
BIENESTAR Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

EN LA ARGENTINA, 1980-1998 *

Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero **

Universidad Nacional de La Plata

1. Introducción

Una manera generalizada de evaluar la performance de una economía es a través de su ingreso per cápita. Sin embargo, esta práctica es sólo válida cuando la función de bienestar del evaluador es utilitarista. Exceptuando este caso extremo, para medir el bienestar agregado no basta con la media sino que es necesario conocer otros elementos de la distribución del ingreso. En particular, la característica relevante para acompañar a la media en la evaluación de la economía es el grado de desigualdad.

El primer objetivo de este trabajo es complementar la serie de ingreso medio en Argentina con estimaciones de desigualdad, con el objeto de obtener series del nivel de bienestar. Estas series, se argumenta, constituyen una mejor medida de la performance de la economía argentina que las estadísticas comúnmente usadas de ingreso por habitante.¹

La estrategia del trabajo es aceptar las estadísticas de ingreso medio provenientes de Cuentas Nacionales sobre las que se basan las evaluaciones tradicionales de performance económica en el país, y complementarlas con estadísticas propias sobre desigualdad calculadas en base a información de carácter microeconómico de la Encuesta Permanente de Hogares. En el artículo se hace un considerable esfuerzo por obtener medidas lo más precisas posibles del grado de desigualdad. En particular, se practican ajustes a los datos originales de la EPH por no respuesta, subdeclaración diferencial por fuente y factores demográficos.

Los indicadores de desigualdad y bienestar se construyen en base a información proveniente de encuestas, y por ende están sujetos a variabilidad muestral. Sin embargo, la práctica usual en el tema es, por ejemplo, comparar el valor de algún indicador de desigualdad para dos años, y afirmar que la distribución se ha vuelto más o menos desigual de acuerdo al signo de la diferencia entre esos dos valores. Esta práctica ignora el problema de la variabilidad muestral, ya que es posible que la diferencia de valores no sea lo suficientemente grande en términos estadísticos, como para afirmar con relativa seguridad que provienen de distribuciones con diferente dispersión. El segundo objetivo del trabajo es, precisamente, chequear la significatividad de los cambios en los indicadores de desigualdad y por ende en las medidas de bienestar. Consideramos que todo análisis riguroso de la evolución del bienestar en una economía debe incluir una evaluación de la significatividad estadística de los cambios registrados.

El resto del artículo se ordena de la manera siguiente. En la sección 2 se presenta brevemente el marco conceptual y en la 3 se detallan algunos aspectos metodológicos. Estimaciones no paramétricas de la distribución junto con las estadísticas básicas de ingreso medio, desigualdad y bienestar son presentadas en la sección 4. La sección 5 incluye el análisis de significatividad. Se concluye en la sección 6 con los comentarios finales.

2. Marco conceptual

Una manera usual de evaluar una economía es a través de una función de bienestar social a la Bergson-Samuelson (W). Esta función agrega los niveles de vida individuales, usualmente aproximados mediante el ingreso familiar ajustado por factores demográficos (y_i). Analíticamente,

$$W = W(y_1, y_2, \dots, y_N) \quad 2.1$$

donde N es el número de individuos en la economía. La función W no debe interpretarse como el resultado de algún mecanismo social de agregación, sino como un instrumento a disposición del analista o del hacedor de política para evaluar el bienestar global de una economía. Dado que este ejercicio implica necesariamente la agregación de niveles de vida individuales, la función W propone una manera ordenada y consistente de realizar ese ejercicio.²

Las funciones de bienestar social son naturalmente arbitrarias ya que dependen de los juicios de valor del analista. Sin embargo, es común en la literatura proponer funciones anónimas, paretianas, simétricas y cuasiconcavas.³ Dentro de la familia de funciones W son de especial utilidad las de *bienestar abreviadas* ya que tienen como argumentos sólo a la media (μ) y a un parámetro de desigualdad en la distribución (I).

$$W(y_1, y_2, \dots, y_N) = V(\mu, I) \quad 2.2$$

Naturalmente, se espera que V sea no decreciente en μ y no creciente en I . Adicionalmente son necesarias otras restricciones sobre V e I para asegurar las propiedades de Pareto, simetría y cuasiconcavidad.⁴ Aún restringiéndonos al conjunto de funciones abreviadas que cumplen con estas propiedades, el número de posibles elecciones es infinito. En este trabajo nos limitamos a funciones que tienen al coeficiente de Gini (G) y al índice de Atkinson (A) como indicadores de desigualdad. Para el caso del Gini, las funciones de bienestar abreviadas utilizadas son las propuestas por Sen (1976),

$$W_s = \mu \cdot (1 - G) \quad 2.3$$

y Kakwani (1986),

$$W_k = \frac{\mu}{(1 + G)} \quad 2.4$$

Una función general postulada por Atkinson (1970) y extensamente usada en la literatura es

$$W_a(\varepsilon) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{Y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{para } \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1 \quad 2.5$$

$$\ln W_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln y_i \quad \text{para } \varepsilon = 1 \quad 2.6$$

El parámetro ε regula la convexidad de las curvas de indiferencia social, por lo que usualmente se lo interpreta como el grado de aversión a la desigualdad. Cuando ε se acerca a 0, la función de bienestar social tiende a la utilitarista, *i.e.* la desigualdad se vuelve irrelevante. Cuando ε tiende a infinito la función converge a una Rawlsiana donde sólo interesa el ingreso del individuo menos favorecido. En este trabajo se consideran dos valores alternativos del parámetro de aversión a la desigualdad: 1 y 2. En esos casos la función de bienestar toma la siguiente forma:

$$W_a(\varepsilon) = \mu \cdot (1 - A(\varepsilon)) \quad \text{con } \varepsilon = 1, 2 \quad 2.7$$

donde $A(\varepsilon)$ es el índice de desigualdad de Atkinson utilizando el parámetro ε .⁵

Finalmente, una función de bienestar utilitarista o a la Bentham refleja indiferencia a la desigualdad en la distribución del ingreso. En este caso el bienestar coincide con la media de la distribución, es decir

$$W_b = \mu \quad 2.8$$

El uso de funciones de bienestar social no es necesario para evaluar la performance de una economía en casos donde las curvas de Lorenz generalizadas no se cortan (Shorrocks, 1983). En este trabajo, al comparar muchos años, el número de cruces es grande. Por esta razón y por simplicidad se prefirió presentar directamente el análisis en términos de funciones de bienestar.

3. Aspectos metodológicos

El cálculo de bienestar requiere estimaciones de la media y de un indicador de desigualdad. Idealmente ambos parámetros deberían surgir de una misma distribución, típicamente de la resultante de alguna encuesta de hogares. Sin embargo, dada la motivación del trabajo (complementar la evaluación tradicional de la economía argentina en base al ingreso por habitante calculado por Cuentas Nacionales con consideraciones distributivas) la metodología es algo diferente. El resto de esta sección está destinada a detallarla.

En este trabajo se utiliza el concepto de ingreso familiar por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar (o *ingreso equivalente*) para aproximar el nivel de vida individual. Los indicadores de desigualdad en la distribución del ingreso equivalente (*i.e.* los valores de I en 2.2) se estiman a partir de los datos de la Encuesta Permanente de Hogares del Aglomerado Gran Buenos Aires para cada año entre 1980 y 1998. El ingreso equivalente medio (*i.e.* el valor de μ) podría naturalmente computarse con los mismos datos de esas encuestas. Sin embargo, se prefirió estimar la evolución de μ a partir de información de Cuentas Nacionales, ya que ésta es la fuente utilizada tradicionalmente para evaluar la performance de la economía argentina. Dado que no se cuenta con una serie agregada de ingreso equivalente, se aproxima su evolución mediante el cambio en el ingreso disponible por habitante estimado a partir de información de Cuentas Nacionales. Específicamente, (i) se ajustan los ingresos de la EPH para que la evolución del ingreso per cápita de esa encuesta coincida con la evolución del ingreso disponible por habitante, y (ii) se recalcula el ingreso equivalente medio en base a los datos ajustados.⁶

En síntesis, en el trabajo se acepta la evolución de μ estimada a partir de Cuentas Nacionales y se realizan esfuerzos por obtener buenas estimaciones de I a partir de los datos de la EPH. En lo que resta de esta sección se detallan tres ajustes practicados para obtener mediciones más precisas del grado de desigualdad en la distribución.

1. Ajuste por no respuesta

No todos los individuos que resultan seleccionados para responder la EPH contestan las preguntas de ingresos. Este fenómeno puede sesgar las estimaciones de desigualdad si (i) la no respuesta depende del ingreso, y (ii) si el porcentaje de no respuesta varía en el tiempo. Desafortunadamente, existen fuertes presunciones sobre el cumplimiento de la condición (i) y certeza sobre la condición (ii). El número de personas con ingresos familiares incompletos rondó el 25% a principios y mediados de los ochenta y se incrementó al 28% a fines de los ochenta. En los noventa los esfuerzos del INDEC por aliviar el problema de la no respuesta tuvieron éxito: los porcentajes cayeron a lo largo de la década hasta ubicarse cerca del 8% en la encuesta de 1998. Paradójicamente, es precisamente esta caída la que puede causar un sesgo en las estimaciones usuales de desigualdad que ignoran la no respuesta.

En este trabajo se utilizan las predicciones de un modelo de determinación de

ingresos para realizar la imputación a los no respondientes. Es decir, a aquellos individuos que declaran trabajar pero que se niegan a responder cuanto ganan se les imputa un ingreso “similar” al de personas en condiciones laborales, demográficas y socioeconómicas “similares”. En el trabajo el concepto “similar” hace referencia a un contexto de regresión multivariada. En el anexo se detalla el procedimiento de asignación de ingresos implementado.

2. Ajuste por subdeclaración de ingresos

Un fenómeno común en las encuestas de hogares en todo el mundo es el de la subdeclaración de ingresos. Como en el caso de la no respuesta, la subdeclaración es un problema si es diferencial entre estratos de ingresos y si varía en el tiempo. Lamentablemente no existe un mecanismo semejante al de la imputación de ingresos para corregir este problema, ya que no es posible conocer la identidad de los que subdeclaran. El procedimiento seguido en este trabajo para atenuar el problema es ajustar por subdeclaración diferencial por fuentes. El total de ingresos de cada fuente se compara con los valores provenientes de Cuentas Nacionales de 1993,⁷ obteniéndose un coeficiente de ajuste para los ingresos de cada fuente.⁸ A falta de información los coeficientes se suponen constantes en el tiempo. El ajuste practicado implica coeficientes de subdeclaración en general crecientes en el ingreso. Son las personas más ricas quienes subdeclaran en mayor proporción, debido a que generan una mayor fracción de sus entradas de la remuneración al capital, fuente que en promedio se subdeclara significativamente más que el resto.

3. Ajuste por variables demográficas

La práctica usual de imputar a cada individuo el ingreso per cápita del hogar al que pertenece tiene dos problemas básicos. El primero es que las necesidades varían por sexo, edad y nivel de actividad. Un hombre adulto activo requiere más recursos que un niño, por lo que contar a ambos en igualdad de condiciones no sería correcto. El segundo tipo de problemas surge de la presencia de economías de escala en el consumo familiar que pueden explotarse en hogares numerosos. Para considerar ambos fenómenos se utiliza el concepto de *ingreso por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar*, o *ingreso equivalente*.⁹ El bienestar de cada individuo se identifica con el ingreso familiar dividido por el número de adultos equivalentes de la familia elevado a un parámetro t , menor que uno, que capta las economías de escala. Siguiendo a Gasparini (1998), la escala de adulto equivalente es la utilizada por el INDEC y el parámetro t toma el valor arbitrario de 0.8, reflejando economías de escala moderadas.

4. Distribución y bienestar

En esta sección se presentan las estimaciones sobre ingreso medio, desigualdad y bienestar en la Argentina. Después de hacer una ilustración de las distribuciones con métodos no-paramétricos (subsección 4.1), se calculan indicadores resumen y se los interpreta (subsección 4.2). Todas las estimaciones se basan en información de las ondas de octubre de la EPH pertenecientes al Aglomerado Gran Buenos Aires (Capital Federal y Conurbano) para los años 1980, 1982, y 1985 a 1998.

4.1. Estimaciones no-paramétricas

Usualmente el estudio de la evolución de la distribución del ingreso se circunscribe al análisis de algunas medidas relevantes que capturan distintos aspectos de interés. Por ejemplo, la evolución de los ingresos medios capta la evolución de la posición de la distribución del ingreso, las medidas de desigualdad se refieren al grado de concentración de la masa de ingresos independientemente de su posición, y las medidas de bienestar intentan captar ambas características en forma conjunta. Si bien estas medidas

generalmente proporcionan suficiente información acerca de las cuestiones distributivas económicamente relevantes, es lógico plantear como punto de partida la estimación de la distribución del ingreso en si misma, de modo de contar con una descripción adecuada de sus principales características y su evolución temporal. Dado el carácter claramente exploratorio de estas estimaciones, se consideró prudente optar por métodos no-paramétricos, los cuales proveen información relevante acerca de la distribución, sin descansar en supuestos arbitrarios y posiblemente irreales.¹⁰

Utilizando el *método de núcleos* se estimaron densidades para los ingresos de 1980, 1982 y 1985 a 1998. Por razones de espacio se presentan sólo los gráficos de las densidades del logaritmo del ingreso equivalente para algunos años seleccionados. Los detalles del proceso de estimación se presentan en el Apéndice. La figura 4.1 muestra un fuerte corrimiento a la izquierda de la distribución entre 1986 y 1989. La distribución de 1991 vuelve a trasladarse hacia la derecha, sin alcanzar la posición de 1986.

Las tres densidades presentadas en la figura 4.2 son representativas de lo ocurrido en la década del noventa. Una parte importante de la masa central de ingresos se traslada hacia la derecha mientras que la cola inferior de la distribución tiende a acumular cada vez más ingresos. A diferencia con lo ocurrido en la década del 80, no se observan desplazamientos significativos de las distribuciones, por lo que la media aumenta durante la década esencialmente por una creciente acumulación de masa en la cola superior. Naturalmente, este fenómeno tiene importantes consecuencias sobre la evaluación del bienestar agregado, las que serán analizadas en la subsección siguiente.

4.2. Indicadores resumen

El cuadro 4.1 presenta los resultados de las estimaciones de las principales series relacionadas con el análisis de bienestar: el ingreso equivalente medio estimado a partir de Cuentas Nacionales, los indicadores de desigualdad de Gini y Atkinson del ingreso equivalente, y las funciones de bienestar de Benthman, Sen, Kakwani y Atkinson con dos valores alternativos de ε . Todas las series se presentan con base 1980=100.

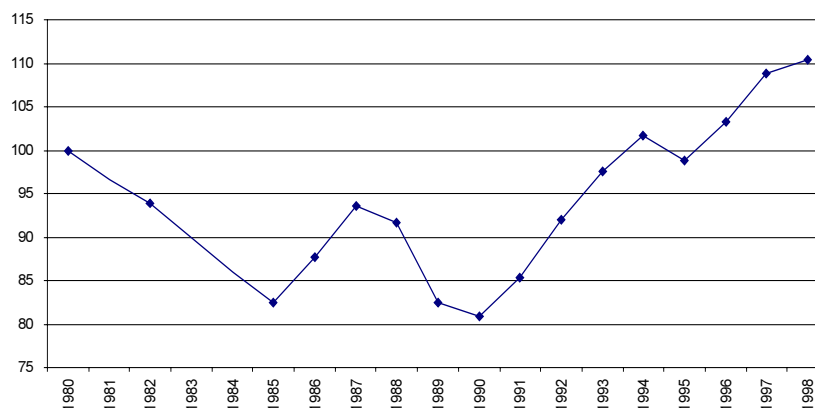
La evolución del ingreso equivalente promedio es ilustrada en la figura 4.3. El nivel de vida promedio cayó fuertemente durante la "década perdida". Luego de la crisis económica de principios de los ochenta, el ingreso se recuperó hasta 1987, pero volvió a caer a fines de la década, alcanzando los niveles mínimos de la serie en 1990. A principios de los noventa se inició una fase de sostenido crecimiento. El ingreso equivalente medio aumentó a tasas altas desde 1991 a 1994, cayó en 1995 y volvió a crecer en los tres años sucesivos, aunque a tasas menores. El nivel de vida promedio en 1998 fue, de acuerdo a las estimaciones de Cuentas Nacionales, el mayor de todo el período considerado.¹¹

Cuadro 4.1
Media, indicadores de desigualdad y bienestar
Argentina, 1980-1998. Índice base 1980=100

	Media	Desigualdad			Bienestar				
		Gini	A(1)	A(2)	Wb	Ws	Wk	Wa(1)	Wa(2)
1980	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1982	93.9	103.2	107.2	104.4	93.9	91.8	93.0	91.5	90.6
1985	82.4	102.4	103.6	102.8	82.4	81.0	81.9	81.4	80.6
1986	87.8	102.1	105.1	104.1	87.8	86.5	87.2	86.3	84.9
1987	93.6	107.9	113.5	110.3	93.6	88.5	91.5	89.3	86.0
1988	91.7	108.6	118.6	119.6	91.7	86.2	89.5	85.9	77.4
1989	82.5	113.8	124.7	123.7	82.5	74.5	79.3	75.5	66.9
1990	80.9	99.8	99.9	102.4	80.9	81.0	80.9	80.9	79.3
1991	85.4	97.4	93.1	92.2	85.4	86.9	86.0	87.4	90.6
1992	91.9	99.7	99.3	98.5	91.9	92.2	92.0	92.1	93.0
1993	97.5	99.7	99.3	104.2	97.5	97.7	97.6	97.7	94.3
1994	101.7	105.1	108.9	103.4	101.7	98.1	100.2	98.6	99.0
1995	98.9	112.5	124.1	120.5	98.9	90.3	95.4	90.8	82.8
1996	103.2	111.5	122.2	124.7	103.2	95.0	99.9	95.4	82.9
1997	108.8	112.5	126.6	122.5	108.8	99.3	104.9	98.9	89.3
1998	110.4	115.4	129.6	127.6	110.4	98.5	105.6	99.3	86.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Cuentas Nacionales y la Encuesta Permanente de Hogares, octubre GBA. *Media* corresponde al ingreso equivalente promedio estimado en base a la evolución del ingreso disponible per cápita nacional (construido a partir de información de Cuentas Nacionales, DGI, ANSES, ANA, BCRA e INDEC). Los indicadores de desigualdad de Gini y Atkinson con $\varepsilon=1,2$ se computan en base al ingreso equivalente ajustado por subdeclaración de la EPH del Aglomerado Gran Buenos Aires estimando las observaciones sin respuesta de ingresos. W_b =Bentham, W_s =Sen, W_k =Kakwani y $W_a(\varepsilon)$ = Atkinson con parámetros.

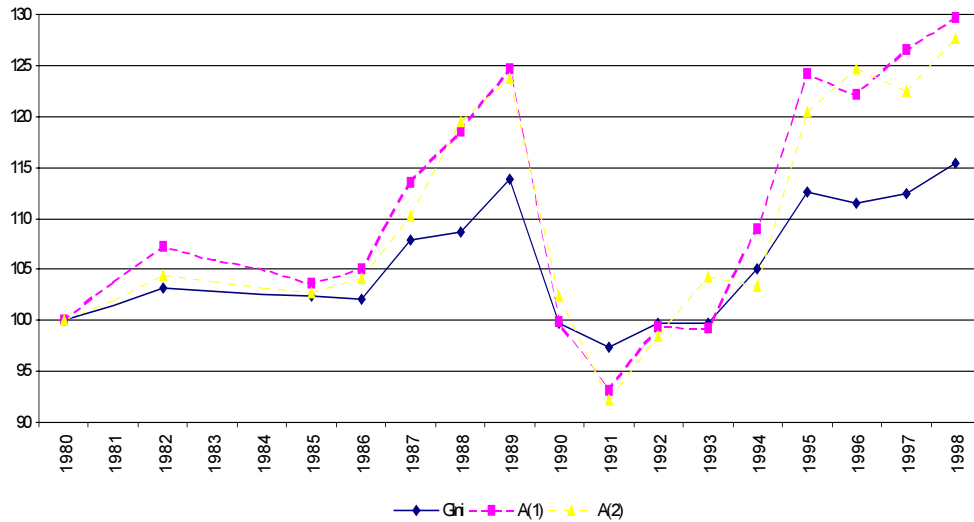
Figura 4.3
Ingreso equivalente medio
Argentina, 1980-1998



Fuente: Elaboración propia.

La evolución de la desigualdad presentada en el segundo panel del cuadro 4.1 es ilustrada en la figura 4.4. La distribución del ingreso equivalente se hizo más desigual entre 1980 y 1982, mejoró ligeramente hacia 1985 y se tornó sucesivamente más desigual en 1987, 1988 y 1989. Después del pico durante la hiperinflación, la dispersión en los ingresos se redujo sustancialmente, alcanzando el punto más igualitario del período en 1991. A partir de ese momento se inicia una nueva etapa creciente en la desigualdad. La mayoría de los índices coinciden en mostrar un aumento sostenido hasta el presente. De hecho, 1998 aparece como el año de mayor desigualdad en el período para cualquier indicador considerado.¹²

Figura 4.4
Desigualdad en la distribución del ingreso equivalente
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-1998

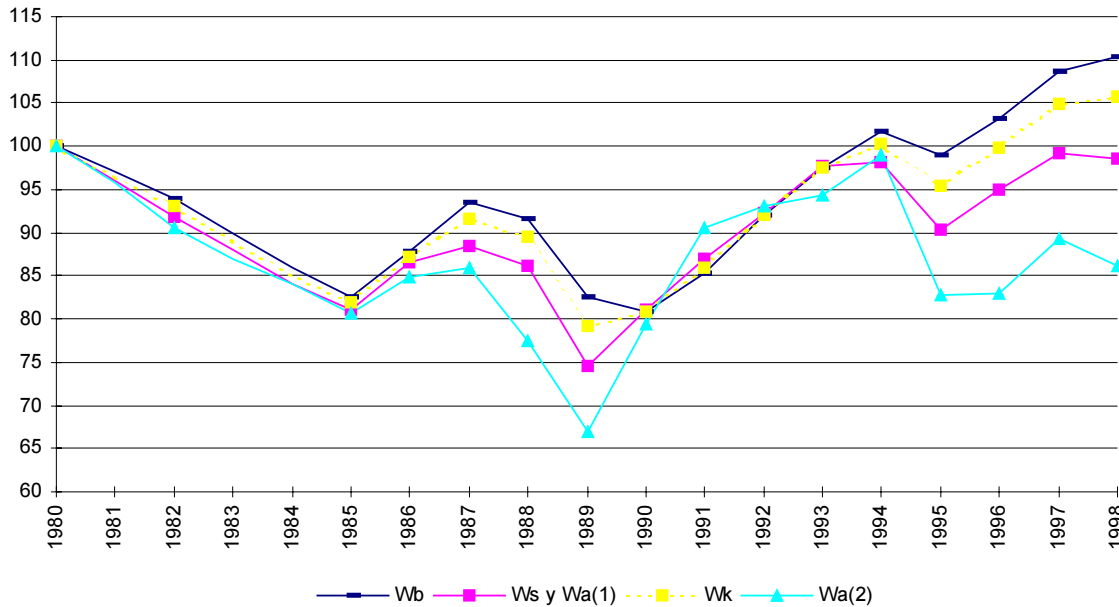


Fuente: Elaboración propia en base a la EPH, Aglomerado Gran Buenos Aires, octubre.

En Convenio (1999) se evalúa el impacto de las tres correcciones sobre los ingresos incorporadas en el análisis: no respuesta, subdeclaración y factores demográficos. El principal resultado es que si bien las tres correcciones modifican significativamente el nivel de desigualdad no alteran la mayoría de las conclusiones respecto de su evolución.

Los cambios en el nivel de bienestar social son el resultado de los cambios en la media y en el grado de desigualdad de la distribución. Resulta interesante investigar la evaluación conjunta de estos cambios que realizan varias funciones de bienestar alternativas. La figura 4.5 ilustra las cinco series de bienestar presentadas en el último panel del cuadro 4.1. Dado que la evolución de $W_a(1)$ no difiere significativamente de la de W_s se presenta sólo esta última.

Figura 4.5
Bienestar
Argentina, 1980-1998



Nota: W_b =Bentham, W_s =Sen, W_k =Kakwani y $W_{a(\epsilon)}$ =Atkinson

En general, la evaluación cualitativa de los cambios anuales de la economía es semejante entre las distintas funciones consideradas. El bienestar cayó drásticamente entre 1980 y 1982 debido a una fuerte contracción en el ingreso y al aumento en la desigualdad. La caída en el bienestar agregado se prolongó hasta 1985 pese a una leve mejora distributiva. Los dos años siguientes registraron un fenómeno opuesto: el bienestar creció gracias al aumento del ingreso medio, y a pesar del incremento en la desigualdad.¹³

En el período 1988/89 Argentina experimentó una fuerte caída en los niveles de vida promedio y un incremento sustancial en la desigualdad, lo que arrastró al bienestar a niveles bajos sin precedentes. En el año 1990 hay una nueva caída, esta vez más leve, en el producto, pero los niveles de desigualdad disminuyeron sustancialmente. Sólo la función benthamiana no registra un incremento en el nivel de bienestar agregado.

Entre 1991 y 1994 se experimentaron las tasas de crecimiento mayores de las últimas dos décadas. La magnitud de estos cambios más que compensó el aumento de la desigualdad en casi todos los años del subperíodo, de modo que todos los indicadores muestran sucesivos aumentos en el bienestar agregado, hasta situarse en niveles semejantes a los de 1980. Es interesante notar que entre los juicios de valor implícitos en las distintas funciones consideradas en el trabajo existe coincidencia en que, después de un largo ciclo, el bienestar agregado en Argentina retomó en 1994 el nivel de 1980.

En 1995 la economía argentina experimentó una fuerte caída en el producto y en la equidad distributiva, lo cual se tradujo en una sustancial disminución del bienestar agregado. La evaluación de la magnitud de esta caída difiere marcadamente entre las funciones de bienestar alternativas.

A partir de 1996 la Argentina retomó la senda de crecimiento interrumpida en 1995. En comparación con el período expansivo previo, las tasas de crecimiento fueron en general más bajas. Los indicadores de desigualdad continuaron registrando incrementos. Pese a este fenómeno existe coincidencia entre las funciones consideradas en señalar un aumento del bienestar entre 1995 y 1998.¹⁴ En contraste con la coincidencia en la evaluación cualitativa, la evaluación de la magnitud de la mejora difiere sustancialmente entre funciones.

La divergencia entre funciones en la magnitud del cambio en el bienestar entre 1994 y 1998 no tiene precedente en el período bajo análisis. Mientras que para las funciones de Bentham y Kakwani el bienestar agregado en 1998 fue claramente superior al de 1994, ambos años son similares para las funciones de Sen y Atkinson con $\varepsilon=1$. En contraste, la función de Atkinson con $\varepsilon=2$ muestra una evaluación diametralmente opuesta: el bienestar de 1998 fue inferior al de 1994. De hecho, la situación en 1998 es evaluada como inferior a 1991 y aproximadamente similar a 1987, dos años claramente “inferiores” para las demás funciones consideradas.

A riesgo de incurrir en sobreesimplificaciones es posible diferenciar dos tipos de etapas en la evolución del bienestar en Argentina en los últimos 20 años: (1) períodos de crisis económicas con fuerte caída del producto y fuerte aumento de la desigualdad y (2) períodos de recuperación económica con incrementos algo más moderados en la desigualdad. En el primer grupo se ubican las crisis de 1980/82, la de 1988/89 y la de 1995. Los períodos expansivos de 1986/87, 1991/94 y 1996/98 corresponden al segundo grupo. Los años 1985, 1990 y 1991 con caídas en la desigualdad no encajan en ningún grupo. Los períodos de tipo (1) han implicado caídas drásticas en el bienestar, mientras que los de tipo (2) han generado aumentos.

Del análisis de esta sección se desprende que el signo del cambio anual en el bienestar coincide en general con el signo del cambio anual en el ingreso medio. En cambio, las magnitudes de esas variaciones suelen diferir significativamente, en especial para funciones que otorgan mayor ponderación a la desigualdad. Este fenómeno implica que si bien en general todas las funciones coinciden en la dirección de un cambio anual en el bienestar, existen marcadas diferencias al comparar las puntas de períodos más largos. Esta conclusión sugiere que las profundas diferencias de opinión sobre la performance de la economía argentina, en especial en los últimos años, pueden deberse en gran medida a juicios de valor diferentes aplicados sobre una misma realidad. Aún después de acordar sobre todas las cuestiones empíricas detrás de la medición del bienestar agregado, es probable que individuos con juicios de valor diferentes lleguen a evaluaciones de la performance de la economía argentina sustancialmente distintas, no sólo en términos cuantitativos, sino también cualitativos. Nótese que esta divergencia de resultados en la evaluación de la economía no es un fenómeno obvio. Por el contrario, sólo se manifiesta en algunos subperíodos de la historia económica argentina reciente.

Este punto sugiere adicionalmente que la experiencia de los últimos años puede ser utilizada para inducir las preferencias sociales de un determinado evaluador. Por ejemplo, una evaluación positiva de la performance económica en el período 1994-1998 es consistente con algunos juicios de valor, e inconsistente con otros. De acuerdo a la figura 4.5 estos últimos cuatro años resultan un laboratorio sin precedentes para “diferenciar” las preferencias sociales de distintos analistas.

5. La significatividad estadística de los resultados

En la sección anterior se computaron indicadores de desigualdad y bienestar para distintos períodos con el objeto de inferir si los mismos aumentaron o disminuyeron en el tiempo. Si las encuestas de ingresos se basaran siempre en los mismos hogares, las variaciones temporales en los indicadores de desigualdad y bienestar verdaderamente reflejarían cambios en la distribución del ingreso. Por el contrario, si los hogares encuestados cambiasen período a período, las diferencias en estos indicadores podrían atribuirse a cambios en la distribución del ingreso, o simplemente al hecho de que la muestra cambió, o a ambos factores. Por ejemplo, el coeficiente de Gini computado en el año t puede ser superior al del año $t-1$ simplemente por fenómenos muestrales (independientemente de que haya cambiado la distribución del ingreso o no), por lo que la conclusión de que la distribución se ha vuelto más desigual no es necesariamente correcta.

En este trabajo el problema de la variabilidad muestral es estudiado particularmente para las medidas de desigualdad provenientes de la EPH. Si bien el cálculo del ingreso por habitante por parte de Cuentas Nacionales seguramente está sujeto a un problema semejante, no contamos para este trabajo con los datos necesarios para evaluar su relevancia.

La Encuesta Permanente de Hogares tiene una estructura de *panel rotativo*, de modo que en cada período el 25% de los hogares encuestados es reemplazado por un nuevo grupo de hogares. Por este motivo, es relevante asociar a cada indicador de desigualdad y bienestar una medida de dispersión que refleje esa variabilidad muestral. En esta sección se utilizan técnicas de remuestreo como el *bootstrap*, las cuales pueden proveer en forma sencilla y eficiente estimaciones por intervalos y medidas de dispersión para los indicadores de desigualdad y bienestar.¹⁵ Adicionalmente, la misma herramienta es utilizada para implementar un test para evaluar la hipótesis nula de que no hubo cambios entre dos períodos. Por simplicidad el análisis se concentra en el coeficiente de Gini y en el indicador de Sen. Para el caso del coeficiente de Gini, el procedimiento seguido consta en los siguientes pasos:¹⁶

1. Utilizando la muestra original para un período determinado, computar el coeficiente de Gini.
2. Utilizar la muestra original como si fuera la población, tomar una muestra (con reemplazo) y calcular el coeficiente de Gini para esta submuestra.
3. Repetir el paso anterior un número suficiente B de iteraciones, tras lo cual se dispondrá de B estimaciones del coeficiente de Gini.¹⁷
4. Utilizando las estimaciones del paso anterior, calcular el desvío estándar de los coeficientes de Gini estimados, lo cual representa la variabilidad muestral del coeficiente de Gini estimado con la muestra original.
5. Para calcular un intervalo de confianza (G_I, G_S) al 95% de significatividad, ordenar los coeficientes de Gini estimados en (3) de menor a mayor, y tomar como límite inferior G_I el valor que deja al 2.5% de los coeficientes estimados por debajo, y como límite superior G_S el valor que deja al 2.5% de los coeficientes estimados por arriba.
6. Repetir el procedimiento para todos los períodos deseados.

El procedimiento para evaluar la hipótesis nula de que los coeficientes de Gini de dos distribuciones son iguales es similar al anterior. En este caso, la población de interés consiste en los ingresos para un par de años determinados. El bootstrap procede tomando una muestra con reemplazo de cada uno de los años involucrados en la comparación, calculando el coeficiente de Gini para cada año y computando la diferencia. De acuerdo a la dualidad entre estimación por intervalos y test de hipótesis, el test rechaza la hipótesis de igualdad entre los coeficientes si el intervalo de confianza estimado para la diferencia de los Ginis no contiene al número cero.

En el resto de la sección se presentan los resultados de aplicar este procedimiento al coeficiente de Gini y al indicador de bienestar de Sen.¹⁸

Desigualdad

En el cuadro 5.1 se muestra el coeficiente de Gini estimado para cada año junto con su error estándar y el intervalo de confianza al 95% de significatividad. El error estándar refleja la variabilidad promedio de cada coeficiente. Dado el elevado tamaño de la muestra, es de esperar que los coeficientes de Gini sean estimados con mucha precisión, lo cual se refleja en los bajos valores del error estándar. La cuarta columna, que contiene los coeficientes de variación del Gini, muestra que el desvío estándar es casi siempre inferior al 2% del coeficiente.

Cuadro 5.1
Variabilidad muestral del coeficiente de Gini
Valores observados, errores estándar, coeficientes de variación e intervalos de confianza

Año	Observado	Error Estándar	Coeficiente de Variación	Int. De Confianza 95%	
1980	0.4104	0.0085	2.1%	0.3931	0.4269
1982	0.4233	0.0161	3.8%	0.3928	0.4576
1985	0.4195	0.0092	2.2%	0.4021	0.4383
1986	0.4190	0.0066	1.6%	0.4072	0.4326
1987	0.4426	0.0082	1.8%	0.4273	0.4584
1988	0.4457	0.0069	1.5%	0.4335	0.4606
1989	0.4671	0.0069	1.5%	0.4532	0.4804
1990	0.4095	0.0086	2.1%	0.3938	0.4282
1991	0.3999	0.0083	2.1%	0.3852	0.4154
1992	0.4090	0.0076	1.8%	0.3942	0.4243
1993	0.4092	0.0061	1.5%	0.3976	0.4204
1994	0.4313	0.0074	1.7%	0.4152	0.4455
1995	0.4617	0.0080	1.7%	0.4483	0.4768
1996	0.4573	0.0079	1.7%	0.4428	0.4738
1997	0.4617	0.0083	1.8%	0.4444	0.4764
1998	0.4737	0.0079	1.7%	0.4594	0.4890

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

En la figura 5.1 la línea sólida corresponde al coeficiente de Gini estimado y las líneas punteadas a los intervalos de confianza. Los intervalos de confianza permiten apreciar con más detalle el problema de la variabilidad muestral de los coeficientes de Gini. A modo de ejemplo considérense los valores correspondientes a los años 1993 y 1995. Los coeficientes de Gini para estos períodos son, respectivamente, 0.409 y 0.462, lo cual sugiere que la distribución del ingreso se ha vuelto más desigual entre esos años. Teniendo en cuenta que dichos coeficientes pertenecen a muestras de diferentes hogares, cabe preguntarse si el cambio observado corresponde a un empeoramiento en la distribución del ingreso o al hecho de que los hogares en la muestra han cambiado. El intervalo de confianza para el primer valor es (0.397, 0.420) y para el segundo es (0.448, 0.477). El hecho de que los intervalos de confianza no se superpongan sugiere que, aún considerando la posibilidad de variabilidad muestral, el coeficiente de 1995 es significativamente mayor que el de 1993, por lo que, efectivamente, el aumento en el coeficiente refleja un aumento de la desigualdad.

Figura 5.1
Variabilidad del coeficiente de Gini
Valor observado e intervalos de confianza (95%)



El cuadro 5.2 muestra los resultados de los tests de igualdad de coeficientes de Gini para varios pares de años.¹⁹ La tercer columna muestra la diferencia entre los coeficientes de Gini de cada par de años. Las columnas 4 a 7 muestran los percentiles de la distribución de estas diferencias, de modo que, por ejemplo, los números de las columnas 5 y 6 corresponden a un intervalo de confianza al 90%. De acuerdo al procedimiento descrito anteriormente, se rechaza la hipótesis nula de igualdad del coeficientes de Gini si el intervalo de confianza para la diferencia no incluye el cero. En cada fila se indica con “*” si se rechaza la hipótesis nula para un nivel de significatividad de 0.95.

Cuadro 5.2
Tests de igualdad de coeficientes de Gini

Años		Diferencia	Percentiles				Error Estandar	Rechaza igualdad
			0.025	0.05	0.95	0.975		
1982	1985	0.0038	-0.0330	-0.0266	0.0371	0.0429	0.0199	
1982	1987	-0.0193	-0.0509	-0.0464	0.0156	0.0262	0.0206	
1982	1989	-0.0437	-0.0755	-0.0732	-0.0114	-0.0023	0.0196	*
1982	1991	0.0235	-0.0089	-0.0047	0.0554	0.0597	0.0182	
1982	1993	0.0141	-0.0203	-0.0142	0.0472	0.0522	0.0192	
1982	1995	-0.0384	-0.0754	-0.0687	-0.0092	-0.0046	0.0184	*
1982	1997	-0.0384	-0.0738	-0.0656	-0.0053	-0.0020	0.0201	*
1982	1998	-0.0504	-0.0803	-0.0776	-0.0213	-0.0175	0.0165	*
1985	1987	-0.0231	-0.0427	-0.0412	-0.0047	-0.0005	0.0116	*
1985	1989	-0.0475	-0.0690	-0.0659	-0.0281	-0.0259	0.0117	*
1985	1991	0.0197	-0.0032	-0.0004	0.0368	0.0410	0.0121	
1985	1993	0.0103	-0.0084	-0.0050	0.0283	0.0304	0.0101	
1985	1995	-0.0422	-0.0652	-0.0630	-0.0249	-0.0202	0.0116	*
1985	1997	-0.0422	-0.0635	-0.0619	-0.0247	-0.0211	0.0116	*
1985	1998	-0.0542	-0.0778	-0.0740	-0.0355	-0.0325	0.0121	*
1987	1989	-0.0245	-0.0460	-0.0418	-0.0089	-0.0065	0.0103	*
1987	1991	0.0427	0.0267	0.0287	0.0615	0.0648	0.0105	*
1987	1993	0.0334	0.0157	0.0184	0.0485	0.0515	0.0093	*
1987	1995	-0.0191	-0.0372	-0.0341	-0.0022	0.0012	0.0103	*
1987	1997	-0.0191	-0.0390	-0.0363	0.0003	0.0017	0.0110	*
1987	1998	-0.0311	-0.0545	-0.0491	-0.0135	-0.0112	0.0113	*
1989	1991	0.0672	0.0463	0.0493	0.0850	0.0880	0.0112	*
1989	1993	0.0579	0.0391	0.0416	0.0730	0.0780	0.0103	*
1989	1995	0.0053	-0.0161	-0.0126	0.0229	0.0294	0.0114	
1989	1997	0.0054	-0.0145	-0.0122	0.0249	0.0275	0.0110	
1989	1998	-0.0066	-0.0260	-0.0230	0.0095	0.0110	0.0103	
1991	1993	-0.0093	-0.0288	-0.0262	0.0057	0.0116	0.0104	
1991	1995	-0.0619	-0.0840	-0.0802	-0.0421	-0.0381	0.0118	*
1991	1997	-0.0618	-0.0819	-0.0792	-0.0437	-0.0415	0.0110	*
1991	1998	-0.0738	-0.0925	-0.0908	-0.0543	-0.0507	0.0111	*
1993	1995	-0.0525	-0.0764	-0.0702	-0.0360	-0.0316	0.0109	*
1993	1997	-0.0525	-0.0709	-0.0683	-0.0361	-0.0335	0.0100	*
1993	1998	-0.0645	-0.0825	-0.0804	-0.0502	-0.0470	0.0095	*
1995	1997	0.0001	-0.0197	-0.0178	0.0211	0.0246	0.0118	
1995	1998	-0.0120	-0.0308	-0.0280	0.0058	0.0082	0.0102	
1997	1998	-0.0120	-0.0309	-0.0284	0.0064	0.0079	0.0105	

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

El cuadro indica, por ejemplo, que comparados con 1997, los años 1982, 1985, 1991 y 1993 tuvieron niveles de desigualdad (medidos por el Gini) menores, aún considerando el problema de la variabilidad muestral. Los únicos dos años seleccionados con un coeficiente de Gini mayor son 1989 y 1995. Sin embargo, en ninguno de estos dos casos la diferencia en los Ginis resulta ser significativamente distinta de cero en términos estadísticos.

El cuadro 5.3 presenta los resultados resumidos para la década del noventa. Como puede observarse, los casos en que no se rechaza la igualdad corresponden, en general, a comparaciones de años sucesivos. Salvo en dos casos (1994 y 1995, con respecto a sus años anteriores), en el resto de las comparaciones entre años consecutivos no es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambios en el coeficiente de Gini. Esto implica un punto importante: las variaciones en la desigualdad ocurren con cierta lentitud. En general resulta apresurado enunciar proposiciones sobre la evolución de la desigualdad en base a la observación del Gini de dos años sucesivos. Este resultado también tiene implicancias sobre la frecuencia recomendable de los análisis distributivos basados en encuestas de hogares. De acuerdo a la evidencia de los últimos años, una frecuencia menor a los dos

años posiblemente capte más variabilidad muestral (ruido) que cambios reales (señal).

Cuadro 5.3
Diferencia observada en los Ginis
Tests de igualdad para la década del noventa

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1992	(-.0092)						
1993	(-.0093)	(-.0002)					
1994	-0.0314	-0.0223	-0.0221				
1995	-0.0619	-0.0527	-0.0525	-0.0304			
1996	-0.0575	-0.0483	-0.0481	-0.0261	(.0044)		
1997	-0.0618	-0.0526	-0.0525	-0.0304	(.0001)	(-.0043)	
1998	-0.0738	-0.0647	-0.0645	-0.0424	(-.012)	-0.0164	(-.012)

Nota: Los números entre paréntesis corresponden a los casos en que no se rechaza la igualdad entre coeficientes.

Bienestar

La medición del bienestar tiene dos fuentes de variabilidad muestral. No sólo la medida de desigualdad sino también la media provienen de muestras aleatorias. En el apartado anterior se discutieron estrategias para tener en cuenta la variabilidad de las medidas de desigualdad. Lamentablemente no es posible aplicar este procedimiento a la estimación del ingreso por habitante de Cuentas Nacionales por falta de información desagregada, de modo que el análisis se concentra exclusivamente en la variabilidad muestral en el bienestar proveniente de la variabilidad de la medida de desigualdad. Por simplicidad en la exposición se presentan sólo los resultados para el índice de Sen. El cuadro 5.4. presenta los valores observados de este indicador con base 1980=100 y las estimaciones, utilizando el procedimiento de bootstrap, del error estándar, el coeficiente de variación y el intervalo de confianza al 95%.²⁰

Cuadro 5.4
Variabilidad muestral del indicador de bienestar de Sen

Año	Observado	Error Estándar	Coefficiente de Variación	Int. De Confianza 95%	
80	100.00	1.45	1.45%	97.19	102.92
82	91.83	2.56	2.79%	86.38	96.69
85	81.12	1.28	1.58%	78.49	83.55
86	86.52	0.98	1.14%	84.49	88.28
87	88.48	1.30	1.47%	85.97	90.91
88	86.20	1.07	1.24%	83.89	88.10
89	74.57	0.97	1.29%	72.70	76.51
90	81.01	1.17	1.45%	78.45	83.17
91	86.92	1.20	1.38%	84.67	89.04
92	92.11	1.18	1.28%	89.73	94.42
93	97.69	1.01	1.04%	95.85	99.61
94	98.09	1.27	1.30%	95.65	100.86
95	90.28	1.34	1.48%	87.75	92.54
96	94.98	1.37	1.45%	92.09	97.52
97	99.33	1.53	1.54%	96.62	102.51
98	98.54	1.48	1.51%	95.68	101.21

Los test de igualdad presentados en el cuadro 5.5 indican un mayor grado de rechazo de la hipótesis de igualdad entre dos años que en el caso del Gini. Así, por ejemplo, si bien la diferencia entre los coeficientes de Gini de 1991 y 1993 no es estadísticamente significativa, el aumento en el ingreso medio entre esos dos años fue lo suficientemente grande como para generar una diferencia en el indicador de Sen estadísticamente significativa (bajo el supuesto de ausencia de variabilidad en la media). Existen años en los que se da un fenómeno opuesto. El coeficiente de Gini de 1993 resulta significativamente inferior al de 1997, pero los indicadores de Sen no son distintos en un sentido estadístico.

El cuadro 5.6 resume los resultados para la década del noventa. A diferencia del Gini, los cambios entre dos años sucesivos en el indicador de Sen han sido en general significativos, si se asume ausencia de variabilidad muestral en la media. Sólo las comparaciones entre 1993 y 1994 y entre 1997 y 1998 no tiene resultados claros.

Cuadro 5.5
Tests de igualdad de indicadores de bienestar de Sen

Años		Diferencia	Percentiles				Error Estándar	Rechaza igualdad
			0.025	0.05	0.95	0.975		
82	85	6.3184	1.6704	3.0583	8.9218	9.4822	1.8418	*
82	87	1.9754	-1.8076	-1.3982	4.7330	5.2247	1.7696	
82	89	10.1825	6.0853	6.9759	12.8856	13.0665	1.7780	*
82	91	2.8979	-0.5296	0.1500	5.2670	5.3978	1.7047	*
82	93	-3.4525	-7.2336	-6.5595	-0.8492	-0.5695	1.7159	*
82	95	0.9146	-2.9809	-2.3009	3.6206	3.9369	1.7633	
82	97	-4.4199	-7.9906	-7.5040	-1.7724	-1.5435	1.7979	*
82	98	-3.9536	-7.9622	-6.8545	-1.7385	-1.1156	1.7749	*
85	87	-4.3429	-6.1499	-5.9466	-2.5646	-2.3083	1.0394	*
85	89	3.8641	2.1785	2.5068	5.4217	5.6699	0.9011	*
85	91	-3.4205	-5.1147	-4.8508	-1.7348	-1.5267	0.9615	*
85	93	-9.7709	-11.8916	-11.3067	-8.2042	-7.8466	1.0019	*
85	95	-5.4038	-7.4774	-7.1874	-3.5963	-2.9257	1.1459	*
85	97	-10.7382	-12.6422	-12.2825	-9.0054	-8.7186	1.0663	*
85	98	-10.2719	-12.3559	-12.0595	-8.3401	-8.1668	1.0580	*
87	89	8.2071	5.9766	6.5118	9.8402	9.9377	0.9776	*
87	91	0.9225	-0.9883	-0.7932	2.3282	2.7257	0.9893	
87	93	-5.4280	-7.4207	-7.0608	-3.9502	-3.7651	0.9682	*
87	95	-1.0608	-3.0572	-2.8325	0.4765	0.9055	1.0254	
87	97	-6.3953	-8.5883	-8.2517	-4.4956	-4.2243	1.1445	*
87	98	-5.9290	-8.3041	-7.7790	-4.1780	-3.8385	1.0982	*
89	91	-7.2846	-9.4172	-8.9370	-5.7884	-5.7018	0.9642	*
89	93	-13.6350	-15.1846	-14.8561	-12.1209	-12.0504	0.8453	*
89	95	-9.2679	-11.4880	-10.8886	-7.8184	-7.6616	0.9905	*
89	97	-14.6023	-16.9641	-16.6023	-12.9340	-12.3297	1.0989	*
89	98	-14.1361	-16.0602	-15.6545	-12.5357	-12.1697	1.0015	*
91	93	-6.3504	-8.3321	-7.9870	-4.6853	-4.4963	1.0233	*
91	95	-1.9833	-3.6703	-3.4127	-0.1911	0.1132	1.0058	*
91	97	-7.3177	-9.3269	-8.9986	-5.3486	-4.9376	1.1252	*
91	98	-6.8515	-8.8156	-8.4327	-5.1907	-4.8973	1.0286	*
93	95	4.3671	2.5082	2.7631	6.2253	6.6455	1.0491	*
93	97	-0.9673	-2.9322	-2.6666	0.9888	1.4555	1.1183	
93	98	-0.5010	-2.5793	-2.2867	0.9831	1.1315	1.0409	
95	97	-5.3345	-7.6185	-7.1886	-3.7470	-3.4646	1.1278	*
95	98	-4.8682	-7.0035	-6.7318	-3.0513	-2.6735	1.0931	*
97	98	0.4663	-1.7931	-1.5845	2.0631	2.3179	1.1504	

Nota: A diferencia del cuadro 5.4, las diferencias corresponden a los niveles del índice de Sen, lo cual no altera de ningún modo el procedimiento de test de hipótesis. Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Cuadro 5.6
Diferencia observada en los indicadores de bienestar de Sen
Tests de igualdad para la década del noventa

	91	92	93	94	95	96	97
92	-3.059						
93	-6.350	-3.292					
94	-6.587	-3.528	(-.2363)				
95	-1.983	(1.0753)	4.367	4.603			
96	-4.751	(-1.6921)	(1.5997)	(1.8361)	-2.767		
97	-7.318	-4.259	(-.9673)	(-.731)	-5.334	-2.567	
98	-6.851	-3.793	(-.501)	(-.2647)	-4.868	-2.101	(.4663)

Nota: Los números entre paréntesis corresponden a los casos en que, de acuerdo al test, la diferencia en los indicadores no es significativamente distinta de cero.

6. Comentarios finales

La medición de la performance de una economía es una tarea cuya relevancia resulta obvia. Este artículo hace una serie de aportes a esa tarea para el caso argentino. En principio se complementa la serie de ingreso por habitante con estimaciones del nivel de desigualdad en la distribución con el objeto de obtener medidas del bienestar agregado alternativas. Los cálculos de desigualdad incluyen una serie de correcciones a los datos de la EPH, cuya consideración conjunta no es usual en la literatura. Finalmente, el artículo subraya la necesidad de evaluar la significatividad estadística de la diferencia entre dos indicadores para enunciar proposiciones sobre el cambio en la desigualdad o el bienestar.

Se concluye que en general el signo del cambio anual en el ingreso medio coincide con el signo del cambio anual en el bienestar agregado. En cambio, las magnitudes de esas variaciones suelen diferir significativamente, en especial para funciones que otorgan mayor ponderación a la desigualdad. Este fenómeno ha generado marcadas diferencias en la evaluación de la economía argentina en períodos recientes.

Referencias

Amiel, Y. y Cowell, F. (1996). Inequality, welfare and monotonicity. *Working Paper, Ruppin Institute*.

Atkinson, A. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2.

Botargues, P. y Petrecollo, D. (1999). Estimaciones paramétricas y no paramétricas de la distribución del ingreso de los ocupados del Gran Buenos Aires, 1992-1997. *Económica*, en prensa.

Buchinsky, M., y Andrews, D. (1997). On the number of bootstrap repetitions for bootstrap standard errors, confidence intervals, and tests. Mimeo, Yale University.

Buhmann, B., Rainwater, G. Schmaus, G. y Smeeding, T. (1988). Equivalence scales, well being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study database. *Review of Income and Wealth* 34, 115-142.

Convenio (1999). La distribución del ingreso en los aglomerados urbanos de la Provincia de Buenos Aires. Mimeo, Convenio Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires - Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata.

Davison, A. y Hinkley, D. (1997). *Bootstrap methods and their application*. Cambridge University Press

Davidson, J., y MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.

Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys*. The Johns Hopkins University Press for the World Bank, Baltimore.

DiNardo, J., Fortin, N. y Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. *Econometrica*, 64, 5, 1001-1044.

Diéguez, H., y Petrecollo, A. (1976). Crecimiento, distribución y bienestar: una nota sobre el caso argentino. *Desarrollo Económico* 61 (26), abril-junio.

Gasparini, L. y Weinschelbaum, F. (1991). Medidas de desigualdad en la distribución del ingreso: algunos ejercicios de aplicación. *Económica* XXXVII, 1 y 2, La Plata.

Gasparini, L. (1998), Incidencia distributiva del sistema impositivo en Argentina. En *La reforma tributaria en la Argentina*. FIEL, Buenos Aires.

Gasparini, L. (1999). Desigualdad en la distribución del ingreso y bienestar. Estimaciones para la Argentina. Mimeo, FIEL.

Efron, B. (1978). Bootstrap methods: another look at the Jackknife. *Annals of Statistics*, 7, 1-26.

Efron, B. y Tibshirani, R. (1993). *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall.

Hall, P. (1994). *The bootstrap and Edgeworth expansion*. Springer-Verlag, New York.

Horowitz, J. (1997). Bootstrap methods in Econometrics: theory and numerical performance. En Kreps, D., y Wallis, K., *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge.

Jeong, J. y Maddala, G. (1993). A perspective on application of bootstrap methods in Econometrics. En Maddala, G., Rao, C., y Vinod, H. (eds.) *Handbook of Statistics*, Vol. 11, North-Holland, Amsterdam

Kakwani, N. (1986). *Analyzing redistribution policies*. Cambridge University Press.

Lambert, P. (1993). *The distribution and redistribution of income*. Manchester University Press.

Maloney, W. (1998). Are labor markets in developing countries dualistic? *The World Bank Policy Research Working Paper* 1941.

Mas Colell, A., Whinston, M. y Green, J. (1995). *Microeconomic theory*. Oxford University Press.

Mills, J., y Zandvakili, S. (1997). Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality. *Journal of Applied Econometrics* 12, 133-150.

Schluter, C. (1996). Income distribution and inequality in Germany: Evidence from panel data. *Discussion Paper No. DARP 16, London School of Economics*.

Sen, A. (1976). Real national income. *Review of Economic Studies*, 43, 19-39.

Shorrocks, A. (1983). Ranking income distributions. *Economica* 50, 1-17.

Silverman, B. (1986). *Density estimation for statistical and data analysis*. Chapman and Hall, London.

ANEXO

Imputación de ingresos por no respuesta ²¹

La imputación de ingresos por no respuesta se realiza para dos grupos de individuos por separado: los que derivan ingresos del trabajo y los jubilados. Para el primer grupo se corre una regresión del logaritmo del ingreso horario proveniente del trabajo en función de varias variables explicativas que intentan captar las características demográficas (edad, edad al cuadrado, sexo y estado civil), el status ocupacional (antigüedad, grado de formalidad, rama de actividad y grado de calificación) y el máximo nivel educativo alcanzado por el trabajador. El modelo estimado es utilizado para predecir el ingreso por hora de los trabajadores que no declaran ingresos, el cual se multiplica por las horas trabajadas declaradas mensualizadas para obtener el ingreso laboral mensual. El modelo se estima por mínimos cuadrados ponderados por la importancia del hogar en la población (usando los ponderadores que provee la EPH).²² La regresión es estimada para los individuos entre 14 y 74 años con horas trabajadas positivas inferiores a 85 que declaran ingresos provenientes del trabajo asalariado o por cuenta propia. Para 1998 el salario horario imputado promedio resultó un 18% superior al salario horario promedio de los trabajadores que respondieron las preguntas de ingresos.

Para el caso de los jubilados la ausencia en la encuesta de variables potencialmente relevantes reduce el poder explicativo de la regresión. Las variables incluidas (edad, edad al cuadrado, sexo, estado civil, y máximo nivel educativo) resultan todas significativas, al menos al 10%, con los signos y ordenamiento de magnitudes esperados. Para 1998, a diferencia del caso de los trabajadores activos, el valor promedio de las predicciones que surgen del modelo es algo inferior al promedio real.

Estimaciones no paramétricas

Sea Y una variable aleatoria continua y positiva que representa la distribución del ingreso, la cual tiene función de distribución $F_Y(y) = \Pr(Y \leq y)$, y denotemos con $f(y)$ a la función de densidad. A los efectos de la estimación disponemos de una muestra de n observaciones cuyas realizaciones son denotadas con $Y_i, i=1, \dots, n$. El estimador de núcleos de $f(y)$ es:

$$\hat{f}(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} K \left[\frac{y - Y_i}{h} \right]$$

donde $K(z)$ es cualquier función continua, simétrica en cero y con integral unitaria. h es conocido como el parámetro de suavizado. Intuitivamente, el estimador puede ser visto como la proporción de puntos que caen dentro una "ventana" de ancho h alrededor del punto y , donde la contribución de cada uno de ellos al total está regulada por la función de ponderación $K(z)$. Por ejemplo, si $K(z) = 1$ si $z \in (0,1)$ y 0 en caso contrario, entonces el estimador cuenta la proporción de observaciones que cae en un intervalo simétrico de ancho $2h$ alrededor de y , lo que usualmente corresponde a un histograma.

La elección del parámetro de suavizado implica un trade-off entre sesgo y varianza: un mayor h implica considerar más información lejana al punto de interés y , lo que reduce la varianza del estimador al aumentar el número de puntos, pero al costo de introducir un sesgo mayor por considerar información menos relevante. Un h pequeño tiende a producir estimaciones insesgadas pero muy erráticas, mientras que un h demasiado grande produce estimaciones suaves pero sesgadas. El problema de la elección del ancho de banda es crucial, y aún cuando ha sido intensamente estudiado en la literatura, no existe una solución automática y comúnmente aceptada. Dado el carácter exploratorio de este trabajo, varios autores (Silverman (1986), Deaton (1997)) sugieren elegir h por inspección visual, comenzando con un h pequeño, y aumentándolo hasta que se haya logrado un suavizado

razonable. Frente a este dilema, la elección del kernel es un problema de menor importancia (Silverman, 1986). Por razones de simplicidad analítica se trabajó con un kernel gaussiano, esto es, $K(z)$ corresponde a la función de densidad normal estándar. El ancho de banda utilizado es 0.4.²³

Método de bootstrap

Si bien la formulación teórica que justifica el uso del bootstrap es compleja, la intuición detrás de este procedimiento es llamativamente sencilla.²⁴ Supongamos que θ es una característica de interés de la distribución tal como la media o el coeficiente de Gini. Denotamos con $F_n(y)$ a la distribución empírica de Y , o sea, a una distribución que asigna a cada realización de la muestra una probabilidad igual a $1/n$, de modo que:

$$F_n(y) = \Pr[Y \leq y] =$$

en donde $I(z)$ es una función indicadora que toma valor igual a 1 si $z > 0$, e igual a 0 en caso contrario. De acuerdo al Teorema Fundamental de la Estadística (TFE) (Davidson y MacKinnon, 1993), bajo condiciones generales F_n converge uniformemente en probabilidad a F . Denotaremos con Y a un vector con la muestra de ingresos (Y_1, \dots, Y_n) . Denotaremos con $\hat{\theta}_n(Y)$ a un estimador de θ para una muestra de tamaño n . En general, $\hat{\theta}_n(Y)$ será una variable aleatoria, cuya distribución denotaremos con $G_n(q; F) = \Pr[\hat{\theta}_n(Y) \leq q]$. La notación utilizada remarca el hecho de que dicha distribución es una transformación de la distribución de la muestra (F). Para el problema de nuestro interés, $\hat{\theta}_n(Y)$ es un estimador de alguna medida de desigualdad o bienestar. El objeto de interés consiste en obtener una medida de dispersión para $\hat{\theta}_n(Y)$ y un intervalo de confianza para la estimación puntual de θ . Si estamos interesados en obtener el error estándar S de $\hat{\theta}_n(Y)$, dicha medida será: $S = E[\hat{\theta}_n(Y)^2 - E \hat{\theta}_n(Y)^2]$. La evaluación analítica de las esperanzas de esta expresión requiere conocer la distribución $G_n(q; F)$. En la práctica, y salvo para casos muy particulares, aparecen dos dificultades. La primera consiste en que rara vez se conoce la distribución de la muestra F . La segunda es que aún cuando F es conocida, la derivación de $G_n(q; F)$ y de características tales como S son analíticamente muy complejas o imposibles. Una solución habitual a este problema consiste en utilizar expansiones asintóticas, las cuales proveen una representación adecuada de la distribución del estadístico de interés (o de una transformación del mismo) cuando el tamaño de la muestra es infinitamente grande. Obviamente es válido cuestionarse acerca de cuán buena es esta aproximación asintótica con respecto a la verdadera (y desconocida) distribución de muestra finita $G_n(q; F)$.

El método de *bootstrap* consiste simplemente en aproximar $G_n(q; F)$ utilizando la distribución empírica de la muestra, o sea, utilizando $G_n(q; F_n)$. Si bien en la práctica esto soluciona el problema de no conocer F , resta por resolver el problema de computar analíticamente $G_n(q; F_n)$ a partir de F_n , y cualquier característica de interés tal como S . Efron (1978) propone computar $G_n(q; F_n)$ y S a través de un experimento de Montecarlo como el indicado en el cuerpo central del texto.

Intuitivamente, si F fuera conocida y se tomaran muestras de esta distribución, cuando el número de iteraciones B tiende a infinito la distribución G_n , por el TFE, converge a G . El método de cómputo del bootstrap propone utilizar las realizaciones de la muestra original como si fueran la población, de modo que la validez del procedimiento discutido depende de cuán parecida es la distribución empírica a la distribución original.

Figura 4.1
Densidad del logaritmo del ingreso equivalente
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1986, 1989 y 1991
Estimación no paramétrica

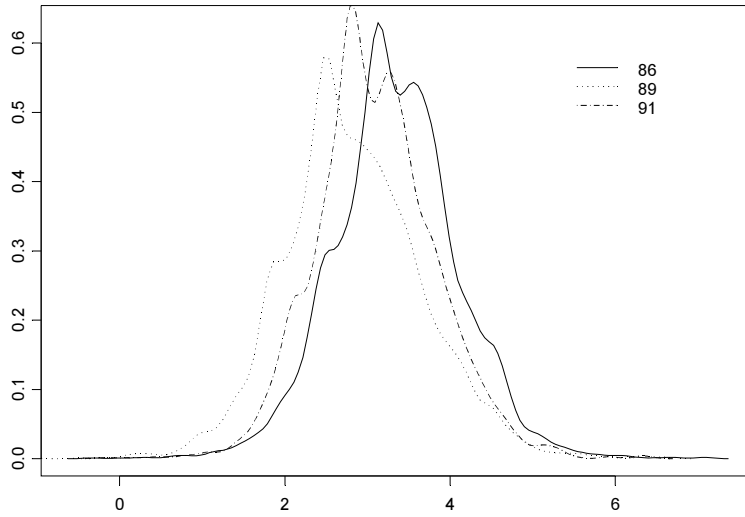
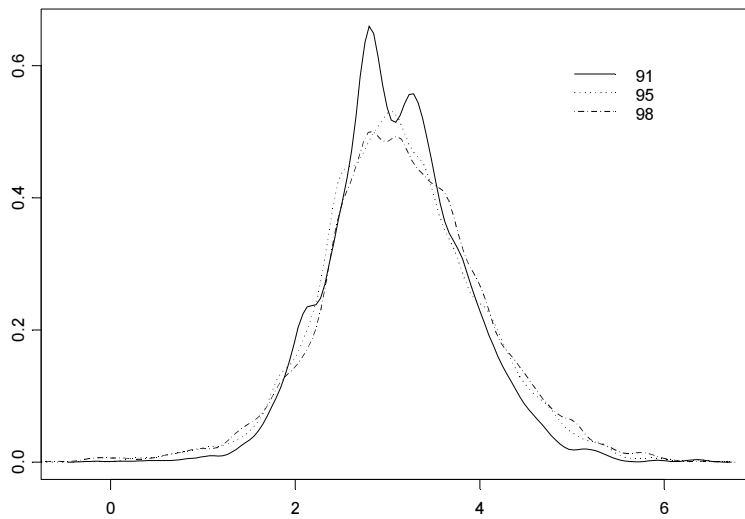


Figura 4.2
Densidad del logaritmo del ingreso equivalente
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1991, 1995 y 1998
Estimación no paramétrica



** Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, UNLP, calle 6 entre 47 y 48, oficina 516, 1900 La Plata. Teléfono-fax: 0221-4229383. E-mail: depeco@isis.unlp.edu.ar

¹ Algunos de los antecedentes de estimaciones del bienestar en Argentina son Diéguez y Petrecolla (1976), Gasparini y Weinschelbaum (1991) y Gasparini (1999).

² Ver Deaton (1997) para una justificación del uso de funciones de bienestar social en este sentido.

³ Ver Lambert (1993) y Mas Colell et al. (1995), entre otros.

⁴ Ver Lambert (1993) y Amiel y Cowell (1996).

⁵ En rigor, cuando $\varepsilon=2$ el lado derecho de (2.7) representa el valor absoluto de la función de bienestar abreviada resultante.

⁶ El procedimiento delineado tiene naturalmente deficiencias causadas por falta de información sobre variables relevantes. En particular, mientras que la media se calcula a nivel nacional, la distribución se refiere al Aglomerado Gran Buenos Aires por falta de encuestas para el resto del país que abarquen todo el periodo de análisis

⁷ No existe información del ingreso nacional discriminado por fuentes para otros años de esta década.

⁸ El ajuste implica, por ejemplo, coeficientes de subdeclaración de 1.42 y 2.12 para los quintiles de ingreso per cápita inferior y superior de la EPH de octubre de 1998 del GBA. El promedio es 2.001.

⁹ Ver Buhmann et al. (1988).

¹⁰ El uso de métodos no-paramétricos para la estimación de densidades tiene una larga historia en estadística aplicada, aunque su uso en economía es relativamente reciente. Silverman (1986) presenta una buena introducción al problema. Hall (1994) y Deaton (1997) son referencias relevantes desde un punto de vista econométrico. Con respecto a las aplicaciones al problema de estimación de la distribución del ingreso ver Schluter (1996), DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) y, para el caso argentino, Botargues y Petrecolla (1999). Ver el anexo para una breve introducción a los métodos no-paramétricos utilizados en este trabajo.

¹¹ En general, la evolución del ingreso equivalente medio estimado a partir de la EPH del Aglomerado Gran Buenos Aires es consistente con la figura 4.3. La mayor diferencia radica en los niveles de ingreso medio significativamente más bajos registrados en la EPH (respecto de Cuentas Nacionales) en la década del noventa. Sería sumamente importante contar con un estudio de las causas de estas diferencias.

¹² Nótese que este análisis está basado en indicadores provenientes de una muestra de la población, y por ende sujetos al problema de la variabilidad muestral. En la sección siguiente se hace una evaluación de la robustez de las proposiciones sobre cambios en la desigualdad en base a medidas muestrales.

¹³ Todas estas proposiciones están naturalmente sujetas al análisis de significatividad estadística de la sección siguiente.

¹⁴ Existen divergencias en la evaluación de 1998 frente a 1997: mientras que las funciones Bentham, Kakwani y Atkinson con $\varepsilon=1$ señalan un incremento del bienestar, el resto de las funciones indican una caída.

¹⁵ Consultar el Anexo para una introducción al método de bootstrap.

¹⁶ El uso de técnicas de bootstrap para evaluar la significatividad de las medidas de distribución del ingreso ha sido recientemente estudiado por Mills y Zandvakili (1997). Este trabajo sigue en gran parte dicha metodología.

¹⁷ El número de replicaciones apropiadas es un tema importante y de actual debate. En general se recomienda utilizar un número de replicaciones no menor a 200 para la estimación de errores estándar. Ver Buchinsky y Andrews (1997).

¹⁸ *Algunas consideraciones técnicas sobre la implementación del bootstrap:* (1) Las replicaciones bootstrap se aplican tomando como unidad de análisis el hogar en vez del individuo. Esto es así primeramente porque la medida relevante del ingreso no difiere entre los individuos dentro de un mismo hogar, y porque la correlación en los ingresos entre individuos de un mismo hogar es trivialmente significativa, lo que impide el uso del bootstrap, que requiere observaciones independientes. Considerar el hogar como unidad de análisis equivale a implementar un *bootstrap por bloques*. (2) Los errores estándar y los intervalos de confianza fueron calculados utilizando la rutina *bstrap* de Stata 5.0. Los tests de igualdad de coeficientes de Gini y Sen fueron programados en Splus 4.0. Para todos los cálculos se tomaron 200 replicaciones ya que un número mayor incrementa notoriamente los costos computacionales sin presentar mejoras significativas. Las rutinas implementadas se encuentran disponibles a través de los autores.

¹⁹ Por razones de espacio no se muestran todas las combinaciones posibles, las cuales pueden obtenerse a través de los autores.

²⁰ Si el ingreso se toma como dado, el coeficiente de Sen resulta ser una transformación lineal del coeficiente de Gini, por lo que su error estándar y los intervalos de confianza son, trivialmente, proporcionales a los del

coeficiente de Gini, de modo que no es necesario recomputar el bootstrap para obtener errores estándar e intervalos de confianza para el Sen. Esto no es así para los cambios en el indicador: la diferencia entre dos períodos en el coeficiente de Sen no es una transformación lineal de la diferencia en los coeficientes de Gini, por lo que es necesario recalcular el procedimiento bootstrap.

²¹ Ver Convenio (1999) para una descripción más detallada del método utilizado y algunos resultados.

²² La estimación por MCO podría generar sesgos de selección al ignorar a aquellos que no declaran ingresos. En ese caso sería conveniente estimar el modelo utilizando la corrección de Heckman. Sin embargo, dado que no se cuenta con un modelo satisfactorio de la decisión de no declarar ingresos, se prefirió estimar por MCO. De esta manera se acepta el posible sesgo de selección con el fin de evitar el posible sesgo introducido por una mala especificación del modelo de selección. Varios autores (ver Maloney (1998)) han reportado y cuantificado el hecho de que el sesgo por selección es comparativamente menor comparado con los sesgos introducidos por especificaciones incorrectas.

²³ Los cálculos no-paramétricos de este trabajo se realizaron con las rutinas de Splus 4.0.

²⁴ Efron y Tibshirani (1993) y Davison y Hinkley (1997) son buenas y exhaustivas introducciones al tema. Horowitz (1997) y Jeong y Maddala (1991) discuten la aplicabilidad del bootstrap en problemas de econometría.