Estado, aplicadas en un marco de descontrol monetario y fiscal, por un sistema de economía orientado por el mercado, abierto al comercio internacional de bienes y servicios, y bajo un estricto régimen monetario que a su vez exigía un contexto de disciplina fiscal. Las ganancias de la transformación operada, tanto en términos de estabilidad, crecimiento o eficiencia fueron elocuentes.

Sin embargo, a partir de 1997 comenzaron a declinar los términos de intercambio comercial; en particular, los precios de exportación siguieron cayendo hasta llegar a su mínima expresión en el cuarto trimestre de 1998, impactando negativamente en los flujos de comercio exterior y lógicamente en la rentabilidad de las empresas. También corresponde señalar que coincide con esta circunstancia el debilitamiento de la demanda de Brasil, hecho que no ocurría desde comienzo de la década.

Asimismo, hacia mediados de 1998 comenzó a desacelerarse la demanda y la producción industrial y ante la ausencia de oferta de crédito y la persistencia en la caída de la demanda externa, comenzó una disminución absoluta en el gasto y en el nivel de actividad, impulsado por la devaluación de Brasil en los primeros meses de 1999, que produjo una significativa caída en los valores exportados por nuestro país. Una cabal idea de la importancia que tuvo en la economía las circunstancias señaladas es que entre el segundo trimestre de 1998 y el primero de 1999, el PIB se redujo algo más del 5%, la inversión fija cayó alrededor del 11% y el consumo el 7%.

Hacia principios de 2002, luego de un breve y tortuoso período en donde lo institucional fue el centro de atención, se produjo una modificación de política económica, con la salida del sistema de Convertibilidad, devaluación mediante, que indujo un cambio en las reglas de juego. Esto impactó muy fuertemente en los precios relativos de los bienes, en la distribución del ingreso, en los niveles de actividad de la economía, en los niveles de ocupación, de pobreza e indigencia, llevándolos a niveles alarmantes.

Todo esto, ha propiciado que se profundice el debate en torno a las implicancias que estos acontecimientos tuvieron sobre la distribución del ingreso y el bienestar de la población.

El objetivo del presente trabajo, es contribuir a este debate, apuntando principalmente a aportar elementos que permitan dar cuenta del cambio en la desigualdad observada en los últimos años, realizando un análisis en los determinantes del mismo, por medio del método de descomposiciones microeconómicas. Se ha elegido para tal análisis el período 1998 – 2003. Es posible afirmar que el primero de estos años se corresponde con un punto de inflexión en el éxito del régimen de

Convertibilidad. Por otro lado, el segundo de los años considerados es interpretado como el comienzo de un período de cierta estabilidad en sus principales agregados socio-económicos.

A los efectos de enriquecer la confiabilidad de los resultados a los que arribaremos mediante la estrategia propuesta en el párrafo anterior, se considera conveniente realizar inferencia estadística alrededor de los mismos. Para ello, se emplea la técnica de *bootstrap* para aproximar empíricamente la distribución de los estadísticos de prueba. Este método permite resolver, bajo ciertas condiciones, el problema de variación muestral de muchas medidas de desigualdad.

La fuente de información básica utilizada en el trabajo es la Encuesta Permanente de Hogares para la onda Mayo, de los Aglomerados Urbanos del Gran Buenos Aires correspondiente a los años del período bajo análisis.

La estructura del trabajo está organizada de la siguiente manera. La Sección siguiente establece una serie de consideraciones generales a tener en cuenta en un estudio distributivo, en particular si se refiere a los últimos años de la historia económica argentina. La tercer Sección se dedica a identificar los potenciales factores que pudieron explicar el cambio en la distribución del ingreso. La Sección IV presenta la metodología, mientras que la quinta ilustra los resultados de la aplicación de la misma al caso de estudio. Por último, la Sección VI concluye.

## **II.- Consideraciones generales**

### **- La Inflación**

La economía argentina, con una experiencia inflacionaria de casi medio siglo, alcanzó las tasas de variación de precios más altas durante la década de los años ochenta junto con dos episodios hiperinflacionarios en 1989 y 1990. A partir de 1991, con la implementación de una caja de conversión y un programa de reformas estructurales, la Argentina logró estabilizar el nivel de precios. A comienzos del año 2002, se decidió abandonar dicha caja de conversión, dejando libre el tipo de cambio, lo que repercutió en los precios de bienes y servicios.

Uno de los caminos a través de los cuales la inflación afecta al ingreso de los agentes económicos es por el *impuesto inflacionario*. Su incidencia sobre la distribución del ingreso proviene del hecho de que distintos individuos poseen diferentes montos de la base imponible y son afectados por tasas impositivas desiguales.

Los agentes económicos mantienen saldos monetarios líquidos en cartera con varios propósitos. Uno de ellos es el de realizar transacciones reales y financieras. El nivel de actividad económica es una aproximación adecuada para el valor de las

transacciones realizadas, mientras que la tasa de inflación contempla el costo incurrido por mantener dinero líquido, ya que mide su pérdida de poder adquisitivo. Cuando el nivel general de precios aumenta, los agentes deben aumentar los saldos nominales mantenidos en forma líquida para realizar el mismo número de transacciones que concretaban a precios más bajos. Al satisfacer este aumento de saldos nominales requeridos por los agentes, el emisor de dinero se provee de recursos reales del mismo modo que lo hace al recaudar impuestos. Sin embargo, sucesivos aumentos en el nivel de precios elevan la tasa de inflación y, consecuentemente, el costo de mantener saldos líquidos. Así, los aumentos del nivel general de precios permiten recaudar una clase de impuesto no legislado a la vez que inducen una reducción de la base sobre la que se sostiene ese impuesto (Canavese, Alvaredo y Sosa Escudero).

### ***-La definición de ingreso***

El concepto de ingreso que se empleará en este trabajo corresponde al ingreso relevado por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Este incluye todas las fuentes básicas, esto es salarios, ingresos de cuentapropistas, utilidades, intereses, rentas y jubilaciones; pero ignora otras, como las ganancias de capital devengadas y no realizadas, y la renta imputada de la propia vivienda.

La desigualdad en la distribución del ingreso es un fenómeno que se viene manifestando, con mayor o menor intensidad, en los últimos treinta años<sup>1</sup>, en la mayor parte de las economías del mundo. En ese sentido, nuestro país, a pesar de algunas reformas estructurales ocurridas en la década del noventa, lo cual implicó beneficios en términos de estabilidad y eficiencia en los mercados, no fue la excepción, particularmente en el último período en el comportamiento de las series.


Algunos autores, como por ejemplo Gasparini (1998), afirman que en los últimos 25 años, período para el cual Argentina cuenta con encuesta de hogares y por ende con aceptables estadísticas distributivas, han existido tres etapas de fuerte aumento de la desigualdad: la segunda mitad de los setenta, el período de alta inestabilidad económica (1987-1989), y gran parte de los noventa (1993-1998). Además, se dice que la desigualdad en Argentina se sitúa hoy entre los valores más altos de su historia reciente (Gasparini, 2000).

Sin embargo, una breve consideración a tener en cuenta es que no siempre, una menor desigualdad en la distribución del ingreso mejora el bienestar de la sociedad, ya que puede suceder que una distribución resulte más igualitaria pero con niveles de ingresos menores, con lo cual es posible que el bienestar se reduzca. En particular, durante la mayor parte de la década pasada, ocurre que si bien la distribución del ingreso tuvo un carácter regresivo, el bienestar general de la población aumentó porque

---

<sup>1</sup> “The economist” (2001). Desde hace 30 años o un poco menos nuestro país cuenta con estadísticas sobre el tema, lo cual facilitó el análisis del mismo.

los ingresos medios en general aumentaron. Numerosos estudios realizados sobre la distribución del ingreso en nuestro país, coinciden que pese al incremento de esta desigualdad, para la década del 90, el bienestar general habría aumentado como consecuencia del incremento en el ingreso de todos los estratos de la población (Gasparini, 2000).

En relación a la distribución del ingreso se presenta el inconveniente de que no existen relevamientos de toda la población, sino que se cuenta con información muestral recabada en centros urbanos; en el desarrollo de los temas del presente módulo, en la mayoría de los casos, se ha considerado el Aglomerado Gran Buenos Aires que comprende información muestral para Ciudad de Buenos Aires y 19 partidos del Gran Buenos Aires o Conurbano Bonaerense 

Entre todas las definiciones de ingreso alternativas, el ingreso medio familiar es un concepto que capta un elemento de suma importancia en materia distributiva: tiene la característica de que con ingresos idénticos, surgen potenciales desigualdades en los ingresos *per cápita* como consecuencia del número y composición de integrantes de cada familia. A este respecto se observa que los hogares más pobres tienen mayor número de integrantes y menores personas activas, lo que magnifica notablemente la desigualdad en los ingresos individuales.

Los factores demográficos han sido usualmente subestimados en los estudios distributivos. En Gasparini (2000) se presentan algunas estimaciones que sugieren que tanto el distinto tamaño y composición del hogar entre estratos socioeconómicos, como los patrones de casamiento no solo pueden dar cuenta de una fracción importante del nivel de desigualdad, sino también de su evolución en el tiempo.

Por lo expuesto, sería más adecuado utilizar como unidad de análisis a un indicador que describa correctamente la situación real en materia de bienestar que disfruta un hogar. A lo largo del presente trabajo, se considerarán dos medidas de bienestar alternativas, por un lado, el ingreso laboral individual, y por el otro, el ingreso familiar equivalente.

### **III.- Algunas explicaciones sobre la evolución de la distribución del ingreso.**

Son muchas las causas que pueden hacer que los ingresos sean distintos entre los hogares. Entender los determinantes es un problema complejo para el cual no existe

---

<sup>2</sup> Los Partidos relevados por el INDEC, en las ondas muestrales de mayo y octubre de cada año son: Almirante Brown, Avellaneda, Esteban Echeverría, General San Martín, La Matanza, Lanús, Lomas de Zamora, Morón, San Fernando, San Isidro, Tres de Febrero, Tigre, Vicente López. Los restantes Partidos que completan la EPH son: Quilmes, Morón, Berazategui, Gral. Sarmiento, Florencio Varela, Merlo y Moreno.

un marco consensuado de análisis. Podemos mencionar algunos posibles determinantes de los cambios distributivos ocurridos en nuestro país para el período 1998-2003.

### **- Género**

La brecha salarial entre géneros nos permite explicar posiblemente una parte de la distribución del ingreso observado. Una reducción de la misma, debería de tener un efecto igualador sobre la distribución del ingreso. En el mismo sentido, las estimaciones obrantes en la Tabla IV.1 indican una caída en la brecha salarial por diferencias de sexo entre los años que comprenden el período de estudio del presente trabajo.

### **- Retornos a la Educación**

Una de las condiciones que diferencian a los individuos, cuando enfrentan al mercado laboral, es su nivel de educación, teniendo una correlación positiva entre éste y su nivel de inserción.

A una de las conclusiones a las que llegan los estudios de la economía Argentina<sup>3</sup>, es que el nivel de educación de los individuos representa el atributo más relevante para explicar las diferencias de ingresos, diferencias éstas que a su vez se han ampliado en los últimos años. En los últimos tiempos, se ve que se dio un aumento relativo de la inserción laboral de los más educados, lo que refleja que la probabilidad de desempleo es más elevada para los grupos menos preparados, acentuando la importancia de la educación como determinante de la desigualdad de ingresos.

En relación a la fuerte inversión extranjera que sufrió la Argentina en los noventa, si bien su efecto distributivo directo no fue relevante, la conjetura es que la incorporación de nueva tecnología sesgada contra la mano de obra de bajo nivel educativo tuvo un efecto desigualador significativo en la década anterior.

Sin embargo, luego de la crisis sufrida, se produjo reversión de dichos flujos hacia otros lugares. A la vez, se observa un aumento en la actividad estatal, principalmente en actividades intensivas en mano de obra no calificadas, lo que posiblemente permitan explicar un aumento en los retornos relativos de los individuos con una menor educación. A modo ilustrativo, puede observarse en la Tabla IV.1 que las estimaciones, si bien reflejan un aumento general en los retornos a la educación entre los años seleccionados, en términos proporcionales parece crecer más para los niveles educativos más bajos.

### **- Experiencia**

---

<sup>3</sup> Ver, por ejemplo, Gasparini, Sosa Escudero y Marchioni (2002)

Emparentado con la educación está el grado de calificación del trabajador. Ambas variables sin embargo no ordenan a las personas de manera idéntica: en la calificación de un trabajador también influye su experiencia laboral, su grado de capacitación en el trabajo, y varios otros factores.

El aumento en la brecha salarial a favor de los trabajadores más calificados en los noventa se dio conjuntamente con un importante aumento en sus niveles relativos de oferta laboral y empleo, lo que sugiere un desplazamiento vigoroso de la demanda relativa por ese factor de producción (Gasparini, 2000).

En un modelo de equilibrio este aumento reconoce al menos cuatro causas: cambios en la demanda a favor de sectores intensivos en el uso de trabajo calificado, apertura económica que aumenta los precios de sectores intensivos en mano de obra con mayor educación y genera reasignaciones hacia esos sectores, cambio tecnológico sesgado y la reducción en el precio relativo de factores complementarios del trabajo calificado, típicamente el capital.

La depreciación del tipo de cambio ocurrida en Argentina, ha provocado un aumento en el precio relativo de los bienes de capital, los cuales son más complementarios del trabajo calificado. Además, la Argentina grava fuertemente a su comercio entre las retenciones y los aranceles que impone a las importaciones, lo que agudiza aún más el efecto de la crisis sobre los sectores que utilizan mano de obra calificada. Por este lado, se debería observar en efecto igualador en el cambio en los retornos a la experiencia. Las estimaciones de la Tabla IV.1 reflejan una caída en el componente cuadrático de los retornos a la experiencia, aunque también se produjo un ligero aumento en su componente lineal, por lo que el efecto neto en principio puede ser considerado ambiguo.<sup>4</sup>

### **- Empleo**

Es sabido que si aumenta el desempleo por un desplazamiento de aquellos individuos que pertenecían al grupo de personas que no buscaban activamente trabajo, y al ingresar al mercado laboral no lo consiguen, entonces la distribución del ingreso no cambia. Esto obedece a que esas mismas personas antes de ingresar al mercado laboral no poseían ingresos. Ahora bien, puede suceder que se produzca una destrucción de puestos de trabajo, y en este caso sí la distribución del ingreso se vería afectada. Como muestra la Tabla III.1, la oferta laboral permaneció prácticamente constante; sin embargo, el número de desempleados y consecuentemente, la tasa de desempleo, creció considerablemente, lo que sugeriría la presencia de un efecto desigualador dado por este factor.

---

<sup>4</sup> Esto se justifica por el hecho de que la experiencia es solo un indicador imperfecto del grado de calificación.



**Tabla III.1 – Evolución de Indicadores del Mercado de Trabajo**

	1998	2003	Variación
PEA	4,624,289	4,681,509	1.24%
Tasa de Participación	43.90%	43.56%	-0.34
Desempleados	693,726	845,823	21.92%
Tasa de Desempleo	15.00%	18.07%	3.07

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH. INDEC

### - Inobservables

Los factores inobservables pueden afectar a la desigualdad tanto por el lado de la dispersión que estos generan sobre los ingresos laborales propiamente dichos, como así también por sus efectos sobre las decisiones de oferta laboral. Las Tablas IV.1 y IV.2 reportan el error *standard* de los residuos de la ecuación de ingresos y de horas trabajadas, respectivamente, denotadas como *sigma*. Si bien se observa un ligero cambio en el primero de los casos, en lo que respecta a la ecuación de horas trabajadas el cambio no parece ser importante.

### - Estructura Educativa

No sólo los retornos a la educación pueden cambiar la desigualdad, también la estructura educativa de la población puede hacerlo. Una sociedad con un mayor nivel general de educación es capaz de distribuir menos desigualmente sus recursos. En este sentido, puede observarse de la Tabla III.2 que entre los años seleccionados, ha caído ligeramente la participación de los niveles educativos más bajos a favor de los niveles medios y superiores. Esto en principio podría tener un efecto igualador.

**Tabla III.2 – Composición de la Población por Niveles Educativos**

Nivel	1998	2003	Variación
Primaria Incompleta	31.66%	29.63%	-2.03
Primaria Completa	20.60%	19.05%	-1.55
Secundaria Incompleta	21.33%	20.14%	-1.19
Secundaria Completa	10.30%	13.18%	2.88
Superior Incompleta	8.85%	10.11%	1.26
Superior Completa	7.27%	7.89%	0.62

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH. INDEC

#### IV.- Metodología

A los efectos de representar conceptualmente las herramientas empíricas empleadas a lo largo de este trabajo, resulta conveniente dividir la discusión en dos partes bien definidas. En primer lugar se expondrá lo que Bourguignon, Fournier y Gourgand (2001) definen como el *principio de descomposición*, esto es, la técnica de microsimulación econométrica utilizada. En segundo lugar, se introducirá al concepto de *tests de hipótesis bajo bootstrap*, el cual estará enfocado especialmente en la estrategia al caso bajo análisis.

##### - El Principio de Descomposición

Sea  $Y_{Li}^t = L_i^t \cdot w_i^t$  el *ingreso laboral* de un individuo  $i$  en el momento de tiempo  $t$ , el cual viene dado por el producto entre las horas dedicadas al trabajo  $L_i^t$  y su salario horario  $w_i^t$ . Se asume que el total de horas trabadas es el resultado de un proceso de maximización de utilidad que efectúa el trabajador tomando el salario de mercado como dado, que actúa como el costo de oportunidad del ocio. Esto sugiere que en equilibrio, el total de horas se ajusta para igualar  $w_i^t$  a la utilidad marginal del ocio (Gasparini, Sosa Escudero y Marchioni, 2002). Defina  $L_i^{*t}$  como la oferta de horas de trabajo resultante de este proceso de optimización<sup>5</sup>.

Se asume que el proceso generador de los ingresos laborales para un individuo  $i$  en el período  $t$  viene dado por la siguiente estructura

$$(IV.1.a) \quad \ln(w_i^t) = X_{1i}^t \beta^t + \mu_i^t$$

$$(IV.1.b) \quad L_i^{*t} = X_{2i}^t \gamma^t + \nu_i^t$$

$$(IV.1.c) \quad L_i^t = \max(0, L_i^{*t})$$

donde  $X_{1i}^t$  y  $X_{2i}^t$  son dos vectores de características observables del individuo, los cuales pueden compartir elementos en común,  $\beta^t$  un vector de parámetros que determina el salario horario de mercado,  $\gamma^t$  un vector de parámetros que afecta la decisión de oferta laboral, mientras que  $\mu_i^t$  y  $\nu_i^t$  son vectores de características inobservables que influyen sobre el salario horario y las decisiones laborales, respectivamente.

---

<sup>5</sup> Por definición, nada excluye la posibilidad de que  $L_i^{*t} < 0$  para salarios horarios suficientemente bajos, o alternativamente, para valoraciones del ocio suficientemente altas.

Sintetizando el conjunto de características observables en el vector  $X_i^t$ , es posible expresar al ingreso laboral para una población de tamaño  $N^t$  como la siguiente función

$$Y_{Li}^t = f(X_i^t, \beta^t, \gamma_i^t, \mu_i^t, \nu^t) \quad i = 1, \dots, N^t$$

Defina como  $K^t$  al conjunto de argumentos que caracterizan a  $Y_{Li}^t$ , de manera que puede definirse alternativamente

$$(IV.2) \quad Y_{Li}^t = f(K^t)$$

El modelo se completa postulando los siguientes supuestos:

**SUPUESTO IV.1** (Wooldridge, 2002): (a)  $(X_{1i}^t, X_{2i}^t)$  difieren en al menos un elemento; (b)  $(X_i^t, L_i^t)$  son siempre observados, mientras que  $w_i^t$  lo es sólo si  $L_i^{*t} > 0$ ; (c)  $(\mu_i^t, \nu_i^t)$  son independientes de  $X_i^t$  y poseen esperanza cero; (d)  $\nu_i^t \sim \text{Normal}(0, \sigma_i^t)$ ; (e)  $E(\mu_i^t | \nu_i^t) = \rho^t \nu_i^t$ .

Ahora bien, siguiendo a Gasparini *et al* (2002), se puede representar la distribución del ingreso laboral individual de la siguiente manera

$$(IV.3.a) \quad D_L^t = \{Y_{L1}^t, \dots, Y_{LN^t}^t\}$$

Considere la expresión (IV.2). Defina como  $k^t$  un subconjunto de argumentos de  $K^t$ . Supóngase que este puede ser reemplazado por el subconjunto  $k^{t'}$  que contiene tales argumentos, pero correspondientes al período  $t'$ . Denotando por  $Y_{Li}^t(k^{t'})$  al ingreso *contrafáctico* resultante, la distribución simulada del ingreso laboral puede representarse como

$$(IV.3.b) \quad D_L^t(k^{t'}) = \{Y_{L1}^t(k^{t'}), \dots, Y_{LN^t}^t(k^{t'})\}$$

De la comparación entre (IV.3.a) y (IV.3.b) puede obtenerse el efecto que posee el cambio de  $k$  entre  $t$  y  $t'$ , manteniendo el resto de los argumentos constantes, sobre el cambio en la desigualdad de la distribución del ingreso laboral individual (Gasparini *et al*, 2002). Defina como  $T(D)$  el índice de desigualdad aplicado sobre la distribución  $D$ . En consecuencia, el antes mencionado efecto vendrá dado por

$$T(D^t(k^{t'})) - T(D^t)$$

De manera análoga, considere ahora el *ingreso familiar equivalente*,  $Y_e^t$ . Ello requiere tener en cuenta los ingresos no laborales que percibe cada individuo. A los propósitos de este trabajo, los ingresos no laborales se asumen exógenos y dados por  $\bar{Y}_i^t$ . En consecuencia, se define a  $Y_e^t$  de la siguiente manera

$$(IV.4) \quad Y_e^t = \frac{\sum_{j \in h} (Y_{L_j}^t + \bar{Y}_j^t)}{\left( \sum_{j \in h} a_j \right)^\theta}$$

donde  $a_j$  indica la valoración del miembro  $j$  en términos de adulto equivalente y  $\theta$  es un parámetro refleja las economías a escala en el hogar<sup>6</sup>. La distribución para el total de la población se representa por medio de

$$D_e^t = \{Y_{e1}^t, \dots, Y_{eN^t}^t\}$$

Asimismo, suponga un cambio en el subconjunto  $k$  entre los períodos  $t$  y  $t'$ , que altera la distribución del ingreso laboral y por ende la del ingreso familiar equivalente. La distribución simulada resultante puede expresarse como

$$D_e^t(k^{t'}) = \{Y_{e1}^t(k^{t'}), \dots, Y_{eN^t}^t(k^{t'})\}$$

donde  $Y_{ei}^t(k^{t'})$  denota el ingreso familiar equivalente *contrafáctico* que surge de reemplazar en (IV.4) el valor de  $Y_{Li}^t$  por el de  $Y_{Li}^t(k^{t'})$ . En este contexto, se define el efecto que el cambio en  $k$  posee sobre la variación en la desigualdad de la distribución del ingreso familiar equivalente como

$$T(D_e^t(k^{t'})) - T(D_e^t)$$

Bourguignon *et al* (2001) identifican tres fuentes genéricas para el cambio en la desigualdad de una distribución de ingresos: *efectos precio*, producto de cambios en los retornos que el mercado de trabajo le asigna a alguna característica del individuo; *efectos participación*, resultado de alteraciones en la influencia que generan las características del individuo sobre las decisiones de oferta laboral; y *efectos población*, consecuencia de variaciones en la estructura socio-demográfica de la población. Sería posible admitir dos categorías más, relacionadas con los cambios en las dotaciones y retornos a factores inobservables que afectan la ecuación salarial por un lado, *efectos inobservables salariales*, y las decisiones de ocupación por el otro, *efectos participación inobservables*. En el presente trabajo, se concentrará sobre los siguientes efectos

- (i) *Brecha Salarial por Género* ( $k = \beta_{\text{hombre}}$ )
- (ii) *Retornos a la Educación* ( $k = \beta_{\text{educ}}$ )
- (iii) *Retornos a la Experiencia* ( $k = \beta_{\text{exper}}$ )
- (iv) *Factores Inobservables sobre el Salario* ( $k = \mu$ )
- (v) *Parámetros de la decisión de Empleo* ( $k = \gamma$ )
- (vi) *Factores Inobservables sobre el Empleo* ( $k = \nu$ )
- (vii) *Estructura Educativa* ( $k = X_{\text{educ}}$ )

---

<sup>6</sup> A los propósitos de la estimación, se postuló  $\theta = 1$ , indicando ausencia de tales economías.

Los tres primeros entran en la categoría de efectos precio, (iv) es típicamente un efecto inobservable salarial, tanto (v) y (vi) son efectos participación, uno observable y el otro inobservable, por último, (vii) se corresponde a un efecto población.

La estrategia de estimación del modelo (IV.1.a) - (IV.1.c) sigue muy de cerca de Gasparini *et al* (2002), la cual aunque los autores sostienen no es del todo eficiente, posee grandes ventajas desde el punto de vista computacional. En tal sentido, el vector  $\beta^t$  es estimado a partir de un modelo en el cual la ecuación del (logaritmo) salario horario viene dada por (IV.1.a), pero la ecuación de participación proviene de una versión censurada de (IV.1.c), que indica si el individuo trabaja o no<sup>7</sup>. Los resultados de tal estimación se muestran en la Tabla IV.1 Por otro lado, la ecuación de horas de trabajo se estima mediante un modelo *Tobit* estándar para datos censurados. La Tabla IV.2 reporta las estimaciones obtenidas.

A fin de estimar los efectos del cambio en los factores inobservables, se sigue la propuesta de Bourguignon *et al* (2001). Para ello se aplica a la distribución de los inobservables una transformación que preserve el ordenamiento observado en  $t$ , en base a la distribución de los mismos observada en  $t'$ . Suponiendo que tales distribuciones se pueden aproximar mediante una normal con media cero<sup>8</sup>, es posible representar los vectores inobservables contrafácticos de la siguiente manera

$$\hat{\mu} = \frac{\sigma_w^{t'}}{\sigma_w^t} \mu \quad ; \quad \hat{\nu} = \frac{\sigma_l^{t'}}{\sigma_l^t} \nu,$$

donde  $\sigma_w^t$  representa el desvío estándar de la distribución del factor inobservable en la ecuación (IV.1.a) en el momento  $t$ . En consecuencia, es posible interpretar el efecto de los cambios en los factores inobservables como un cambio en la dispersión de los mismos.

En relación a los efectos participación, es necesario contemplar la posibilidad de que un individuo que en  $t$  presentaba  $L_t = 0$ , si hubiese tomado sus decisiones laborales en  $t'$ , habría ofrecido horas positivas de trabajo. Para ello, se requiere disponer del valor de los factores inobservables  $\nu$  y  $\mu$  para estos individuos, tanto para simular la oferta resultante del proceso de optimización  $L^*$  en el primer caso, como si ingreso laboral si efectivamente trabaja en el segundo. Resulta evidente de (IV.1.c) y de la parte (b) del SUPUESTO IV.1 que no es posible estimar estos factores inobservables a partir de (IV.1.a) y (IV.1.b) cuando  $L_t = 0$ . En estos casos, se simula el par de factores inobservables a partir de la realización de una distribución normal bivariada con los parámetros que surgen de la estimación del modelo (IV.1.a) - (IV.1.c), prestando particular atención a que el valor resultante sea consistente con la

<sup>7</sup> Implícitamente se asume que el vector de residuos inobservables de esta ecuación de selección posee una distribución normal estándar (Woolridge, 2002), y que la esperanza de  $\mu_i^t$  condicional a este es la misma que la postulada en la parte (e) del SUPUESTO IV.1.

<sup>8</sup> Debe notarse que esta suposición se realiza solo a efectos de la simulación y no durante la estimación.

oferta laboral observada en  $t$ <sup>9</sup>. Es por ello que Gasparini *et al* (2002), aplicando una estrategia diferencia, sugieren que si la predicción genera horas positivas de trabajo para el agente, se vuelve a estimar el término  $\nu$  mediante el proceso descrito anteriormente hasta que la predicción implique un número no negativo de  $L^*$ .

Por último, la estimación de la estructura educativa en  $t'$  se realiza de manera diferente a la que se reporta en los artículos citados anteriormente. Simplemente se predice el nivel educativo del individuo a partir de un modelo paramétrico. En particular, se emplea un modelo *probit ordenado*, utilizando como variables explicativas la edad, el sexo y el ingreso no laboral familiar que posee el individuo. Los resultados de este modelo pueden encontrarse en la Tabla IV.3

#### IV.1 – Test de Hipótesis bajo Bootstrap

En lo que sigue, se asumirá que lector dispone de algunas nociones básicas de la técnica de *bootstrap*. En consecuencia, a continuación se introducirá el concepto muy brevemente, solo para clarificar acerca de la notación utilizada. Una vez concluido esto, se aplica el mismo al caso que le compete a este trabajo, esto es, a los efectos de testear la significatividad estadística de los efectos (i) – (vii) propuestos en la subsección anterior.

Considere una variable aleatoria  $X$  que representa alguna característica de interés sobre una población de tamaño  $N$ . Siguiendo a Davidson y MacKinnon (1998, 2000), se define al *proceso generador de los datos* (PGD) de  $X$  como una especificación estocástica completa de esta variable, en el sentido de que su distribución de probabilidad, cuya función de distribución acumulada es  $F(\cdot)$ , así como el conjunto de parámetros que la caracterizan,  $\Theta$ , son provistas por la especificación del PGD. La función  $F(\cdot)$  pertenece a una familia general de funciones  $\Phi(\cdot)$ , que se encuentran caracterizadas por un conjunto genérico  $\Theta$ .

En consecuencia, se asocia al PGD con la siguiente expresión (Moran, 2005)

$$\{X_1, \dots, X_N\} \sim F$$

donde por  $F$  se pretende denotar a  $F(\Theta)$ .

Sea  $\{x_1, \dots, x_n | x_i \sim F; i: 1, \dots, n\}$  una realización aleatoria *i.i.d.* de  $F$ . Denote por  $\hat{F}$  la distribución empírica de  $X$ , definida como (Moran, 2005; Horowitz, 1995, 2001)

$$\hat{F}(x) = n^{-1} \sum_{i=1}^n I(x_i \leq x)$$

donde  $I$  representa la función indicador. Similarmente, sea  $\hat{\Theta}$  la estimación del *set* de parámetros que caracteriza a la población, computada a partir de  $\hat{F}$ .

---

<sup>9</sup> Siguiendo a Bourguignon *et al* (2001), si  $L^t = 0$ , entonces el factor inobservable  $\nu_i^t$  esta acotado superiormente por  $-X_{2i}^t \gamma^t$ .

Considere un subconjunto  $\theta \in \Theta$  del *set* de parámetros que del PGD, que puede ser interpretado como un vector de dimensión  $k$ . A los propósitos del presente trabajo, es suficiente concentrarse en *tests* de hipótesis en los casos que se plantean hipótesis nulas lineales del tipo,

$$(IV.5) \quad H_0: H\theta = \theta_0$$

donde  $H$  representa una matriz de tamaño  $r \times k$ , donde  $r$  indica el número de restricciones que impone  $H_0$  sobre el PGD, mientras que  $\theta_0$  es un vector de dimensión  $r$ . La hipótesis alternativa sobre la cual se contrastará  $H_0$  toma la forma general,  $H_1: H\theta \neq \theta_0$ <sup>10</sup>. En estos casos,  $H_0$  es representada por un PGD  $F_0 \equiv F(\theta_0)$ .

Si bien este tipo de *test* pierde potencia en relación a los que plantean hipótesis alternativas relativamente más específicas, se optó por esta estrategia porque permiten su aplicación en casos en los que *a priori* no se disponen de razones fuertes como para asumir alguna dirección de la hipótesis alternativa.

Un *test* de hipótesis típicamente está conformado por un estadístico y una zona de rechazo. Un *estadístico de prueba*  $\tau_n = \tau(x_1, \dots, x_n)$  es una variable aleatoria que consiste en una función determinística de los datos generados por el PGD. Los *tests* analizados pueden implementarse por medio de un estadístico *studentizado* de la forma

$$(IV.6) \quad \tau = \frac{H\hat{\theta} - \theta_0}{S e(H\hat{\theta})}$$

Sea  $G_n(t, F) \equiv P(\tau_n \leq t)$  la función de distribución acumulada *exacta* de muestra finita del estadístico  $\tau_n$ . Análogamente, es posible definir como  $G_n(t, \Theta)$  la función de distribución acumulada *exacta* de  $\tau_n$  bajo una distribución genérica del PGD de  $X$ .

La hipótesis nula se rechaza a favor de la alternativa si el valor observado del estadístico, denotado  $\hat{\tau}_n$  se ubica dentro de la *región de rechazo*. Intuitivamente, esta región de rechazo vendrá dada por los valores extremos de la distribución del estadístico, cuando la hipótesis nula es verdadera. Es posible sugerir una definición formal de la misma. Considere un nivel de significatividad  $\alpha$ . Siguiendo a Davidson y ManKinnon (2004), la región de rechazo  $\text{Rej}(\alpha)$  queda definida implícitamente por la siguiente expresión:

$$\Pr_{H_0}(\tau_n \in \text{Rej}(\alpha)) = \alpha$$

En este contexto, es posible definir el *p-value ideal* como la probabilidad de que bajo la hipótesis nula, el estadístico tome un valor más extremo que el observado. Como se trata de un *test* a dos colas, y dado que la distribución del estadístico cuando  $H_0$  es cierta no tiene por qué ser simétrica, se representa formalmente a este *p-value* como (Davidson y ManKinnon, 2004)

<sup>10</sup> Note que este tipo de *tests* pueden ser denominados como *two-tailed tests*.

$$(IV.7) \quad p(\hat{\tau}_n) = 2 \min \left\{ \Pr_{H_0}(\tau_n \leq \hat{\tau}_n), \Pr_{H_0}(\tau_n > \hat{\tau}_n) \right\}$$

Generalmente,  $G_n(t, F)$  es una función diferente de  $t$  para distintas distribuciones  $F$ . Una excepción se da cuando  $G_n(t, F)$  no depende de  $F$ . En estos casos, se dice que el estadístico  $\tau_n$  es *pivotal* (Horowitz, 1995, 2001). Asimismo, se dice que el estadístico es *asintóticamente pivotal* si la distribución asintótica de  $\tau_n$  es la misma independientemente del PGD,  $F$  (Davidson y MacKinnon, 1998).

*Bootstrap* permite aproximar la distribución de muestra finita del estadístico  $\tau(x_1, \dots, x_n)$ . La idea consiste en reemplazar la distribución desconocida  $F_0$  por un estimador conocido de la misma, denotada  $\hat{F}_0$  (Horowitz, 2001; Moran, 2005). Horowitz (2001) sugiere que en general,  $\hat{F}_0$  puede surgir mediante un proceso de simulación de un modelo paramétrico, o bien de la distribución empírica de los datos. Nótese que se intenta estimar la distribución de  $X$  bajo la hipótesis nula. En estos casos, el autor recomienda generar, independientemente de la elección de este estimador, una distribución a partir de un PGD cuyos parámetros estén sujetos a la restricción  $\theta = \theta_0$ . No obstante, reconoce que en general,  $G_n(t, \hat{F}_0)$  no puede ser evaluada analíticamente, por lo que propone estimarla mediante un procedimiento relativamente simple.

#### PROCEDIMIENTO IV.1 (Horowitz, 2001):

- (i) Obtener una muestra aleatoria e independientemente distribuida de tamaño  $n$ ,  $x_i^* : i = 1, \dots, n$ , a partir de la distribución  $\hat{F}_0$ .
- (ii) Computar el estadístico  $\tau_j^* = \tau(x_1^*, \dots, x_n^*)$ .
- (iii) Repetir los pasos (i) – (ii) una cantidad  $B$  de veces.

De esta manera, se obtiene la distribución empírica de  $G_n(\cdot)$  dada por  $\tau_j^* : j = 1, \dots, B$ . Sobre esta distribución empírica, es posible calcular el *bootstrap p-value* (Davidson y MacKinnon, 2004) como una aproximación a (IV.7)

$$(IV.8) \quad \hat{p}(\hat{\tau}_n) = 2 \min \left\{ \frac{1}{B} \sum_j^B I(\tau_j^* \leq \hat{\tau}_n), \frac{1}{B} \sum_j^B I(\tau_j^* > \hat{\tau}_n) \right\}$$

Ahora bien, en lo que respecta al objeto de este trabajo, la pregunta que puede plantearse es cómo aplicar esta técnica a los efectos de evaluar la significatividad estadística de los efectos que poseen distintos determinantes de la distribución del ingreso sobre el cambio en la desigualdad. A continuación se propone una posible estrategia a seguir.

Antes que nada, supóngase que  $X$  consiste en un vector de dos variables aleatorias, cada una representando la distribución del ingreso en el período  $t$  y  $t'$ ,



respectivamente<sup>11</sup>. Asimismo, supóngase que las distribuciones de probabilidad asociadas a cada variable aleatoria son independientes entre sí, de modo que  $F$  puede representarse como un vector de dos funciones de distribución acumulada independientes,  $F^t$  y  $F^{t'}$ <sup>12</sup>. Considere por último que el vector de parámetros  $\theta$  sobre los cuales se realizará inferencia viene dado por un indicador de desigualdad  $T(\cdot)$  para los períodos  $t$  y  $t'$ .

En este contexto, la hipótesis nula típicamente tendrá la siguiente forma

$$H_0: T(D^t(k')) = T(D^t)$$

En términos de (IV.5)

$$H_0: [-1, 1] \begin{bmatrix} T(D^t) \\ T(D^t(k')) \end{bmatrix} = 0$$

Considere el estadístico (IV.6). Denotando como  $\Delta\hat{T} = \hat{T}(D^t(k')) - \hat{T}(D^t)$  la diferencia entre los indicadores de desigualdad estimados a partir de los datos muestrales, se formaliza el estadístico *studentizado* de la siguiente manera

$$(IV.9) \quad \hat{\tau} = \frac{\Delta\hat{T}}{S e(\Delta\hat{T})}$$

Este estadístico requiere una estimación del error *standard* de  $\Delta\hat{T}$ . Para ello, Moran (2005) sugiere aproximarlos mediante una replicación del ejercicio de estimación de  $\Delta\hat{T}$  sobre  $B_2$  muestras con reposición *i.i.d.* obtenidas de la distribución empírica  $\hat{F}$ , y computando el desvío *standard* de la distribución resultante del estadístico.

A fin de obtener la distribución del estadístico  $\hat{\tau}$  cuando la hipótesis nula es cierta, se parte del hecho de que la distribución contrafáctica bajo  $H_0$ , denotada  $F_0^{t'}$ , posee la misma desigualdad que la distribución en  $t$ , esto es,  $F_0^t$ . Por lo tanto, sería posible aproximar tanto a  $F_0^{t'}$  como a  $F_0^t$  por medio de la distribución empírica observada en  $t$ ,  $\hat{F}^t$ .

Con todo, puede sintetizarse el procedimiento utilizado para llevar adelante el ejercicio de inferencia de la siguiente manera:

#### PROCEDIMIENTO IV.2:

- (i) Obtener una muestra aleatoria e independientemente distribuida de tamaño  $n$ ,  $x_i^* : i = 1, \dots, n$ , a partir de la distribución  $\hat{F}^t$ . Computar el indicador de desigualdad  $T(x_1^*, \dots, x_n^*)$ .

<sup>11</sup> La distribución en el período  $t'$  puede ser asociada a la verdadera distribución de ese período, o asimismo, a alguna distribución contrafáctica del tipo a las analizadas en el apartado anterior.

<sup>12</sup> Nótese que en el contexto de la EPH, al caracterizarse por ser un panel corto, puede postularse que las distribuciones de ambos períodos de análisis son independientes entre sí.

- (ii) Obtener una muestra aleatoria e independientemente distribuida de tamaño  $n$ ,  $x_i^{**} : i = 1, \dots, n$ , a partir de la distribución  $(x_1^*, \dots, x_n^*)$ . Computar el indicador de desigualdad  $T(x_1^{**}, \dots, x_n^{**})$ .
- (iii) Computar  $\Delta \hat{T}_j^* = T(x_1^{**}, \dots, x_n^{**}) - T(x_1^*, \dots, x_n^*)$ .
- (iv) Replicar los pasos (i) – (iii) durante  $B_2$  iteraciones, generando muestras con reposición *i.i.d.* obtenidas de  $(x_1^*, \dots, x_n^*)$ . Calcular  $Se_j^*$  de la distribución resultante.
- (v) Computar el estadístico  $\tau_j^* = \tau(x_1^*, \dots, x_n^*)$  según la fórmula (IV.9).
- (vi) Repetir los pasos (iv) – (v) una cantidad  $B$  de iteraciones.

De esta manera, se obtiene la distribución del estadístico bajo la hipótesis nula  $\tau_j^* : j = 1, \dots, B$ . A los efectos de obtener los valores observados del estadístico de prueba y el correspondiente *bootstrap p – value*, se siguen los siguientes pasos.

### PROCEDIMIENTO IV.3:

- (vii) Estimar  $\hat{k}^t$  a partir de la muestra correspondiente al período  $t'$ ,  $\hat{F}^t$ . Generar la distribución contrafáctica  $D^t(\hat{k}^t)$  a partir de la muestra disponible en el período  $t$ ,  $\hat{F}^t$ .
- (viii) Computar  $T(D^t(\hat{k}^t))$  y  $T(x_1, \dots, x_n)$  y calcular  $\Delta \hat{T}(k^t) = T(D^t(\hat{k}^t)) - T(x_1, \dots, x_n)$ .
- (ix) Replicar los pasos (vii) – (viii) sobre  $B_2$  muestras independientes obtenidas con reposición a partir de las distribuciones empíricas  $\hat{F}^t$  y  $\hat{F}^t$ , respectivamente. Calcular  $Se(k^t)$  de la distribución resultante y computar  $\hat{\tau}_n(k^t)$  según (IV.9).
- (x) Obtener el *bootstrap p – value*  $\hat{p}(\hat{\tau}_n(k^t))$  a partir de (IV.8).

Una vez realizado esto, se rechaza  $H_0$  a favor de  $H_1$  si  $\hat{p}(\hat{\tau}_n(k^t)) < \alpha$ .

## **V.- Resultados**

Una cuestión previa a la presentación a los resultados del ejercicio de simulación consiste en la elección del indicador de desigualdad. La decisión no es trivial una vez que se considera la posibilidad de realizar inferencia mediante *bootstrap*, toda vez que la *performance* del *test* parece estar influida por el indicador utilizado en la construcción de los estadísticos de prueba. De hecho, Moran (2005) destaca al respecto que de la literatura surge una aparente contradicción entre la evaluación teórica del uso de *bootstrap* con diferentes indicadores de desigualdad y su *performance* numérica.

Idealmente, *bootstrap* genera un *test exacto*, en el sentido de que la verdadera probabilidad con que se comete un error de Tipo I es la misma que la

postulada nominalmente,  $\alpha$ , cuando el estadístico es pivotal. Esto es así debido a que el estadístico de prueba observado,  $\hat{\tau}_n$ , y cada estadístico  $\tau_j^*$ , computado a partir de las  $B$  muestras independientes generadas de la distribución empírica, son realizaciones independientes de la misma distribución, sujeto a que el verdadero PGD, sobre el cual se estimó  $\hat{\tau}_n$ , también satisface la hipótesis nula (Davidson y MacKinnon, 2004).

Ahora bien, en el caso de que el estadístico no sea un pivot exacto, se dice que la inferencia mediante *bootstrap* no genera problemas si el estadístico es asintóticamente pivotal (Moran, 2005). De hecho, Horowitz (2001) demuestra que en estos casos, *bootstrap* implica una aproximación de orden superior a la verdadera distribución finita, respecto al uso de la teoría asintótica.

Todos los índices de desigualdad son asintóticamente pivotaes, excepto el coeficiente de Gini. Más allá de ello, pueden encontrarse artículos que muestren una mejor *performance* numérica de este último indicador respecto al resto (ver, por ejemplo, Cowell y Flachaire, 2004 y Moran, 2005), aunque también el desempeño relativo del coeficiente de Gini puede ser cuestionado a la luz de los resultados a los que arriban Mills y Zandvakili (1997). Por todo lo expuesto, se prefirió optar por el índice de *Theil*.

Para la implementación de los *tests* de significatividad individual, se utilizó  $B = 751$  y  $B_2 = 199$ <sup>13, 14</sup>. La Tabla V.1 muestra las estimaciones resultantes de aplicar la metodología presentada en la sección anterior. A los fines ilustrativos, las variaciones se expresan en términos puntuales. Por ejemplo, el índice de *Theil* del ingreso familiar equivalente se incrementó aproximadamente unos 11.5 puntos, producto de un cambio de un valor de 0.449 a 0.565.

**Tabla V.1 – Microdescomposición del cambio en el índice de *Theil*.**

Efecto	Ingreso Laboral	Ingreso Familiar Equivalente
<i>Observado</i>	5.14 (0.1278)	11.58 (0.000)
<i>Brecha Salarial por Género</i>	-0.12 (0.8069)	3.06 (0.3701)
<i>Retornos a la Educación</i>	-2.81 (0.2822)	0.19 (0.9374)
<i>Retornos a la Experiencia</i>	-0.66 (0.8415)	2.58 (0.5912)
<i>Dispersión Inobservables sobre el Salario</i>	2.00 (0.4047)	4.12 (0.3595)
<i>Parámetros de la decisión de Empleo</i>	8.33	9.04

<sup>13</sup> En el caso de estadísticos pivotaes, es necesario que  $\alpha(B+1)/2$  sea un número entero, para *tests* a dos colas (ver la prueba en Davidson y MacKinnon, 2004). No obstante, parece conveniente mantener esta regla aún para estadísticos asintóticamente pivotaes.

<sup>14</sup> Con estos valores definidos para los parámetros, se necesitaron alrededor de 21 horas para obtener las distribuciones de los estadísticos de prueba bajo la hipótesis nula y 4 horas para generar los niveles observados de los mismos.

	(0.0825)	(0.1890)
<i>Dispersión Inobservables sobre el Empleo</i>	4.09	0.39
	(0.3302)	(0.9267)
<i>Estructura Educativa</i>	-3.82	-12.99
	(0.0239)	(0.000)

*Nota: Bootstrap p – valores entre paréntesis*

Las conclusiones que pueden derivarse de la inferencia no resultan del todo satisfactorias. Como puede observarse, prácticamente ninguno de los efectos analizados pueden considerarse estadísticamente significativos, para un nivel de significación del 5%.

Lo que llama poderosamente la atención es que el único factor sobre el cual puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de significatividad tiene un efecto fuertemente igualador, cuando el efecto observado es o no significativo, caso del ingreso laboral, o significativamente desigualador. Se está específicamente refiriendo al cambio en la estructura educativa.

Lo expuesto sugeriría que a los efectos de explicar el cambio en la desigualdad observada, se tendría que tener en cuenta algún factor (o conjunto de ellos) no considerado aquí, cuyo cambio a lo largo del período haya tenido una incidencia fuertemente desigualadora sobre ambas medidas de bienestar, en particular sobre el ingreso familiar equivalente, de manera que el efecto neto más que compense la tendencia a la baja que el cambio en la estructura educativo impuso sobre la desigualdad.

Nótese asimismo, que si la metodología empleada aquí para testear la significatividad estadística de los efectos es válida, se hubiese cometido un grave error en interpretar los coeficientes estimados, debido a que los cambios simulados serían producto de una fuerte dispersión propia de la técnica de estimación.

## **VI.- Síntesis y conclusiones**

El presente trabajo se planteó contribuir al debate acerca de los determinantes de la distribución del ingreso introduciendo una metodología para evaluar la significatividad estadística de los efectos que pueden derivarse mediante un proceso de microdescomposición econométrica de las variaciones en los indicadores de desigualdad. No obstante, la metodología propuesta parece llevar al analista a una situación en la cual la capacidad predictiva de su modelo queda puesta en duda.

En este sentido, y en lo que respecta al caso particular estudiado en este trabajo, puede destacarse que a pesar de que en el período 1998 – 2003 se evidenció un fuerte aumento en la desigualdad, particularmente la del ingreso familiar equivalente, ninguno de los determinantes usuales de la distribución parece dar cuenta de al menos

una parte de ese cambio. Esto es así puesto que, o no resultan estadísticamente significativos, o si lo son, como es el caso del cambio en la estructura educativa, predicen un cambio opuesto al observado.

Un paso natural a seguir es entonces verificar la validez del *test* empleado. En una primer etapa, la metodología deberá ser revisada nuevamente, en particular, la relacionada con la generación de la distribución del estadístico de prueba cuando la hipótesis nula es cierta, e incluso la elección misma de tal estadístico. Preliminarmente, pareciera ser incorrecto el paso (ii) del PROCEDIMIENTO IV.2, puesto de que no hay razones para aceptar que la muestra  $(x_1^{**}, \dots, x_n^{**})$  sea una realización independiente de la distribución empírica observada, toda vez que la misma se obtiene a partir de  $(x_1^*, \dots, x_n^*)$  y no de  $\hat{F}^t$ . De la misma manera, no puede postularse la independencia entre estas dos distribuciones.

En segundo lugar, deberá evaluarse el desempeño numérico del *test* mediante la implementación de diversos experimentos de Montecarlo. Nada se puede decir acerca de las desviaciones de la probabilidad de cometer un error de Tipo I respecto al nivel de significación asumido, por lo que el esfuerzo que debe plantearse a futuro consiste en perfeccionar la metodología de manera que se minimicen estas desviaciones.

Con todo, se cree que la propuesta elaborada aquí no es trivial, y puede ser el punto de partida de una futura línea de investigación. En particular, uno de las conclusiones más relevantes que pueden desprenderse de este trabajo es que los ejercicios de inferencia estadística resultan un aspecto necesario que deben contemplar los estudios de simulación en general, puesto que es sólo a través de estos que se puede la interpretación errónea de los resultados a los que se arriban.

## BIBLIOGRAFÍA

- Altimir, O. y Beccaria, L. “*Distribución del ingreso en Argentina*”, Tomo 1. CEPAL. 2000.
- Bour, J. L. y Susmel, N.; “*El funcionamiento del mercado de trabajo. Instituciones económicas, desempeño y distribución de los ingresos laborales*” FIEL. 1999.
- Bourguignon, F., Fournier, M. y Gourgand, M.; “*Fast Development with Stable Income Distribution, Taiwan: 1979 – 94*”. Review of Income and Wealth Series 47, N° 2. 2001.
- Canavese, Alvarado y Sosa Escudero; “*El impacto de la inflación sobre la distribución del ingreso*”.
- Cowell, F y Flachaire, E.; “*Sensitivity of inequality measures to extreme values*”. Distributional Analysis Research Programme Discussion Paper N° 60. 2002.
- Cuadernos de Economía N° 49. “*La distribución del ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires*”.
- Davidson, R. y MacKinnon, J.; “*The Size Distortion of Bootstrap Tests*”. 1998.
- Davidson, R. y MacKinnon, J.; “*Improving the Reliability of Bootstrap Tests*”. 2000.
- Davidson, R. y MacKinnon, J.; “*Bootstrap Methods in Econometrics*”. 2004.
- Gasparini, L.; “*Determinantes de la desigualdad en la distribución del ingreso*”. Cuadernos de Economía N° 54, Cap. 6 y anexo estadístico. Ministerio de Economía de Buenos Aires. 2000.
- Gasparini, L., Sosa Escudero, W. “*Bienestar y distribución del ingreso en Argentina, 1980-1998*”. U.N.L.P. 1999
- Gasparini, L., Sosa Escudero, W. y Marchioni, M.; “*Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires*”. 2002.
- Horowitz, J.; “*Bootstrap Methods in Econometrics: Theory and Numerical Performance*”. Symposium on Bootstrap Methods in Econometrics, 7th World Congress of the Econometric Society, Tokyo. 1995.
- Horowitz, J.; “*The Bootstrap*”, en Heckman, J. y Leamer, E. (eds.), Handbook of Econometrics, Vol. 5. 2001.

- Llach, J. J, y Montoya, S. “*En pos de la equidad. La pobreza y la distribución del ingreso en el área metropolitana de Buenos Aires, diagnóstico y alternativas de política*”. 1999.
- La Nación; “*La pobreza en Argentina*”. 2003.
- Mills, J., y Zandvakili, S.; “*Statistical Inference Via Bootstrapping for Measures of Inequality*” *Journal of Applied Econometrics* 12. 1997.
- Moran, T.; “*Bootstrapping the LIS: Statistical Inference and Patterns of Inequality in the Global North*”. Luxembourg Income Study, Working Paper N° 378. Syracuse University. 2005.
- The economist; “*Does inequality matter?*”. 2001.
- Wooldridge, J.; Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press. 2002.

**Tabla IV.1 – Ecuación para el (log) del Salario Horario en presencia de Selección**

Variable	1998	2003
<i>Ecuación del (logaritmo) salario horario</i>		
<i>constante</i>	-0.043 (0.830)	-0.697 (0.046)
<i>edad</i>	0.043 (0.000)	0.044 (0.001)
<i>edad2</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.011)
<i>hombre</i>	0.113 (0.000)	0.097 (0.035)
<i>primaria completa</i>	0.113 (0.005)	0.283 (0.000)
<i>secundaria incompleta</i>	0.235 (0.000)	0.451 (0.000)
<i>secundaria completa</i>	0.478 (0.000)	0.566 (0.000)
<i>superior incompleta</i>	0.746 (0.000)	0.979 (0.000)
<i>superior completa</i>	1.171 (0.000)	1.311 (0.000)
<i>exper</i>	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)
<i>exper2</i>	-2.75E-06 (0.000)	-4.20E-06 (0.001)
<i>Ecuación de selección (<math>s = 1[\ln(w)</math>es observada)</i>		
<i>constante</i>	-3.741 (0.000)	-3.937 (0.000)
<i>edad</i>	0.188 (0.000)	0.185 (0.000)
<i>edad2</i>	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)
<i>hombre</i>	0.569 (0.000)	0.437 (0.000)
<i>jefe</i>	0.468 (0.000)	0.498 (0.000)
<i>casado</i>	-0.147 (0.000)	-0.098 (0.113)
<i>hijo6</i>	-0.142 (0.001)	-0.072 (0.271)
<i>hijo18</i>	-0.235 (0.000)	-0.360 (0.000)
<i>primaria completa</i>	0.272 (0.000)	0.231 (0.010)
<i>secundaria incompleta</i>	0.196 (0.000)	0.260 (0.005)
<i>secundaria completa</i>	0.515 (0.000)	0.513 (0.000)
<i>superior incompleta</i>	0.585 (0.000)	0.540 (0.000)
<i>superior completa</i>	0.960 (0.000)	1.130 (0.000)
<i>ing. no lab. hogar</i>	-2.13E-04 (0.000)	-1.99E-04 (0.000)
<i>rho</i>	0.043	-0.038
<i>sigma</i>	0.594	0.626
<i>lambda</i>	0.025	-0.024
<i>Nº Obs</i>	10,209	4,912
<i>Chi 2</i>	13,923.13	4,206.30
<i>Prob &gt; Chi 2</i>	0.000	0.000

*Nota: p – values entre paréntesis*



**Tabla IV.2 – Ecuación de Horas Trabajadas**

Variable	1998	2003
<i>constante</i>	-538.552 (0.000)	-580.332 (0.000)
<i>edad</i>	27.450 (0.000)	27.374 (0.000)
<i>edad2</i>	-0.340 (0.000)	-0.333 (0.000)
<i>hombre</i>	91.267 (0.000)	76.780 (0.000)
<i>jefe</i>	60.503 (0.000)	64.822 (0.000)
<i>casado</i>	-14.010 (0.006)	-9.295 (0.237)
<i>hijo6</i>	-22.105 (0.000)	-9.965 (0.227)
<i>hijo18</i>	-32.565 (0.000)	-49.291 (0.000)
<i>primaria completa</i>	47.307 (0.000)	39.382 (0.001)
<i>secundaria incompleta</i>	40.472 (0.000)	44.174 (0.000)
<i>secundaria completa</i>	77.804 (0.000)	86.727 (0.000)
<i>superior incompleta</i>	76.164 (0.000)	79.533 (0.000)
<i>superior completa</i>	105.640 (0.000)	127.737 (0.000)
<i>ing. no lab. hogar</i>	-0.028 (0.000)	-0.024 (0.000)
<i>sigma</i>	150.733	151.786
Nº Obs	10,209	4,912
Censuradas	6,700	3,393

Nota: *p* – valores entre paréntesis

**Tabla IV.3 – Modelo Probit Ordenado para el Nivel Educativo**

Variable	Coefficiente
<i>hombre</i>	-0.049 (0.116)
<i>edad</i>	0.129 (0.000)
<i>edad2</i>	-0.001 (0.000)
<i>ing. no lab. hogar</i>	3.40E-04 (0.000)
<i>_cut1</i>	1.342
<i>_cut2</i>	2.038
<i>_cut3</i>	2.680
<i>_cut4</i>	3.187
<i>_cut5</i>	3.763
Nº Obs	4,912
Chi 2	2,328.76
Prob > Chi 2	0.000

Nota: *p* – valores entre paréntesis

## SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en [www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas).

---

- Nro. 33 (Febrero, 2006). Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi. "Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires".
- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowiez y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowiez. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowiez. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".

- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".
- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconómicas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".
- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".

- Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
  - Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowiez. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".
  - Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
  - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-