

DE ECONOMIA

Nº 49

CUADERNOS

La distribución del
ingreso en Argentina y
en la provincia
de Buenos Aires



Ministerio de Economía
de la Provincia de Buenos Aires
República Argentina

La distribución del ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires

Leonardo Gasparini*
Mariana Marchionni*
Walter Sosa Escudero*

Este trabajo fue realizado en el marco del convenio vigente entre el Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires y la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata. La Coordinación General del convenio está a cargo del Dr. Atilio Elizagaray.

Las opiniones vertidas no comprometen la posición oficial del Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires.

La Plata, Marzo de 2000.

* Licenciados en Economía egresados de la Universidad Nacional de La Plata. Colaboraron en este trabajo la Lic. Verónica Fossati, el Lic. Santiago Pinto y el Sr. Alvaro Mezza.

Autoridades

Dr. Carlos Ruckauf
Gobernador

Ing. Felipe Solá
Vicegobernador

Lic. Jorge Emilio Sarghini
Ministro de Economía

Lic. Gerardo Otero
Subsecretario de Finanzas

Lic. Sergio Bugallo
Subsecretario de Ingresos Públicos

Lic. Carlos Fernández
Subsecretario de Política y Coordinación Fiscal

Director: **Lic. Jorge Emilio Sarghini**

Coordinador: **Lic. Lisandro Menéndez Paratore**

Prólogo

El debate sobre las cuestiones distributivas cobra gran relevancia en la década del '90, impulsado por hechos fácticos que indican que la brecha entre ricos y pobres continúa ampliándose, no sólo en los países en desarrollo, sino también en gran parte de las economías industrializadas.

Ello ha ampliado el consenso sobre la necesidad de implementar medidas tendientes a disminuir las desigualdades observadas, lo que trae aparejado ganancias de bienestar al reducir una de las principales generadoras de la "exclusión social".

La desigualdad está afectada por una variedad de fenómenos económicos, culturales, demográficos, regionales y conductas sociales, algunas de las cuales pueden ser influidas por políticas públicas.

Por ello es imperioso avanzar en el campo de la cuantificación del problema. El ingreso es una medida imperfecta del bienestar de un individuo o de un hogar. A esto se suman los problemas de distinta índole que presentan las estadísticas. La pasividad no es la respuesta; existen sofisticadas técnicas estadísticas y

econométricas que permiten mejorar la calidad y representatividad de los datos y, por ende, la fiabilidad de los resultados.

Cuantificado el fenómeno, se hace necesario conocer sus causas. Una política orientada en teoría a reducir los problemas distributivos, puede resultar fútil en la práctica por omisión o falta de comprensión del problema.

En esta entrega de "Cuadernos de Economía" se presenta un análisis minucioso de la distribución del ingreso en la provincia de Buenos Aires, avanzándose en la determinación de las causas del aumento de la desigualdad observado en los últimos años. También se incorporan estimaciones de bienestar para Argentina y se intenta explicar los determinantes de las disparidades regionales en la inequidad distributiva.

Finalmente, se presentan los principales lineamientos que deberían considerarse en el diseño de una estrategia orientada a reducir las desigualdades observadas.

Jorge Emilio Sarghini

Ministro de Economía
Provincia de Buenos Aires

Indice

La distribución del ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires

	Pág.
INTRODUCCION	11
CAPITULO 1: LA DISTRIBUCION DEL INGRESO EN LOS AGLOMERADOS URBANOS DE LA PROVINCIA DE BUENOS AIRES	12
1. INTRODUCCION	12
2. ASPECTOS CONCEPTUALES	12
2.1. EL PROBLEMA DE LA NO RESPUESTA	13
2.2 LA SUBDECLARACION DE INGRESOS	16
2.3 EL AJUSTE POR VARIABLES DEMOGRAFICAS	16
2.4 LOS INDICES DE DESIGUALDAD	17
2.5 LA SIGNIFICATIVIDAD DE LOS RESULTADOS	19
2.6 FUENTES DE INFORMACION	19
3. LA DESIGUALDAD EN EL AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES	19
3.1 LA VARIABILIDAD DEL GINI Y LOS INTERVALOS DE CONFIANZA	29
4. LA DESIGUALDAD EN LA PLATA, BAHIA BLANCA Y MAR DEL PLATA	30
4.1 LA PLATA	30
4.2 BAHIA BLANCA	32
4.3 MAR DEL PLATA	33
5. CONCLUSIONES	33
6. ANEXO	34
CAPITULO 2: ESTIMACIONES DE BIENESTAR PARA ARGENTINA, 1980-1998	59
1. INTRODUCCION	59
2. MARCO CONCEPTUAL Y ASPECTOS METODOLOGICOS	59
2.1 ASPECTOS METODOLOGICOS	59
2.2 FUENTES DE INFORMACION	60
3. DISTRIBUCION Y BIENESTAR	60

3.1 ESTIMACIONES NO-PARAMETRICAS DE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO	60
3.2 INDICADORES RESUMEN	61
4. COMENTARIOS FINALES	65
5. ANEXO	65
5.1 ESTIMACIONES NO-PARAMETRICAS	65
CAPITULO 3: ANALISIS DE LOS CAMBIOS EN LA DESIGUALDAD EN BASE A DESCOMPOSICIONES MICROECONOMETRICAS. ARGENTINA, 1986-1998	68
1. INTRODUCCION	68
2. LA METODOLOGIA DE DESCOMPOSICION	69
3. ESTRATEGIA DE ESTIMACION	71
4. LA EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD	73
5. LOS DATOS	77
6. ESTIMACIONES	81
6.1 DEFINICION DE LAS VARIABLES	82
6.2 RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES	85
7. DESCOMPOSICIONES	88
8. LINEAS DE INVESTIGACION FUTURAS	91
8.1 EXTENSION DE LOS MODELOS DE SALARIOS Y HORAS TRABAJADAS	91
8.2 EXTENSION DE LAS DESCOMPOSICIONES	91
8.3 EXTENSION DE LA MUESTRA	92
9. COMENTARIOS FINALES	92
10. ANEXO	93
10.1 MUESTRAS DE LA DISTRIBUCION NORMAL BIVARIADA	122
CAPITULO 4: LA DESIGUALDAD EN LOS INGRESOS LABORALES: UN ANA- LISIS DE DESCOMPOSICIONES EN BASE AL INDICE DE THEIL	124
1. DESCOMPOSICION POR EDADES	124
2. DESCOMPOSICION POR EDUCACION	126

CAPITULO 5: DESIGUALDAD DISTRIBUTIVA Y DESARROLLO ECONOMICO REGIONAL EN ARGENTINA	129
1. INTRODUCCION	129
2. DETERMINANTES DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN LA DESIGUALDAD	129
3. ASPECTOS REGIONALES DE LA DESIGUALDAD	130
3.1 COEFICIENTE DE VARIACION	130
3.2 COEFICIENTE DE GINI	131
3.3 COEFICIENTE DE SCHUTZ	131
3.4 INDICE DE ENTROPIA DE THEIL	132
3.5 INDICE DE ATKINSON	132
3.6 RELACION ENTRE LOS INDICADORES	133
4. DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD	133
5. CONCLUSIONES	134
6. ANEXO	135
CAPITULO 6: RESUMEN Y CONCLUSIONES	157
1. PRINCIPALES RESULTADOS	157
2. POLITICA ECONOMICA	158
2.1 AUMENTO DE LA COBERTURA EN EDUCACION Y ENTRENAMIENTO	158
2.2 POLITICAS LABORALES	159
2.3 CONDICIONES MACROECONOMICAS	159
2.4 POLITICAS PUBLICAS DISTRIBUTIVAS	159
2.5 OTRAS POLITICAS	159
3. COMENTARIOS FINALES	159

Introducción

El debate sobre la distribución del ingreso se ha instalado en Argentina. En general se reconoce que uno de los principales problemas económicos actuales es el de la creciente desigualdad, la que, se sostiene, genera graves problemas sociales: extrema pobreza, crimen, deserción escolar, etc. El presente estudio está destinado a analizar la desigualdad en la distribución del ingreso en Argentina y en particular en los aglomerados urbanos de la provincia de Buenos Aires. La investigación está dirigida a medir y analizar el nivel y la evolución de la desigualdad y entender sus determinantes. Si bien el principal objetivo de este trabajo no es el de recomendar políticas específicas, el estudio provee al analista varios elementos potencialmente útiles para el diseño de las políticas públicas.

Este estudio se nutre esencialmente de la información contenida en las Encuestas Permanentes de Hogares de los Aglomerados del Gran Buenos Aires, La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. El estudio utiliza en general los datos individuales de la EPH, lo que implica superar el típico análisis distributivo en base a los cuadros resumen provistos por el N-DEC. La disponibilidad de los datos a nivel individual permite flexibilizar la medición, caracterización y explicación de la desigualdad, tareas que resultan dificultosas o directamente imposibles utilizando sólo los cuadros resumen de la EPH.

El trabajo se ordena de la manera siguiente. El capítulo 1 (“La distribución del ingreso en los aglomerados urbanos de la provincia de Buenos Aires”) es un estudio descriptivo del nivel y evolución de la desigualdad en los aglomerados del Gran Buenos Aires, La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata en el período 1980-1998. El análisis presenta varias mejoras sustanciales respecto de los trabajos típicos sobre el tema. En particular, se efectúan ajustes a los datos de la EPH por no respuesta, subdeclaración de ingresos y factores demográficos. La desigualdad es computada utilizando una extensa batería de índices sobre varias variables que intentan captar el nivel de vida individual. Adicionalmente, utilizando técnicas econométricas novedosas se evalúa si las diferencias en los indicadores de desigualdad son sólo el resultado de la variabilidad muestral, o provienen de cambios genuinos en la distribución del ingreso.

En el capítulo 2 (“Estimaciones de bienestar para la Argentina, 1980-1998”) se combinan las estadísticas distributivas del capítulo 1 con estimaciones del ingreso medio de Cuentas Nacionales para obtener series del nivel de bienestar agregado. Se argumenta que son estas series las que deben ser utilizadas para realizar proposiciones fundadas acerca de la evolución de la performance de la economía argentina.

El capítulo 3 (“Análisis de los cambios en la desigualdad en base a descomposiciones microeconómicas. Argentina, 1986-1998”) constituye la parte más sustanciosa del trabajo. En este capítulo se avanza en la identificación de las causas del aumento de la desigualdad en los últimos años. Para ello se utiliza una metodología reciente basada en descomposiciones a nivel microeconómico con uso intensivo de técnicas econométricas. La metodología es adaptada a la disponibilidad de información de la EPH y aplicada al caso del Aglomerado Gran Buenos Aires. Este capítulo incluye una extensa caracterización de la desigualdad en la distribución de los ingresos individuales y familiares utilizando cuadros y análisis de regresión multivariada.

Una técnica de descomposición más rudimentaria, aunque más tradicional y extendida que la aplicada en el capítulo 3, es la de dividir la desigualdad en intergrupala e intragrupal. En el capítulo 4 (“La desigualdad en los ingresos laborales: un análisis de descomposiciones en base al índice de Theil”) se aplica esta técnica para estudiar el nivel y el cambio de la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales.

En el capítulo 5 (“Desigualdad distributiva y desarrollo económico regional en la Argentina”) se implementa una aproximación diferente al estudio de los determinantes de la desigualdad. Se presenta un análisis econométrico con datos de panel haciendo uso de indicadores de desigualdad para muchas ciudades del país en varios años.

Finalmente, el capítulo 6 cierra el trabajo con un resumen y conclusiones. Además de resaltar los principales resultados del estudio, se indican algunas prescripciones de política generales que los resultados del trabajo parecen sugerir.

Capítulo 1

La distribución del ingreso en los aglomerados urbanos de la provincia de Buenos Aires

1. INTRODUCCION

La mayoría de los gobiernos reconoce a la equidad distributiva como uno de sus objetivos centrales. Esta preocupación se traduce generalmente en la búsqueda de una distribución del ingreso más igualitaria. Una de las herramientas básicas para abordar cuestiones distributivas son las estadísticas sobre disparidades de ingresos. Contar con una idea fiel del nivel de desigualdad, su evolución en el tiempo y sus principales características resulta esencial para tener un diagnóstico preciso de los problemas distributivos. Pese a su importancia la información sobre desigualdad no ocupa un lugar central en las estadísticas oficiales. El permanente monitoreo de los principales agregados de la economía real y monetaria no tiene su correlato en el área distributiva.¹ En la provincia de Buenos Aires no existen estadísticas oficiales sistemáticas sobre medidas de desigualdad, pobreza o bienestar general. Esta carencia no se debe a falta de información. La Encuesta Permanente de Hogares, que constituye la fuente básica de información sobre distribución del ingreso en Argentina, es relevada por el INDEC en los cuatro grandes centros urbanos de la provincia: el Gran Buenos Aires, La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. Si bien naturalmente estos centros constituyen una muestra sesgada de la población bonaerense, agrupan a alrededor del 75% de la población de la provincia, lo que indica la relevancia de su estudio.

El objetivo de este capítulo es brindar e interpretar indicadores básicos sobre desigualdad y bienestar para los cuatro aglomerados de la provincia de Buenos Aires relevados en la EPH. El estudio tiene algunas diferencias importantes respecto a trabajos similares.² (i) En principio, se brinda información actualizada hasta octubre de 1998. (ii) En segundo lugar, la gran mayoría de los trabajos

sobre el tema analizan la desigualdad en el Aglomerado Gran Buenos Aires, que incluye la Capital Federal. Este trabajo complementa el análisis del conjunto con un tratamiento del Conurbano por separado. Además, se agregan otras tres ciudades bonaerenses: Bahía Blanca, La Plata y Mar del Plata. (iii) La variable cuya distribución es el centro de análisis en el presente trabajo es el ingreso por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar. Esta variable difiere del ingreso per cápita y del ingreso total familiar, que son los conceptos más tradicionales en la literatura en la Argentina. (iv) Uno de los típicos problemas en las estadísticas sobre distribución es la subdeclaración y la no respuesta en las encuestas de hogares. En este trabajo se realizan correcciones para aliviar los sesgos introducidos por ambos problemas. (v) Finalmente, se incluye una evaluación de la significatividad de las diferencias en los indicadores de desigualdad entre años o ciudades. Esta evaluación, ausente en la literatura argentina y latinoamericana, constituye un aporte novedoso del trabajo.

El resto del capítulo se ordena de la manera siguiente. En la sección 2 se resumen algunos conceptos básicos sobre desigualdad en la distribución del ingreso, se discuten los distintos ajustes al ingreso familiar y se detallan las fuentes de información utilizadas. En la sección 3 se presentan distintos indicadores de desigualdad para el Aglomerado Gran Buenos Aires. En la sección 4 se repite el análisis para el Gran La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. Por último, la sección 5 incluye un resumen y algunos comentarios finales. El trabajo cuenta con un apéndice donde se presentan numerosas estadísticas distributivas de elaboración propia, con el objeto de permitir al lector extender el análisis de este estudio.

2. ASPECTOS CONCEPTUALES

La manera usual de evaluar la desigualdad en la distribución del ingreso es mediante alguna medida resumen calculada en base a información del ingreso per cápita familiar proveniente de la EPH agru-

¹ La excepción a este aparente desinterés lo constituye la serie periódica sobre niveles de pobreza que publica el INDEC para el Aglomerado Gran Buenos Aires.

² Ver Altimir (1986), BID (1999), Botarguez y Petrecolla (1997), Gasparini (1999), Gerchunoff y Grandes (1998), Montoya y Mitnik (1995), entre otros.

pada en deciles. En particular, se utilizan los datos del cuadro 29 del informe que el INDEC publica luego de la realización de cada onda de la EPH. Si bien como primera aproximación esta práctica resulta apropiada, un estudio riguroso de la desigualdad requiere un tratamiento más cuidadoso de la información. En el presente trabajo se realizan varios de los ajustes y procedimientos recomendados en la literatura para analizar la distribución del ingreso, algunos de los cuales resultan novedosos para el caso argentino. Esta sección está destinada a revisar esos puntos.

2.1. EL PROBLEMA DE LA NO RESPUESTA

No todos los individuos que resultan seleccionados para responder la EPH contestan las preguntas de ingresos. Si estas personas fueran elegidas aleatoriamente, su exclusión del análisis no implicaría sesgos relevantes. Sin embargo, es probable que uno de los determinantes de la decisión de no responder la encuesta sea precisamente el ingreso, por lo que ignorar ese hecho sesgaría las estimaciones. Existe un argumento que permitiría no considerar el problema de la no respuesta: dado que el interés central en un estudio distributivo es evaluar el cambio en la desigualdad más que su nivel particular, si el patrón de no respuesta no cambia en el tiempo o en el espacio, la evaluación de los cambios en la desigualdad no se vería mayormente alterada por ignorar a los no respondientes. Lamentablemente este supuesto no se cumple en el caso argentino. El porcentaje de personas pertenecientes a hogares donde alguno o todos sus miembros no declaran ingresos ha variado significativamente en el tiempo y difiere entre los aglomerados urbanos relevados en la EPH. En el Gran Buenos Aires los porcentajes para algunas ondas de octubre han sido las del Cuadro N° 1.

El número de personas que deben ser eliminadas del análisis por pertenecer a familias con ingresos parciales o incompletos rondó el 25% a principios y mediados de los ochenta y se incrementó a 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. Es precisamente esta caída la que puede causar un sesgo en las estimaciones usuales de desigualdad que ignoran la no respuesta. Las diferencias en los porcentajes de no respuesta en el

tiempo son tan importantes que se hace necesario implementar algún ajuste para aliviar el potencial problema.³

CUADRO N° 1
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE
DE INDIVIDUOS PERTENECIENTES A
FAMILIAS CON INGRESOS NO DE-
CLARADOS. AÑO 1980-98

Años	Porcentaje
1980	25,5
1982	24,2
1985	24,7
1987	28,2
1989	28,1
1992	21,6
1994	11,2
1996	12,8
1998	8,3

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. GBA, Octubre.

En este trabajo se utilizan las predicciones de un modelo de determinación de ingresos para imputar ingresos a los individuos que no responden. 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 resto de este apartado se detalla el procedimiento seguido para asignar ingresos.

La imputación 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 (*ihtra*) en función de varias variables explicativas. 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.

³ Los porcentajes también difieren entre aglomerados. Por ejemplo, para octubre de 1996, mientras que en el Aglomerado Gran Buenos Aires el porcentaje de individuos pertenecientes a familias con respuestas nulas o incompletas fue 12,8%, en Bahía Blanca fue 14,6%, en La Plata 25,3% y en Mar del Plata 20,4%.

El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios.⁴ La regresión, robusta y ponderada, 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. El modelo incluye numerosas variables que intentan captar las características demográficas y laborales del trabajador. La variable *edad*, expresada en años y el cuadrado de esa variable (*edad2*) se incorporan para captar un patrón de ingresos no uniforme en el tiempo. Se incluyen dos *dummies* para identificar a los menores de 18 años (*men18*) y a los mayores de 60 (*may60*) por considerar que el mercado laboral puede remunerar de manera diferente a individuos debajo de la edad legal para trabajar y a personas en edad de jubilarse. La variable *hombre*, que toma el valor 1 si el individuo en cuestión es de sexo masculino, busca captar diferencias en las remuneraciones debidas a diferencias no observables entre personas de sexos distintos o causadas por fenómenos de discriminación. Finalmente, en el grupo de las variables demográficas se incorpora una variable que toma el valor 1 si el individuo está *casado*. Varias variables captan el status ocupacional del trabajador: *antigue* registra la antigüedad (se toman las 8 categorías registradas en la EPH), *formal* identifica a los trabajadores con al menos algún beneficio social, *ctappia* distingue a los cuentapropistas del resto, *ramax* indica si el trabajador pertenece a la rama de actividad *x* (la dummy omitida en la regresión es la que corresponde a la rama 2 -Alimentos, Bebidas y Tabaco) y *profesio* y *califica* identifican a los profesionales y a los trabajadores calificados, respectivamente. Finalmente se incluyen varias *dummies* para captar el máximo nivel educativo alcanzado por el trabajador (*pric* si el grado máximo es primario completo, *secc* si es secundario incompleto, *secc* si es secundario completo, *supi* si es superior incompleto y *supc* si es superior completo).

Los resultados de este modelo para el Aglomerado Gran Buenos Aires en octubre de 1998 se presentan en el Cuadro N° 2. Resultados cualitativamente semejantes se obtienen para el resto de las ondas.

⁴ 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 Mfaloney (1998)) han reportado y cuantificado estas dificultades.

Los coeficientes de la edad tienen los signos esperados. El patrón de ingresos no es uniforme sino que tienen forma de U invertida. Las variables *dummies* de menores de 18 y mayores de 60 no resultan significativas. Los hombres ganan un 7.5% más que las mujeres ante similares condiciones respecto del resto de las variables incluidas en el modelo. El hecho de estar casado también incrementa el salario en una magnitud semejante.⁵ La antigüedad en el trabajo y el hecho de tener un trabajo formal incrementa significativamente los ingresos horarios. En cambio, controlando por el resto de las variables los cuentapropistas no perciben menos que los asalariados. Los trabajadores de los sectores de Actividades Primarias, Intermediación Financiera, Administración Pública y Servicio Doméstico perciben salarios superiores a otros trabajadores con similares características. En cambio, los ingresos por hora resultan menores en el Comercio al por menor y en Restaurantes y Hoteles. Tanto los profesionales como los obreros calificados ganan más que los no calificados, controlando por el resto de las variables. Finalmente, las variables de educación formal son todas positivas y con signo creciente a medida que se consideran niveles educativos superiores. Por ejemplo, en comparación a personas similares con tan sólo el primario incompleto, tener el secundario incompleto aumenta el salario horario en un 16%, mientras que tener estudios superiores completos lo incrementa en un 77%. El R^2 de la regresión es de 0.432, un valor razonable aunque no muy alto considerando el objetivo central de la regresión que es la imputación de ingresos en base a las predicciones del modelo.⁶

En base al modelo presentado se calcularon los salarios horarios y los ingresos laborales mensuales de los trabajadores que contestan las preguntas de las variables independientes utilizadas en la regresión. Mientras que el ingreso promedio de los que responden es de \$1497, el ingreso imputado promedio de los sin respuesta es de \$1768. Según el modelo, las personas que no responden tienen en promedio características que implican salarios horarios mayores que las personas que sí responden. Esto ratifica la presunción de que la no respuesta no tiene un patrón uniforme y que por ende, el ignorar el problema puede sesgar los resultados.

⁵ Esto podría quizás estar indicando una tendencia de los hombres casados a hacer mayores esfuerzos en obtener trabajos mejor remunerados, dada la necesidad de sostener una familia.

⁶ El R^2 resulta razonablemente alto si se tiene en cuenta que las estimaciones están basadas en encuestas individuales.

CUADRO N° 2
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. MODELO DE DETERMINACION DEL
LOGARITMO DE LOS INGRESOS LABORALES HORARIOS. OCTUBRE 1998

Número de observaciones = 2862
F (36, 2824) = 63,96
Prob > F = 0,0000
R² = 0,4324
Raíz de MSE = 0,5181

Lihtra*	Coefficiente	Error estándar	t	P> t	[Intervalo de confianza 95%]	
edad	0,0235570	0,0079959	2,946	0,003	0,0078785	0,0392355
edad2 (1)	-0,0002361	0,0001030	-2,293	0,022	-0,0004380	-0,0000342
men18 (2)	-0,0385964	0,1026405	-0,376	0,707	-0,2398542	0,1626615
may60 (3)	0,0850900	0,0774061	1,099	0,272	-0,0666881	0,2368682
hombre	0,0756947	0,0252950	2,992	0,003	0,0260961	0,1252933
casado	0,0709217	0,0245145	2,893	0,004	0,0228535	0,1189899
antigüe (4)	0,0524461	0,0076448	6,860	0,000	0,0374560	0,0674361
formal (5)	0,0770327	0,0267202	2,883	0,004	0,0246397	0,1294257
ctappia (6)	-0,0554418	0,0469412	-1,181	0,238	-0,1474842	0,0366007
rama1	0,4030542	0,1231781	3,272	0,001	0,1615261	0,6445824
rama3	-0,0996801	0,0864655	-1,153	0,249	-0,2692220	0,0698617
rama4	-0,0201038	0,0697339	-0,288	0,773	-0,1568384	0,1166308
rama5	0,0756028	0,0574438	1,316	0,188	-0,0370332	0,1882388
rama6	-0,0076964	0,0669514	-0,115	0,908	-0,1389749	0,1235821
rama7	0,1615104	0,0872071	1,852	0,064	-0,0094857	0,3325065
rama8	0,0954948	0,0636428	1,500	0,134	-0,0292962	0,2202859
rama9	-0,0020935	0,0631798	-0,033	0,974	-0,1259767	0,1217896
rama10	-0,1472707	0,0611792	-2,407	0,016	-0,2672312	-0,0273102
rama11	-0,1486883	0,0710524	-2,093	0,036	-0,2880081	-0,0093684
rama12	0,0137530	0,0601790	0,229	0,819	-0,1042463	0,1317523
rama13	0,0736194	0,0715751	1,029	0,304	-0,0667255	0,2139642
rama14	0,2913869	0,0738002	3,948	0,000	0,1466791	0,4360946
rama15	-0,0027714	0,0609060	-0,046	0,964	-0,1221962	0,1166533
rama16	0,1742973	0,0610505	2,855	0,004	0,0545892	0,2940054
rama17	0,0333775	0,0647557	0,515	0,606	-0,0935958	0,1603507
rama18	0,0254893	0,0651054	0,392	0,695	-0,1021696	0,1531482
rama19	0,0770949	0,0724197	1,065	0,287	-0,0649059	0,2190957
rama20	-0,0008480	0,0811098	-0,010	0,992	-0,1598885	0,1581925
rama21	0,3518401	0,0698528	5,037	0,000	0,2148724	0,4888078
rama22	-0,0461292	0,0945362	-0,488	0,626	-0,2314962	0,1392379
profesio (7)	0,6330210	0,0542866	11,661	0,000	0,5265756	0,7394663
califica (8)	0,1452995	0,0283887	5,118	0,000	0,0896348	0,2009642
pric (9)	0,0458446	0,0453320	1,011	0,312	-0,0430425	0,1347317
seci (10)	0,1630871	0,0482168	3,382	0,001	0,0685434	0,2576308
secc (11)	0,3718094	0,0521822	7,125	0,000	0,2694902	0,4741285
supi (12)	0,5887285	0,0548425	10,735	0,000	0,4811931	0,6962640
supc (13)	0,7680629	0,0588743	13,046	0,000	0,6526218	0,8835040
cons (14)	0,5929236	0,1493343	3,970	0,000	0,3001084	0,8857389

Nota: * Logaritmo del ingreso horario proveniente del trabajo.

(1) edad elevada al cuadrado; (2) menores de 18 años; (3) mayores de 60 años; (4) antigüedad en el empleo; (5) trabajador con algún beneficio social; (6) cuentapropista; (7) profesional; (8) trabajador calificado; (9) primaria completa; (10) secundaria incompleta; (11) secundaria completa; (12) superior incompleta; (13) superior completa y (14) constante.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

En el Cuadro N° 3 se presentan los resultados del modelo de ingresos por jubilación. La ausencia en la encuesta de variables potencialmente relevantes reduce el poder explicativo de la regresión. Las variables incluidas resultan todas significativas, al menos al 10%. La edad, el sexo y el estado civil del jubilado afectan su

ingreso. Las variables educativas incluidas son todas significativas y con los signos y ordenamiento de sus magnitudes esperados. A diferencia del caso de los trabajadores activos, el valor promedio de las predicciones que surgen del modelo para los jubilados es inferior al promedio real (\$700 frente a \$808).

CUADRO N° 3 AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. MODELO DE DETERMINACION DEL LOGARITMO DE LOS INGRESOS POR JUBILACION. OCTUBRE 1998

Número de observaciones = 991
F (9,981) = 22,07
Prob > F = 0,0000
R² = 0,1995
Raíz de MSE = 0,73074

Liaju*	Coefficiente	Error estándar	t	P> t	[Intervalo de confianza 95%]	
edad	-0,0898508	0,0475884	-1,888	0,059	-0,1832376	0,0035360
edad2 (1)	0,0005800	0,0003152	1,840	0,066	-0,0000385	0,0011985
hombre	0,3122863	0,0587748	5,313	0,000	0,1969475	0,4276252
casado	-0,1876086	0,0580164	-3,234	0,001	-0,3014590	-0,0737581
pric (2)	0,2562778	0,0515366	4,973	0,000	0,1551432	0,3574124
seci (3)	0,4475265	0,0867836	5,157	0,000	0,2772237	0,6178292
secc (4)	0,7043591	0,0942838	7,471	0,000	0,5193380	0,8893801
supi (5)	1,1990570	0,3355765	3,573	0,000	0,5405271	1,8575880
supc (6)	1,2625240	0,1319579	9,568	0,000	1,0035720	1,5214760
cons (7)	9,3967840	1,7847570	5,265	0,000	5,8944040	1,2899160

Nota: * Logaritmo del ingreso por jubilación.

(1) edad elevada al cuadrado; (2) primaria completa; (3) secundaria incompleta; (4) secundaria completa; (5) superior incompleta; (6) superior completa y (7) constante.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

2.2. LA SUBDECLARACION 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 en especial si varía en el tiempo y en el espacio. Lamentablemente no existe un mecanismo semejante al de la imputación de ingresos ya que no es posible saber la identidad de los que subdeclaran. Un procedimiento usual 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, obteniéndose un coeficiente de ajuste para los ingresos de cada fuente. En este trabajo se utiliza el ajuste parcial de Gasparini (1999) a la espera de estudios sistémicos sobre el tema.⁷ El ajuste

⁷ Este ajuste implica, por ejemplo, los siguientes coeficientes de subdeclaración por quintiles de ingreso per cápita ajustado para la EPH de octubre de 1998 del GBA: 1,42; 1,92; 1,80; 1,96 y 2,12. El promedio es 2,001.

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 proporción de sus entradas de la remuneración al capital, fuente que en promedio se subdeclara significativamente más que el resto.

2.3. EL AJUSTE POR VARIABLES DEMOGRAFICAS

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 que pueden explotarse en el consumo familiar 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.⁸ 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.

Para ilustrar este procedimiento y compararlo con otros alternativos en el Cuadro N° 4 se compara el ingreso deflactado por factores demográficos usando diversas escalas. Las últimas tres líneas ilustran el método aplicado en este trabajo con tres valores dis-

tintos de t . Se suponen dos familias con estructuras demográficas diferentes (una familia compuesta por un hombre de 40 años, una mujer de 35 y tres niños de 8, 3 y 1, respectivamente y otra familia compuesta por un hombre de 55 años y una mujer de 50) y se presenta el valor por el que se divide al ingreso total de cada familia para obtener el ingreso equivalente individual, bajo diversas escalas de equivalencia. Los valores del cociente del ingreso ajustado por factores demográficos se encuentran entre los extremos fijados por el uso del ingreso total y del ingreso per cápita familiar. El valor escogido de t en este trabajo es 0,8. Al menos para el ejemplo del cuadro este parámetro implica un valor intermedio de los ajustes considerados.

CUADRO N° 4 ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Valor usado para deflactar el ingreso total familiar

Criterio	Familia 1	Familia 2	Familia 3
Ingreso Total	1,00	1,00	1,00
Ingreso per capita	5,00	2,00	2,50
Amsterdam	3,46	1,90	1,82
OCDE	3,20	1,70	1,88
OCDE modificada	2,40	1,50	1,60
Estudio de ingreso de Luxemburgo	3,00	1,50	2,00
Escala argentina, $t=0,7$	2,38	1,47	1,61
Escala argentina, $t=0,8$	2,69	1,56	1,73
Escala argentina, $t=0,9$	3,05	1,65	1,85

Nota: familia 1 compuesta por un hombre de 40 años, una mujer de 35 y tres niños de 8, 3 y 1; familia 2 compuesta por un hombre de 55 años y una mujer de 50 y familia 3 es el cociente entre familia 1 y familia 2.

Fuente: elaboración propia.

2.4. LOS INDICES DE DESIGUALDAD

La evaluación de la desigualdad existente en una distribución no es un ejercicio que pueda realizarse con instrumentos objetivos. Un simple ejemplo ilustra el punto. Supóngase que la población está dividida en tres grupos con igual número de individuos semejantes. En la distribución inicial el ingreso de los pobres es 10, el de la clase media es 40 y el de los ricos es 150. El siguiente año la clase media pierde 5 pesos a favor de los pobres y 15 a favor de los ricos. ¿Es la nueva distribución más o menos igualitaria que la anterior? Dado que el ingreso medio de la economía no cambió, ¿está la economía mejor o peor en la nueva situación? La

respuesta a estas preguntas depende de criterios subjetivos. Algunas personas notarán la gran transferencia de la clase media a la alta y, pese a la transferencia igualadora de los individuos de ingresos medios a los pobres, evaluarán la nueva distribución como menos igualitaria. Otros, en cambio, darán más peso a la transferencia recibida por los pobres y no se preocuparán demasiado por la pérdida de la clase media ante el estrato más rico. En ese caso considerarán a la nueva distribución como más igualitaria.

Cada indicador de desigualdad utilizado en la literatura lleva implícita o explícitamente un juicio de valor que permite realizar comparaciones como las del ejemplo. Por más que el analista tenga un juicio de valor definido que le marque el uso de un índice particular, resulta más recomendable la presentación de varios indicadores de desigualdad, para

⁸ Ver Buhmann et al. (1988).

que el lector elija el que más se adecue a sus juicios de valor.

En este trabajo se utilizan seis indicadores de desigualdad: el coeficiente de Gini, el índice de Theil y el de Atkinson con tres valores diferentes del parámetro de aversión a la desigualdad. Si bien estos indicadores son comunes en la literatura, vale la pena revisar sus principales características.

El coeficiente de Gini puede expresarse de la siguiente manera:

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{mN^2} \sum_i Y_i(N+1-i)$$

donde i indica a los individuos o grupos de individuos (ej. deciles) ordenados del más pobre al más rico. Como resulta claro de la fórmula, el Gini pondera al ingreso de cada individuo de acuerdo al *rango* o *posición* del individuo en la escala de ingresos. El Gini es en general más sensible a cambios en el centro de la distribución y no en sus puntas. La principal ventaja de usar este indicador proviene de su uso generalizado. Otra de las ventajas proviene de su interpretación sencilla en términos de la curva de Lorenz.⁹

Otra medida muy difundida es el índice de entropía de Theil (T), el que responde a la siguiente fórmula:

$$T = \frac{1}{N} \sum_i \frac{Y_i}{m} \ln\left(\frac{Y_i}{m}\right)$$

Una de las principales ventajas del Theil es la posibilidad de descomponerlo con relativa facilidad, a diferencia del Gini que no es consistente a todas las descomposiciones.¹⁰ El Theil pondera en mayor medida las transferencias realizadas en la cola superior de la distribución. Si, por ejemplo, los más ricos y los más pobres pierden participación en el ingreso nacional, es probable que el Theil indique una caída en la desigualdad.

El índice de desigualdad de Atkinson tiene la ventaja de hacer explícitos los juicios de valor que implícitamente representan todos los índices. El Atkinson se calcula como:

$$A = 1 - \frac{Y^*}{m}$$

donde Y^* es el ingreso igualmente distribuido que genera un nivel de bienestar similar al de la distribución actual. Con la función de bienestar:

$$W = \left(\sum_i Y_i^{1-\epsilon} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

donde $\epsilon \geq 0$, resulta

$$A = 1 - \frac{\left(\sum_i \frac{Y_i^{1-\epsilon}}{N} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}}{m}$$

El parámetro ϵ es habitualmente conocido como parámetro de aversión a la desigualdad y mide el grado de convexidad de las curvas de indiferencia social. Cuanto más cercano a cero es ϵ , la función de bienestar social se vuelve más utilitarista y 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.

Atkinson probó que si las curvas de Lorenz no se cortan, todos los índices que satisfacen el principio de las transferencias de Dalton coinciden en la dirección del cambio en la desigualdad.¹¹ En cambio, si las curvas de Lorenz se cortan (lo cual sucede con frecuencia) algunos indicadores pueden señalar un aumento en la desigualdad y otros una caída. En ese marco la práctica generalizada de señalar un aumento en la desigualdad toda vez que el coeficiente de Gini de un año t resulte superior al del año $t-1$ no es apropiada. En este estudio se calculan todos los indicadores de desigualdad descriptos, de modo de obtener conclusiones más robustas a juicios de valor de analistas diferentes.

Todos los índices de este trabajo se calculan en base a observaciones individuales y no en base a los datos agrupados en estratos, como resulta frecuente en la literatura. El agrupamiento en estratos tiende a reducir la dispersión de los datos al considerar uniformes a todos los individuos que componen un estrato. Esta práctica no sólo reduce el nivel de desigualdad, sino que puede llevar a ignorar fenómenos interesantes que se producen en el interior de algún estrato. Por ejemplo, una caída del ingreso del 5% más pobre de la población a costa del 5% siguiente

⁹ El Gini es el cociente entre dos áreas: el numerador es el área de la diagonal y la curva de Lorenz; en tanto que el denominador es el área que se encuentra por debajo de la diagonal en una caja de dimensiones 1×1 .

¹⁰ Ver capítulo 4 para una descomposición del Theil.

¹¹ Ver Lambert (1993). El principio de las transferencias de Dalton señala que si una persona más rica le transfiere ingreso a una más pobre (y el ranking entre las mismas no se revierte), la nueva situación debe ser evaluada como más igualitaria (y "mejor" en términos de bienestar social).

aumenta claramente la desigualdad. Sin embargo este movimiento es completamente ignorado en un análisis por deciles.

2.5. LA SIGNIFICATIVIDAD DE LOS RESULTADOS

Los indicadores previamente descriptos permiten tener una idea de la magnitud de la desigualdad en los ingresos de una población en un determinado momento. Resulta de interés observar la *evolución temporal* de estas medidas, esto es, computar indicadores de desigualdad para distintos períodos con el objeto de inferir si la desigualdad en el ingreso empeoró o mejoró en el tiempo.

Si las encuestas de ingresos se basaran siempre en los mismos hogares, las variaciones temporales en los indicadores de desigualdad verdaderamente reflejarían cambios en la distribución del ingreso. Por el contrario, si los hogares encuestados cambiasen período a período, las diferencias en estos indicadores pueden 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 ha empeorado no es necesariamente correcta.

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 al coeficiente de Gini una medida de dispersión que refleje esta variabilidad muestral. En este trabajo se utilizan técnicas de remuestreo para dar cuenta de la variabilidad del coeficiente de Gini. Las técnicas de *bootstrap*, de creciente popularidad en economía, permiten obtener dichas medidas en forma consistente. Si bien la formulación teórica que justifica el uso del bootstrap es compleja, la intuición detrás de este procedimiento es llamativamente sencilla. Para el caso del coeficiente de Gini, el método consiste en los siguientes pasos:

1- Utilizando la muestra original para un período determinado, computar el coeficiente de Gini.

2- Utilizar la muestra original como si fuera la población, y tomar una muestra (con reemplazo) y calcular el coeficiente de Gini para esta submuestra.

3- Repetir el paso anterior un número suficiente de iteraciones (por ejemplo, 200 veces), tras lo cual se dispondrá de 200 estimaciones del coeficiente de Gini.

4- Utilizando las estimaciones del paso anterior, calcular el desvío estándar de los coeficientes de Gini estimados, lo cual representará la variabilidad muestral del coeficiente de Gini estimado con la muestra original.

5- Para calcular un intervalo de confianza (G_1 , G_5) al 95% de significatividad, ordenar los coeficientes de Gini estimados en 3) y 4) de menor a mayor y tomar como límite inferior G_1 el valor que deja al 2,5% de los coeficientes estimados por debajo y como límite superior G_5 el valor que deja al 2,5% de los coeficientes estimados por arriba.

6- Repetir el procedimiento para todos los períodos deseados.

En este capítulo se utiliza este procedimiento para evaluar la significatividad de las diferencias en los indicadores de desigualdad en el tiempo.

2.6. FUENTES DE INFORMACION

Este trabajo está basado en información a nivel individual de la Encuesta Permanente de Hogares. Esta encuesta se realiza desde 1974 en los principales aglomerados urbanos del país y contiene información relevante para analizar problemas distributivos. Se cuenta con información de las dos ondas anuales de esta encuesta para el Aglomerado Gran Buenos Aires desde 1980. También existe información para otros tres aglomerados de la provincia de Buenos Aires: La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. En estos casos, sin embargo, se cuenta con algunas bases aisladas de la presente década.

3. LA DESIGUALDAD EN EL AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES

En esta sección se presentan los resultados del análisis de desigualdad para el Aglomerado Gran Buenos Aires. Este incluye tanto la Capital Federal como el Conurbano bonaerense. La mayoría de las observaciones de la encuesta provienen de los partidos del Gran Buenos Aires.¹² Para las encuestas en las que es posible distinguir ambas zonas se incluyen estadísticas distributivas del total del Aglomerado Gran Buenos Aires y del Conurbano bonaerense por separado.

Si bien el análisis de la desigualdad en este trabajo se realiza esencialmente en términos de indicadores resumen, en el Cuadro N° 5 se presenta la distribución decilica del ingreso por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar (*ingreso equivalente*).

¹² El 77% de las observaciones de la EPH de Octubre de 1998 provienen del Conurbano.

CUADRO N° 5
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DISTRIBUCION POR DECILES
DEL INGRESO EQUIVALENTE. OCTUBRE 1980-1998

Decil	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
1	2,0%	2,0%	2,0%	1,9%	1,6%	1,7%	2,2%	2,3%
2	3,5%	3,4%	3,4%	3,2%	3,0%	2,9%	3,6%	3,7%
3	4,7%	4,5%	4,6%	4,3%	4,1%	3,9%	4,6%	4,9%
4	5,8%	5,6%	5,7%	5,3%	5,3%	4,9%	5,7%	5,9%
5	6,9%	6,7%	6,7%	6,4%	6,5%	6,0%	6,8%	6,8%
6	8,2%	8,0%	8,1%	7,9%	7,8%	7,4%	8,2%	8,2%
7	9,8%	9,7%	9,8%	9,5%	9,7%	9,3%	9,8%	9,7%
8	11,9%	12,0%	11,8%	11,7%	12,2%	11,8%	11,9%	11,7%
9	15,7%	15,9%	15,7%	15,8%	16,4%	16,2%	15,9%	15,6%
10	31,5%	32,1%	32,2%	34,2%	33,4%	35,9%	31,3%	31,2%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
1	2,2%	1,9%	2,0%	1,7%	1,7%	1,6%	1,5%
2	3,6%	3,5%	3,3%	3,1%	3,1%	2,9%	2,9%
3	4,6%	4,6%	4,3%	4,1%	4,0%	3,9%	4,0%
4	5,7%	5,7%	5,4%	5,0%	5,0%	5,1%	4,9%
5	6,8%	6,9%	6,5%	6,1%	6,1%	6,3%	5,9%
6	8,2%	8,2%	7,9%	7,4%	7,5%	7,6%	7,2%
7	9,7%	9,9%	9,6%	9,1%	9,3%	9,3%	9,1%
8	11,9%	12,4%	11,9%	11,4%	11,8%	11,8%	11,7%
9	15,8%	16,2%	15,9%	16,1%	16,4%	16,6%	16,2%
10	31,4%	30,6%	33,1%	35,9%	35,0%	34,9%	36,6%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

La participación del primer decil (el más pobre) fluctúa alrededor del 2% del ingreso total. Esta participación se ve reducida en los últimos años, alcanzando un mínimo en 1998 (1,5%). La participación del 10% más rico de los individuos ha superado el 30% desde 1980, alcanzando su pico en 1998 (36,6%). Si bien las participaciones de los dos deciles extremos dan indicios sobre la evolución de la desigualdad global, es importante considerar los cambios ocurridos en toda la distribución y no solamente en sus puntas. La curva de Lorenz constituye un instrumento útil para tal fin. El Cuadro N° 6 muestra los datos que permiten construir esta curva por deciles para los años considerados. La curva de Lorenz por deciles de 1980 domina a la de 1998, lo cual sugiere un claro empeoramiento en la

distribución en los últimos 20 años. De hecho, la curva de 1998 es dominada por todas las curvas anteriores, de lo que se concluye que en principio nunca la distribución ha sido tan desigual en el Aglomerado Gran Buenos Aires como actualmente.¹³

La manera usual de evaluar el nivel y la evolución de la desigualdad es a través de indicadores resumen.

¹³ Esta conclusión no es enteramente firme ya que el cuadro no muestra la participación de cada individuo sino de grupos (deciles). Por ejemplo, si la participación del 5% más pobre de la población hubiera sido superior en 1998 que en 1980 (pese a que la participación del 10% más pobre es inferior según los cuadros anteriores), entonces de acuerdo a algunos juicios de valor extremos (ej. Rawlsianos) la distribución de 1998 sería considerada más igualitaria.

CUADRO N° 6
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DATOS PARA CONSTRUIR
CURVAS DE LORENZ. DISTRIBUCION POR DECILES DEL
INGRESO EQUIVALENTE. OCTUBRE 1980-1998

Decil	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
1	2,0%	2,0%	2,0%	1,9%	1,6%	1,7%	2,2%	2,3%
2	5,5%	5,4%	5,4%	5,0%	4,6%	4,6%	5,8%	6,1%
3	10,2%	9,9%	10,0%	9,3%	8,7%	8,5%	10,4%	10,9%
4	16,0%	15,6%	15,6%	14,6%	14,0%	13,5%	16,1%	16,9%
5	22,9%	22,3%	22,4%	21,0%	20,5%	19,4%	22,9%	23,7%
6	31,1%	30,3%	30,5%	28,9%	28,4%	26,8%	31,0%	31,8%
7	40,9%	40,0%	40,2%	38,3%	38,0%	36,1%	40,8%	41,5%
8	52,9%	52,0%	52,1%	50,0%	50,2%	47,9%	52,8%	53,2%
9	68,5%	67,9%	67,8%	65,8%	66,6%	64,1%	68,7%	68,8%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
1	2,2%	1,9%	2,0%	1,7%	1,7%	1,6%	1,5%
2	5,8%	5,4%	5,3%	4,8%	4,8%	4,5%	4,4%
3	10,4%	10,0%	9,6%	8,9%	8,9%	8,4%	8,4%
4	16,1%	15,8%	15,1%	13,9%	13,9%	13,5%	13,2%
5	23,0%	22,7%	21,6%	20,1%	20,0%	19,8%	19,2%
6	31,1%	30,9%	29,5%	27,5%	27,5%	27,4%	26,4%
7	40,8%	40,8%	39,1%	36,5%	36,8%	36,6%	35,5%
8	52,8%	53,2%	50,9%	48,0%	48,6%	48,4%	47,2%
9	68,6%	69,4%	66,9%	64,1%	65,0%	65,1%	63,4%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El Cuadro N° 7 presenta el coeficiente de Gini, el índice de Theil, el coeficiente de variación y el índice de Atkinson para 3 parámetros de aversión a la desigualdad alternativos. Estas medidas son aplicadas a la distribución del ingreso equivalente. La distribución se hizo claramente más desigual entre 1980 y 1982, mejoró ligeramente hacia 1985 y según la mayoría de los índices se tornó sucesivamente más desigual en 1987, 1988 y 1989. Después del pico de la hiperinflación, la distribución tendió a mejorar, 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, octubre de 1998 aparece como el período de mayor desigualdad de toda la serie considerada.

La evolución de la desigualdad en el resto de las variables consideradas es similar a la del ingreso equivalente. El Cuadro N° 8 muestra los índices del ingreso per cápita familiar considerando el ajuste por subdeclaración y no respuesta, mientras que el Gráfico N° 1 ilustra el coeficiente de Gini de esta

variable y del ingreso equivalente.

La evolución de las dos líneas del Gráfico N° 1 es similar. La incorporación del ajuste por adulto equivalente y economías de escala internas al hogar no introduce mayores variaciones en la evolución del Gini, pero sí en su nivel. La desigualdad en el ingreso equivalente resulta inferior a la calculada sobre el ingreso per cápita esencialmente debido a que en el cálculo del ingreso equivalente, el ingreso total de familias numerosas (usualmente las más pobres) no se divide por la totalidad de los miembros sino por un valor inferior.

En el Cuadro N° 9 se presentan los índices de desigualdad de la distribución del ingreso per cápita familiar sin ningún tipo de ajuste. Esta variable es la calculada por el INDEC en base a los ingresos familiares y al número de miembros de cada hogar. La serie no incluye ajustes ni por subdeclaración ni por no respuesta, ni naturalmente por factores demográficos. Si bien a grandes rasgos la evolución de la desigualdad captada en esta serie es similar a las anteriores, existen varias diferencias que expost justifican el uso de variables ajustadas.

CUADRO N° 7
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE DESIGUALDAD.
INGRESO AJUSTADO. OCTUBRE 1980-1998

	1980	1982	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Gini	0,410	0,423	0,420	0,419	0,443	0,446	0,467	0,410
Theil	0,318	0,403	0,341	0,336	0,385	0,369	0,426	0,316
Coef. de variación	1,059	1,989	1,170	1,125	1,266	1,146	1,326	1,068
Atkinson (1)	0,254	0,272	0,263	0,267	0,288	0,301	0,316	0,254
Atkinson (2)	0,443	0,462	0,455	0,461	0,488	0,530	0,548	0,454
Atkinson (3)	0,592	0,669	0,611	0,639	0,647	0,737	0,795	0,685

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,400	0,409	0,409	0,431	0,462	0,457	0,462	0,474
Theil	0,303	0,317	0,299	0,352	0,406	0,391	0,410	0,417
Coef. de variación	1,025	1,056	0,937	1,130	1,204	1,153	1,347	1,162
Atkinson (1)	0,236	0,252	0,252	0,276	0,315	0,310	0,321	0,329
Atkinson (2)	0,409	0,436	0,462	0,458	0,534	0,552	0,543	0,565
Atkinson (3)	0,553	0,609	0,640	0,599	0,740	0,803	0,728	0,752

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

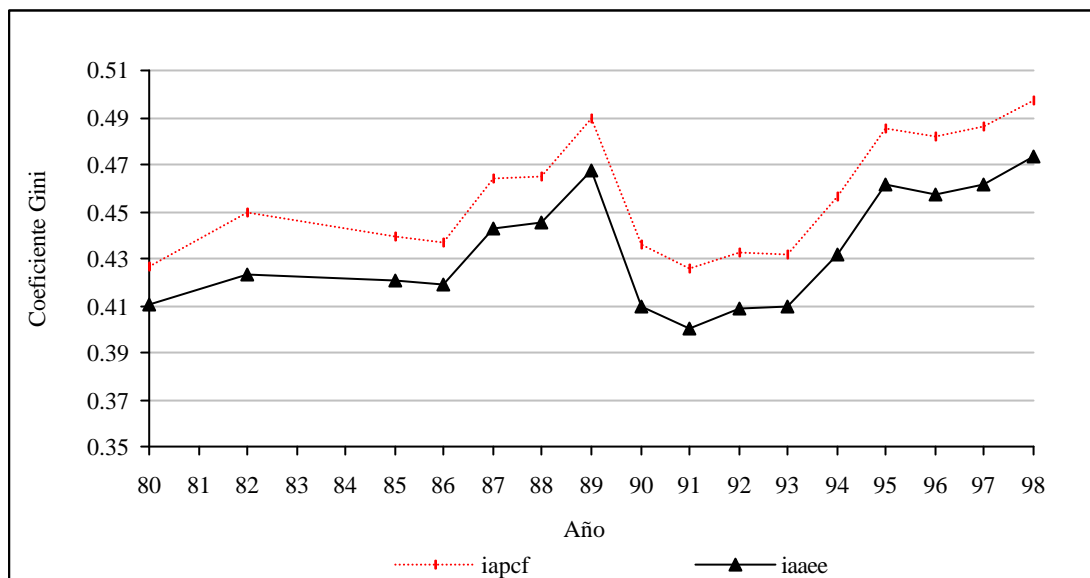
CUADRO N° 8
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE DESIGUALDAD.
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO. OCTUBRE 1980-1998.

	1980	1982	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Gini	0,427	0,449	0,440	0,437	0,464	0,465	0,490	0,436
Theil	0,346	0,496	0,374	0,368	0,430	0,402	0,481	0,360
Coef. de variación	1,119	2,821	1,236	1,209	1,399	1,206	1,500	1,155
Atkinson (1)	0,277	0,300	0,291	0,283	0,318	0,330	0,351	0,286
Atkinson (2)	0,640	0,506	0,491	0,494	0,526	0,569	0,654	0,497
Atkinson (3)	0,976	0,728	0,646	0,668	0,685	0,766	0,960	0,711

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,426	0,432	0,431	0,456	0,485	0,482	0,486	0,497
Theil	0,347	0,355	0,336	0,399	0,451	0,438	0,459	0,462
Coef. de variación	1,133	1,121	1,020	1,231	1,292	1,245	1,491	1,247
Atkinson (1)	0,266	0,280	0,284	0,306	0,345	0,339	0,346	0,358
Atkinson (2)	0,450	0,479	0,502	0,500	0,577	0,595	0,580	0,604
Atkinson (3)	0,597	0,666	0,680	0,644	0,782	0,832	0,750	0,780

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO N° 1
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI. INGRESO
PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO (IAPCF) E INGRESO
EQUIVALENTE (IAAEE). OCTUBRE 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO N° 9
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES
DE DESIGUALDAD. OCTUBRE 1980-1998

	1980	1982	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Gini	0,391	0,420	0,409	0,417	0,444	0,449	0,515	0,461
Theil	0,264	0,342	0,293	0,318	0,369	0,363	0,531	0,415
Coef. de variación	0,844	1,190	0,902	1,010	1,163	1,079	1,556	1,284
Atkinson (1)	0,232	0,265	0,255	0,255	0,292	0,303	0,382	0,313
Atkinson (2)	0,645	0,453	0,439	0,442	0,494	0,534	0,686	0,509
Atkinson (3)	0,980	0,623	0,589	0,583	0,647	0,729	0,966	0,672

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,461	0,442	0,443	0,457	0,484	0,484	0,480	0,497
Theil	0,444	0,352	0,356	0,395	0,441	0,440	0,430	0,454
Coef. de variación	1,556	1,053	1,069	1,214	1,241	1,256	1,372	1,203
Atkinson (1)	0,309	0,283	0,299	0,305	0,342	0,348	0,345	0,365
Atkinson (2)	0,494	0,495	0,520	0,503	0,564	0,603	0,577	0,606
Atkinson (3)	0,635	0,686	0,700	0,649	0,721	0,839	0,752	0,785

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

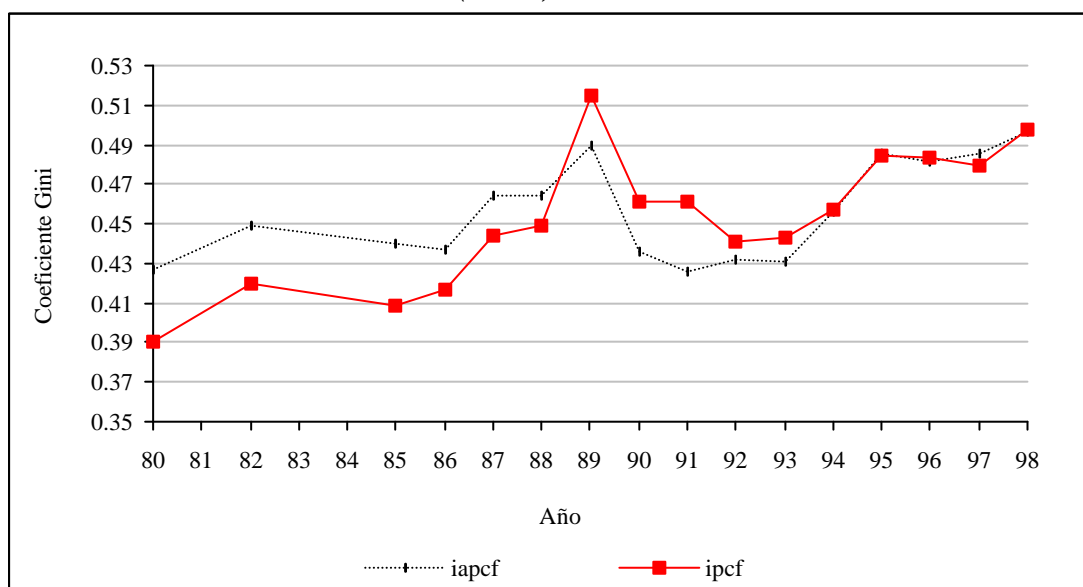
El Gráfico N° 2 ilustra el coeficiente de Gini para esta variable y para el ingreso per cápita familiar con ajustes por subdeclaración y no respuesta.

Una de las diferencias más notables entre las dos variables se da en 1989. La desigualdad en el *ipcf* aumenta mucho más que la captada por el *ipcf* ajustado. En algunos años las conclusiones cualitativas son diferentes según la variable que se use. Así mientras que el Gini del *ipcf* ajustado señala un aumento de la desigualdad entre 1991 y 1992 y entre 1996 y 1997, el Gini del *ipcf* sin ajustar indica una evaluación contraria.

El bienestar individual depende en parte de de-

cisiones acerca del tamaño y composición de la familia. Para aislar estos efectos resulta útil medir la desigualdad en los ingresos individuales de los perceptores. El Cuadro N° 10 y el Gráfico N° 3 muestran que la evolución de la desigualdad en los ingresos individuales no difiere sustancialmente de la desigualdad en el ingreso equivalente. Existen, sin embargo, diferencias de nivel. La desigualdad en el ingreso individual es superior, lo que indica que los factores demográficos tienden a “mejorar” la distribución. Este efecto parece haber desaparecido en los últimos años. De hecho, el Gini del ingreso individual es semejante al del ingreso equivalente para 1998.

GRAFICO N° 2
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI.
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO (IAPCF) Y
SIN AJUSTAR (IPCF). OCTUBRE 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

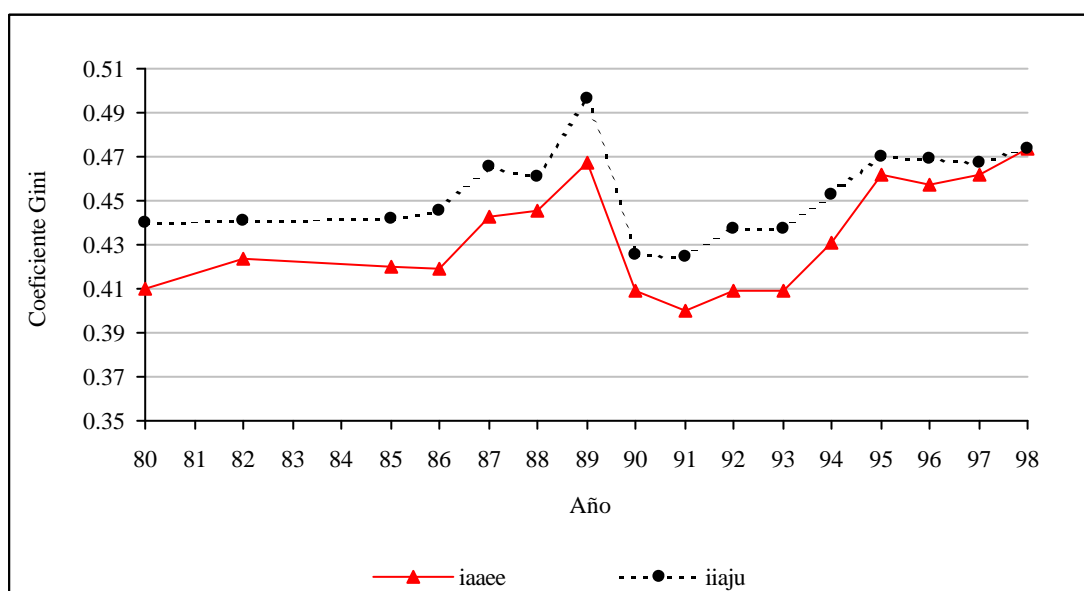
CUADRO N° 10
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE
DESIGUALDAD. OCTUBRE 1980-1998

	1980	1982	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Gini	0,440	0,440	0,442	0,446	0,466	0,461	0,496	0,426
Theil	0,375	0,473	0,391	0,390	0,435	0,414	0,501	0,350
Coef. de variación	1,184	2,116	1,344	1,231	1,375	1,304	1,547	1,161
Atkinson (1)	0,283	0,286	0,286	0,284	0,310	0,309	0,349	0,271
Atkinson (2)	0,513	0,452	0,456	0,471	0,502	0,527	0,698	0,477
Atkinson (3)	0,937	0,690	0,591	0,646	0,646	0,801	0,980	0,709

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,424	0,437	0,437	0,453	0,470	0,469	0,467	0,473
Theil	0,350	0,368	0,351	0,385	0,431	0,428	0,434	0,423
Coef. de variación	1,164	1,173	1,062	1,158	1,309	1,286	1,391	1,193
Atkinson (1)	0,268	0,283	0,284	0,303	0,321	0,326	0,329	0,337
Atkinson (2)	0,440	0,470	0,494	0,509	0,538	0,565	0,561	0,589
Atkinson (3)	0,629	0,612	0,682	0,733	0,707	0,777	0,754	0,819

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO N° 3
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI. INGRESO EQUIVA-
LENTE (IAAEE) E INGRESO INDIVIDUAL (IIAJU). OCTUBRE 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO N° 11
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE DESIGUALDAD.
INGRESO AJUSTADO SIN IMPUTAR POR NO RESPUESTA. OCTUBRE 1980-1998

	1980	1982	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Gini	0,402	0,424	0,408	0,411	0,440	0,442	0,496	0,433
Theil	0,310	0,416	0,315	0,327	0,383	0,366	0,489	0,360
Coef. de variación	1,062	2,058	1,098	1,119	1,266	1,157	1,455	1,169
Atkinson (1)	0,239	0,265	0,247	0,246	0,283	0,293	0,353	0,281
Atkinson (2)	0,633	0,431	0,422	0,419	0,471	0,512	0,661	0,475
Atkinson (3)	0,977	0,564	0,562	0,550	0,612	0,736	0,965	0,672

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,419	0,432	0,421	0,436	0,466	0,464	0,466	0,478
Theil	0,326	0,356	0,317	0,363	0,419	0,407	0,420	0,427
Coef. de variación	1,049	1,134	0,974	1,158	1,242	1,190	1,383	1,183
Atkinson (1)	0,257	0,274	0,273	0,278	0,318	0,317	0,325	0,332
Atkinson (2)	0,437	0,467	0,478	0,461	0,534	0,562	0,546	0,569
Atkinson (3)	0,582	0,635	0,653	0,601	0,737	0,809	0,730	0,753

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Uno de los aportes de este trabajo radica en imputar ingresos a los individuos que se niegan a declararlos. La comparación entre los índices de los Cuadros N° 7 y N° 11 ilustra las diferencias en la desigualdad en el ingreso equivalente con y sin ajuste por no respuesta.

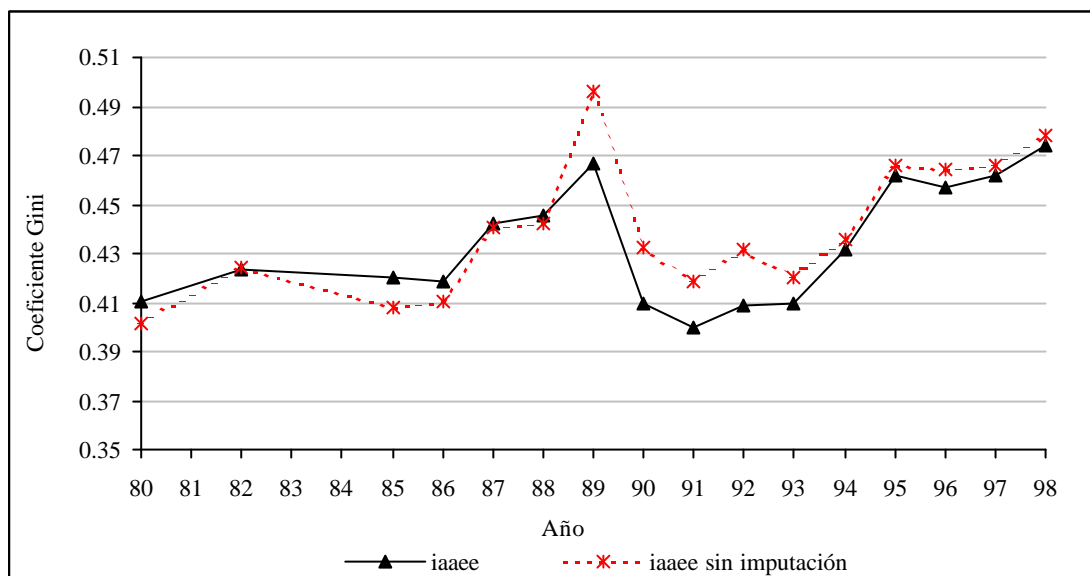
Las diferencias son menores en algunos años, pero no despreciables en otros. Considerando el Gini (Gráfico N° 4), el período 1988-1994 es el de mayor diferencia. A partir de esa fecha el ajuste deja de ser importante ya que el porcentaje de subdeclaración es menor.

Finalmente, el Cuadro N° 12 muestra los indicadores de desigualdad para el Conurbano en aquellos años en los que la información de la EPH permite distinguir esta región de la Capital Federal. Si bien el nivel de la desigualdad es significativamente distinto en los dos casos (la desigualdad es menor consideran-

do sólo el Conurbano), la evolución es semejante. La única diferencia relevante se da entre 1997 y 1998. Mientras que la desigualdad aumenta en el aglomerado, cae al considerar sólo el Conurbano.

En el anexo a este trabajo se presentan los indicadores de desigualdad para las ondas de mayo de la EPH. Dado que pueden existir problemas estacionales es recomendable presentar la información de las dos ondas (mayo y octubre) por separado. De cualquier manera con fines ilustrativos el Gráfico N° 6 presenta la evolución del coeficiente de Gini del ingreso equivalente en el período 1985-1998 para ambas ondas. Naturalmente las conclusiones son semejantes a las ya enunciadas. La desigualdad crece hacia fines de los ochenta, alcanza su pico en la hiperinflación, cae durante los dos primeros años de esta década y tiene un patrón claramente creciente desde principios de 1992 hasta el presente.

GRAFICO N° 4
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI DEL
INGRESO EQUIVALENTE (IAAEE) CON Y SIN IMPUTACION
POR NO RESPUESTA. OCTUBRE 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

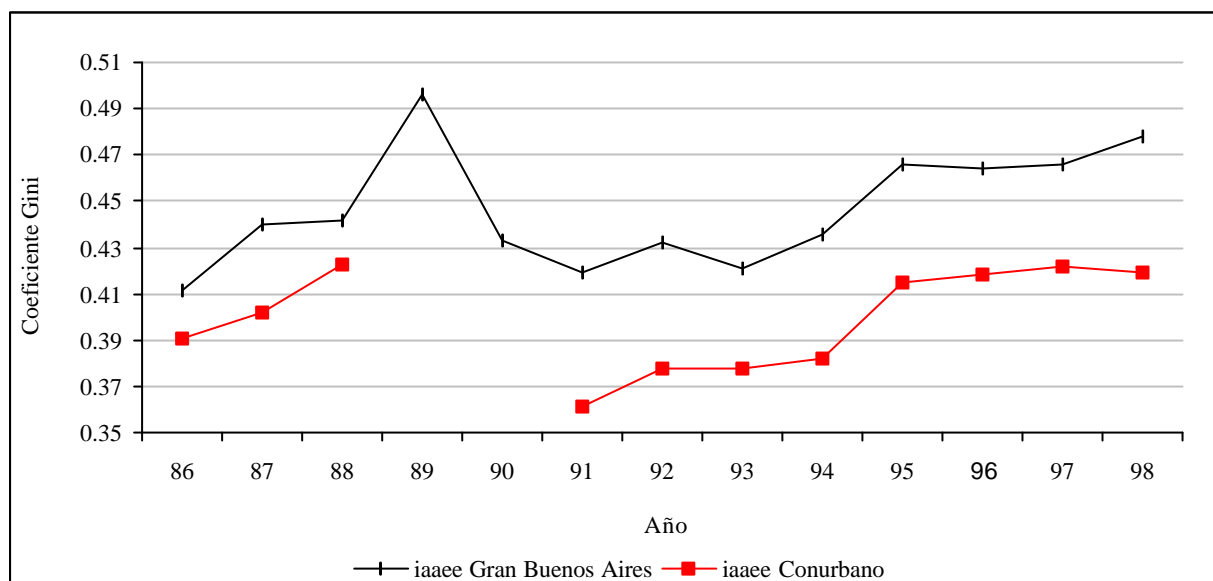
CUADRO N° 12
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE DESIGUALDAD.
INGRESO AJUSTADO PARA EL CONURBANO. OCTUBRE 1980-1998

	1986	1987	1988	1991	1992	1993
Gini	0,391	0,402	0,423	0,361	0,378	0,378
Theil	0,289	0,327	0,345	0,245	0,267	0,251
Coef. de variación	0,998	1,268	1,220	0,911	0,957	0,826
Atkinson (1)	0,235	0,248	0,273	0,204	0,221	0,225
Atkinson (1)	0,429	0,437	0,497	0,357	0,398	0,422
Atkinson (1)	0,617	0,602	0,710	0,497	0,577	0,601

	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	0,382	0,415	0,418	0,422	0,419
Theil	0,259	0,327	0,331	0,333	0,317
Coef. de variación	0,856	1,062	1,075	1,075	0,971
Atkinson (1)	0,221	0,268	0,269	0,275	0,272
Atkinson (1)	0,396	0,479	0,506	0,489	0,498
Atkinson (1)	0,544	0,706	0,775	0,682	0,699

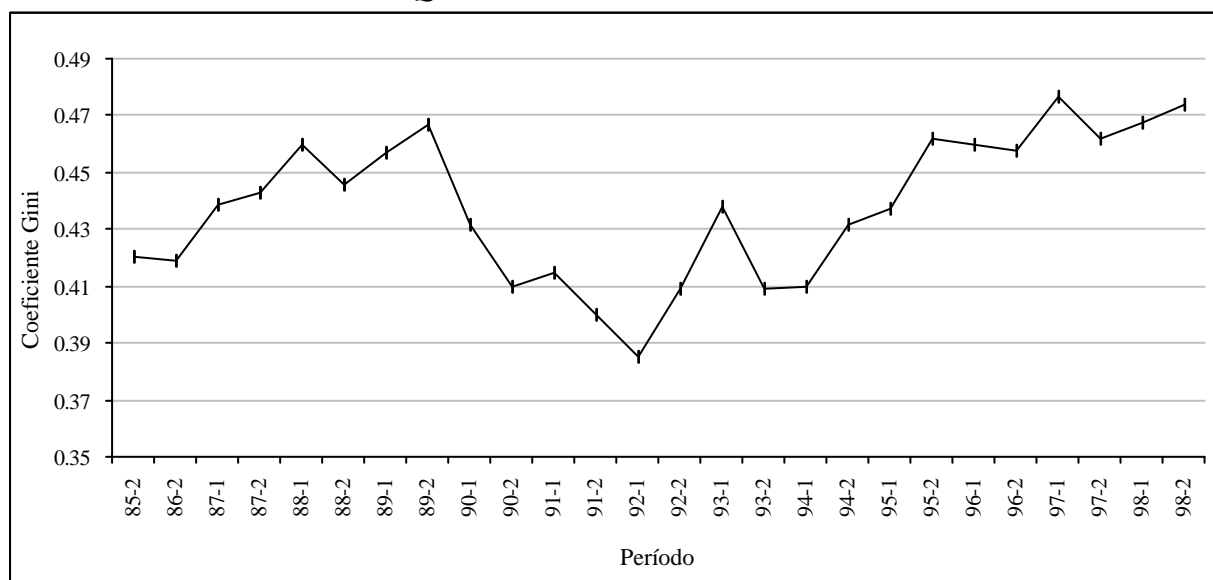
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO N° 5
GRAN BUENOS AIRES Y CONURBANO. COEFICIENTE DE GINI.
INGRESO EQUIVALENTE (IAAEE). OCTUBRE 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO N° 6
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI
DEL INGRESO EQUIVALENTE. MAYO Y OCTUBRE 1985-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

3.1. LA VARIABILIDAD DEL GINI Y LOS INTERVALOS DE CONFIANZA

En el Cuadro N° 13 se muestran los resultados de aplicar la metodología descripta en la sección anterior para estimar los intervalos de confianza del coeficiente de Gini. En cada fila se muestra el coeficiente de Gini estimado para cada año junto con su error estándar y el intervalo de confianza al 95% de significatividad. En el Gráfico N° 7 la línea só-

lida corresponde al coeficiente de Gini estimado y las líneas punteadas a los intervalos de confianza. 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 última columna, que contiene los coeficientes de variación del Gini, muestra que el desvío estándar es casi siempre inferior al 2% del coeficiente de Gini.

CUADRO N° 13
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. VARIABILIDAD MUESTRAL
DEL COEFICIENTE DE GINI. OCTUBRE 1980-1998

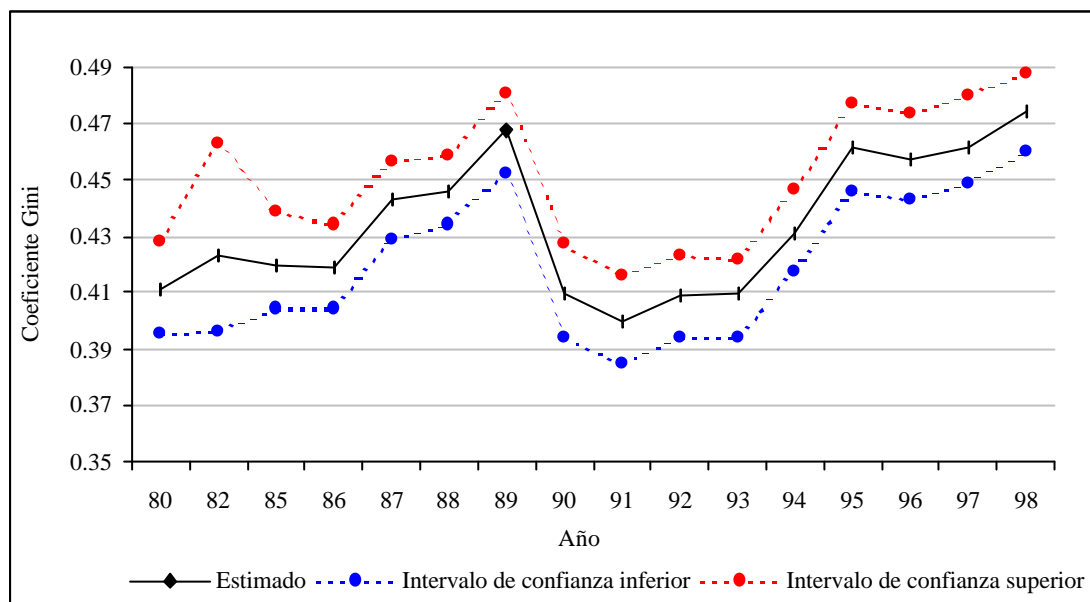
Año	Observado	Error Estándar	Coefficiente de Variación	[Int. de Confianza (95%)]	
80	0,4107	0,0085	2,1%	0,3954	0,4286
82	0,4233	0,0177	4,2%	0,3962	0,4629
85	0,4195	0,0086	2,0%	0,4043	0,4382
86	0,4190	0,0075	1,8%	0,4043	0,4345
87	0,4426	0,0069	1,6%	0,4289	0,4565
88	0,4457	0,0062	1,4%	0,4343	0,4590
89	0,4673	0,0074	1,6%	0,4524	0,4809
90	0,4095	0,0085	2,1%	0,3946	0,4278
91	0,3999	0,0080	2,0%	0,3851	0,4162
92	0,4090	0,0080	1,9%	0,3943	0,4232
93	0,4092	0,0063	1,5%	0,3943	0,4218
94	0,4313	0,0081	1,9%	0,4174	0,4464
95	0,4617	0,0080	1,7%	0,4456	0,4772
96	0,4573	0,0080	1,7%	0,4430	0,4731
97	0,4617	0,0080	1,7%	0,4487	0,4801
98	0,4737	0,0071	1,5%	0,4603	0,4875

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

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 ha empeorado entre esos dos años. Teniendo en cuenta que dichos coeficientes corresponden 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 (0,394; 0,422) y para el segundo es (0,446; 0,477). El hecho de que los intervalos de confianza (que contienen el 95% de los posibles valores del coeficiente de Gini, en cada caso) no se superpongan sugiere que, aun 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 empeoramiento en la distribución.

GRAFICO N° 7
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI
DEL INGRESO EQUIVALENTE. OCTUBRE 1980-1998
 Valores estimados e intervalos de confianza (95%)



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

4. LA DESIGUALDAD EN LA PLATA, BAHIA BLANCA Y MAR DEL PLATA

La EPH permite analizar la desigualdad en tres aglomerados urbanos de la provincia de Buenos Aires, además del GBA: La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. Esta sección está destinada a presentar información sobre la distribución en esas ciudades. Dado que no se cuenta con tantas observaciones como para el GBA se presenta la información para las dos ondas de la EPH en un mismo cuadro.

4.1. LA PLATA

La Plata es considerada tradicionalmente como una ciudad con una importante clase media, sustentada en un sector público y de servicios que emplea a buena parte de su población. Estas características hacen presumir una distribución del ingreso más igualitaria que en el Aglomerado Gran

Buenos Aires. Los resultados de los Cuadros N° 14 y N° 15 confirman esta presunción.

La curva de Lorenz por deciles de La Plata domina a la del Gran Buenos Aires en todas las ondas consideradas. Esta dominancia naturalmente se ve reflejada en los indicadores de desigualdad del Cuadro N° 16.¹⁴

La desigualdad ha tenido en los últimos 6 años en el Gran La Plata una evolución creciente, semejante a la del Aglomerado Gran Buenos Aires, aunque algo más atenuada. Todos los índices coinciden en señalar un considerable aumento de la desigualdad entre 1992 y 1998. El Gráfico N° 8 ilustra la evolución del coeficiente de Gini en el Gran La Plata. Después de un aumento considerable entre 1992 y 1993, el Gini se estabilizó dos años para crecer fuertemente en el Tequila. Luego de una caída en octubre de 1996, el coeficiente muestra una sorprendente estabilidad hasta la actualidad, la cual contrasta con el significativo aumento en el GBA.

¹⁴ El análisis de esta sección se hace en base al ingreso equivalente.

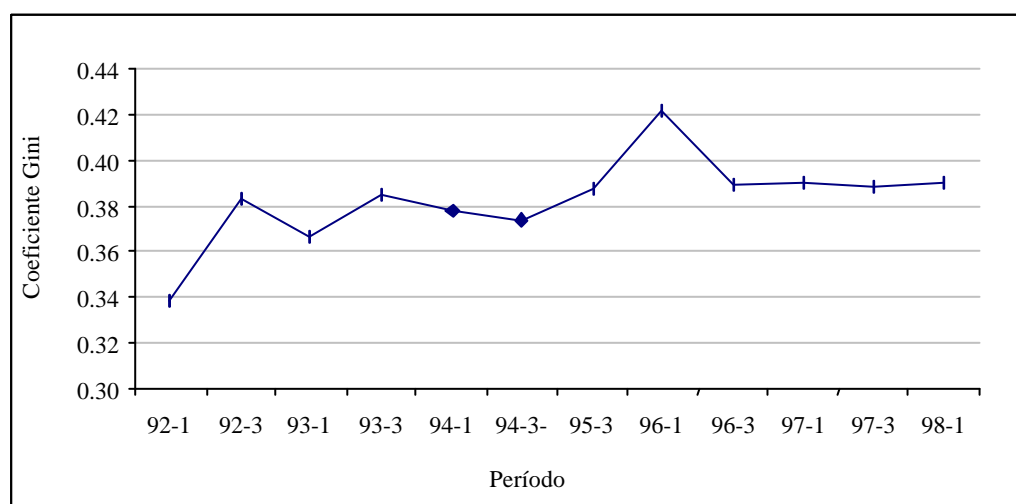
CUADRO N° 14
LA PLATA. DISTRIBUCION POR DECILES DEL
INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1992-1998

Decil	Mayo 1992	Octubre 1992	Mayo 1993	Octubre 1993	Mayo 1994	Octubre 1994
1	2,8%	2,5%	2,4%	2,5%	2,4%	2,3%
2	4,5%	3,8%	3,9%	3,8%	3,9%	3,8%
3	5,7%	4,9%	5,2%	4,9%	5,0%	4,9%
4	6,6%	6,0%	6,4%	6,0%	6,0%	6,1%
5	7,6%	7,2%	7,5%	7,0%	7,1%	7,4%
6	8,9%	8,4%	8,7%	8,3%	8,5%	8,8%
7	10,3%	10,1%	10,2%	10,1%	10,2%	10,4%
8	12,2%	12,4%	12,1%	12,3%	12,4%	12,4%
9	15,1%	15,6%	15,3%	15,8%	16,0%	15,9%
10	26,3%	29,1%	28,1%	29,3%	28,4%	27,9%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	Ocubre 1995	Mayo 1996	Ocubre 1996	Mayo 1997	Ocubre 1997	Mayo 1998
1	2,0%	1,9%	1,9%	2,0%	2,0%	2,1%
2	3,7%	3,4%	3,6%	3,6%	3,6%	3,7%
3	4,7%	4,4%	4,9%	4,8%	4,8%	5,0%
4	5,9%	5,5%	6,1%	6,1%	6,0%	6,2%
5	7,1%	6,7%	7,3%	7,3%	7,2%	7,1%
6	8,6%	8,2%	8,6%	8,6%	8,7%	8,3%
7	10,3%	9,9%	10,3%	10,2%	10,4%	9,8%
8	12,9%	12,2%	12,6%	12,4%	12,6%	12,1%
9	16,5%	15,6%	15,8%	15,9%	15,9%	16,3%
10	28,1%	32,2%	29,0%	29,1%	28,7%	29,4%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO N° 8
LA PLATA. COEFICIENTE DE GINI
DEL INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1992-1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO N° 15
LA PLATA. DISTRIBUCION POR DECILES DEL
INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1992-1998

Decil	Mayo 1992	Octubre 1992	Mayo 1993	Octubre 1993	Mayo 1994	Octubre 1994
1	2,8%	2,5%	2,4%	2,5%	2,4%	2,3%
2	7,3%	6,3%	6,4%	6,3%	6,3%	6,1%
3	13,0%	11,2%	11,6%	11,2%	11,3%	11,1%
4	19,6%	17,1%	18,0%	17,2%	17,3%	17,2%
5	27,2%	24,3%	25,5%	24,2%	24,5%	24,6%
6	36,1%	32,7%	34,2%	32,5%	33,0%	33,3%
7	46,4%	42,8%	44,4%	42,6%	43,1%	43,7%
8	58,6%	55,2%	56,5%	54,9%	55,6%	56,1%
9	73,7%	70,9%	71,9%	70,7%	71,6%	72,1%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	Octubre 1995	Mayo 1996	Octubre 1996	Mayo 1997	Octubre 1997	Mayo 1998
1	2,0%	1,9%	1,9%	2,0%	2,0%	2,1%
2	5,7%	5,4%	5,5%	5,6%	5,6%	5,8%
3	10,4%	9,8%	10,4%	10,4%	10,4%	10,8%
4	16,4%	15,3%	16,5%	16,5%	16,4%	16,9%
5	23,5%	21,9%	23,7%	23,7%	23,6%	24,1%
6	32,1%	30,2%	32,4%	32,4%	32,3%	32,4%
7	42,5%	40,0%	42,6%	42,6%	42,8%	42,2%
8	55,4%	52,2%	55,2%	55,0%	55,3%	54,3%
9	71,9%	67,8%	71,0%	70,9%	71,3%	70,6%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO N° 16
LA PLATA. INDICES DE DESIGUALDAD DEL
INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1992-1998

	92-1	92-3	93-1	93-3	94-1	94-3	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,338	0,383	0,367	0,385	0,378	0,374	0,388	0,422	0,390	0,391	0,389	0,391
Theil	0,204	0,262	0,247	0,266	0,256	0,239	0,257	0,331	0,267	0,270	0,266	0,270
Coef. de variación	0,744	0,874	0,874	0,888	0,881	0,783	0,813	1,026	0,849	0,865	0,855	0,872
Atkinson (1)	0,180	0,217	0,204	0,218	0,221	0,215	0,235	0,270	0,236	0,237	0,239	0,237
Atkinson (2)	0,325	0,390	0,381	0,384	0,403	0,393	0,502	0,468	0,443	0,460	0,467	0,428
Atkinson (3)	0,466	0,540	0,593	0,507	0,574	0,539	0,811	0,627	0,618	0,685	0,750	0,611

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

4.2. BAHIA BLANCA

La EPH brinda información sobre la ciudad de Bahía Blanca a partir de 1995. Esta ciudad ha sido una de las más afectadas por el desempleo en los últimos años por lo que es de esperar tasas altas y crecientes de la desigualdad. El Cuadro N° 17 presenta los indicadores de

desigualdad del ingreso equivalente. Según los cálculos, la desigualdad en Bahía Blanca parece más alta que en Buenos Aires y La Plata. Sin embargo, los coeficientes fluctúan exageradamente entre ondas, lo cual es indicio de problemas muestrales. La información de Bahía Blanca no parece lo suficientemente confiable como para obtener conclusiones como en el caso del GBA y La Plata.

CUADRO N° 17
BAHIA BLANCA. INDICES DE DESIGUALDAD
DEL INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1995-1998

	95-1	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,448	0,456	0,412	0,405	0,474	0,424
Theil	0,382	0,576	0,288	0,283	0,571	0,320
Coef. de variación	1,162	2,752	0,857	0,863	2,137	0,965
Atkinson (1)	0,300	0,310	0,256	0,250	0,331	0,276
Atkinson (2)	0,513	0,489	0,464	0,483	0,575	0,503
Atkinson (3)	0,717	0,653	0,660	0,753	0,829	0,683

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

4.3. MAR DEL PLATA

Un fenómeno similar al de Bahía Blanca ocurre en Mar del Plata. Los indicadores son variables y no

muestran un patrón claro (ver Cuadro N° 18). En general, la desigualdad en Mar del Plata, parece algo inferior a la de Bahía Blanca, pero significativamente superior a la de La Plata.

CUADRO N° 18
MAR DEL PLATA. INDICES DE DESIGUALDAD
DEL INGRESO EQUIVALENTE. AÑO 1995-1998

	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,426	0,411	0,414	0,402	0,450	0,426
Theil	0,322	0,288	0,286	0,271	0,398	0,349
Coef. de variación	0,950	0,844	0,830	0,823	1,203	1,124
Atkinson (1)	0,278	0,275	0,273	0,251	0,294	0,274
Atkinson (2)	0,508	0,572	0,526	0,446	0,486	0,480
Atkinson (3)	0,743	0,801	0,725	0,604	0,633	0,660

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

5. CONCLUSIONES

Este capítulo constituye un avance respecto de trabajos anteriores sobre medición de la desigualdad en cuanto se realizan imputaciones por no respuesta, se ajusta por subdeclaración y variables demográficas y se estudia la significatividad de los resultados a través de estimaciones de los intervalos de confianza de los índices.

El principal resultado que surge del análisis es el aumento significativo en la desigualdad en la distribución del ingreso en el Aglomerado Gran Buenos

Aires en el período 1992-1998. Este resultado es robusto a cambios en los indicadores de desigualdad y a cambios en las variables de interés. Los ajustes practicados afinan las estimaciones, pero no cambian las conclusiones fundamentales. El patrón creciente en la desigualdad evidenciado en el Aglomerado Gran Buenos Aires se repite para el Gran La Plata, aunque el crecimiento en los indicadores de desigualdad está algo más atenuado. En cambio, no existe un patrón claro en la evolución de la desigualdad en Bahía Blanca y Mar del Plata.

6. ANEXO¹⁵

CUADRO A1.1
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. PARTICIPACIONES. MAYO

Decil	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1	1,9%	1,7%	1,7%	1,8%	2,1%	2,3%
2	3,3%	3,0%	3,1%	3,3%	3,5%	3,9%
3	4,4%	3,9%	4,2%	4,3%	4,6%	5,0%
4	5,5%	5,0%	5,2%	5,4%	5,7%	6,0%
5	6,5%	6,1%	6,3%	6,6%	6,7%	7,2%
6	7,8%	7,5%	7,5%	7,9%	8,0%	8,4%
7	9,3%	9,3%	9,1%	9,7%	9,8%	10,0%
8	11,5%	12,1%	11,6%	12,1%	12,1%	12,1%
9	15,3%	16,5%	16,0%	16,1%	16,0%	15,6%
10	34,5%	34,8%	35,4%	32,7%	31,5%	29,6%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	1993	1995	1996	1997	1998
1	1,9%	1,8%	1,6%	1,6%	1,6%
2	3,3%	3,4%	3,1%	2,9%	3,0%
3	4,3%	4,3%	4,1%	3,8%	3,9%
4	5,4%	5,3%	5,1%	4,9%	4,9%
5	6,5%	6,4%	6,1%	5,9%	6,0%
6	7,9%	7,7%	7,4%	7,2%	7,3%
7	9,4%	9,4%	9,0%	9,1%	9,3%
8	11,8%	11,9%	11,8%	11,6%	11,8%
9	15,6%	16,4%	16,6%	16,3%	16,3%
10	33,9%	33,3%	35,1%	36,7%	35,9%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

¹⁵ El ingreso por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar se denomina alternativamente *ingreso equivalente* o *ingreso ajustado*. Todos los ingresos medios se expresan en pesos corrientes en la moneda de cada año.

CUADRO A1.2
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DATOS PARA CONSTRUIR
CURVAS DE LORENZ. MAYO

Decil	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1	1,9%	1,7%	1,7%	1,8%	2,1%	2,3%
2	5,2%	4,7%	4,8%	5,1%	5,5%	6,2%
3	9,6%	8,6%	9,0%	9,5%	10,1%	11,1%
4	15,1%	13,6%	14,1%	14,9%	15,8%	17,2%
5	21,6%	19,8%	20,4%	21,5%	22,5%	24,3%
6	29,4%	27,3%	27,9%	29,4%	30,5%	32,7%
7	38,7%	36,6%	37,0%	39,1%	40,4%	42,8%
8	50,2%	48,7%	48,6%	51,2%	52,5%	54,9%
9	65,5%	65,2%	64,6%	67,3%	68,5%	70,4%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Decil	1993	1995	1996	1997	1998
1	1,9%	1,8%	1,6%	1,6%	1,6%
2	5,2%	5,1%	4,7%	4,4%	4,5%
3	9,5%	9,5%	8,8%	8,3%	8,5%
4	14,9%	14,8%	13,9%	13,2%	13,4%
5	21,4%	21,2%	20,0%	19,1%	19,4%
6	29,3%	29,0%	27,4%	26,3%	26,7%
7	38,7%	38,4%	36,5%	35,4%	36,0%
8	50,6%	50,3%	48,2%	47,0%	47,8%
9	66,1%	66,7%	64,9%	63,3%	64,1%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.3
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR AJUSTADO. MAYO

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Gini	0,459	0,479	0,483	0,452	0,438	0,410	0,460	0,459	0,487	0,499	0,492
Theil	0,449	0,446	0,568	0,377	0,351	0,305	0,429	0,390	0,463	0,487	0,462
Coef. de variación	1,654	1,471	3,504	1,106	1,046	0,960	1,477	1,161	1,412	1,457	1,363
Atkinson (1)	0,307	0,340	0,341	0,311	0,289	0,257	0,309	0,311	0,348	0,358	0,357
Atkinson (1)	0,510	0,577	0,571	0,796	0,500	0,451	0,513	0,544	0,584	0,591	0,591
Atkinson (1)	0,674	0,804	0,779	0,992	0,694	0,654	0,656	0,728	0,786	0,769	0,785

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.4
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR SIN AJUSTAR. MAYO

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Gini	0,423	0,462	0,467	0,471	0,462	0,431	0,457	0,457	0,477	0,486	0,491
Theil	0,342	0,391	0,442	0,438	0,387	0,333	0,398	0,377	0,420	0,434	0,443
Coef. de variación	1,124	1,144	1,831	1,673	1,093	0,988	1,252	1,085	1,187	1,224	1,222
Atkinson (1)	0,262	0,313	0,321	0,337	0,315	0,272	0,309	0,316	0,332	0,346	0,355
Atkinson (2)	0,448	0,535	0,555	0,838	0,529	0,467	0,503	0,539	0,562	0,583	0,592
Atkinson (3)	0,602	0,695	0,783	0,993	0,716	0,614	0,641	0,718	0,749	0,768	0,785

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.5
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO AJUSTADO. MAYO

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Gini	0,439	0,460	0,457	0,431	0,415	0,385	0,438	0,437	0,460	0,476	0,468
Theil	0,408	0,409	0,469	0,343	0,312	0,268	0,397	0,351	0,404	0,448	0,410
Coef. de variación	1,541	1,391	2,461	1,040	0,971	0,884	1,474	1,078	1,239	1,409	1,210
Atkinson (1)	0,288	0,312	0,312	0,288	0,256	0,228	0,287	0,290	0,309	0,331	0,323
Atkinson (2)	0,479	0,539	0,527	0,770	0,459	0,407	0,474	0,503	0,539	0,553	0,549
Atkinson (3)	0,648	0,772	0,741	0,990	0,662	0,612	0,619	0,685	0,753	0,754	0,753

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.6
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Gini	0,469	0,480	0,489	0,438	0,432	0,420	0,460	0,456	0,467	0,482	0,475
Theil	0,474	0,461	0,560	0,378	0,348	0,328	0,446	0,385	0,422	0,470	0,436
Coef. de variación	1,778	1,508	2,615	1,198	1,071	1,046	1,625	1,121	1,283	1,520	1,288
Atkinson (1)	0,310	0,330	0,346	0,285	0,276	0,261	0,313	0,312	0,319	0,340	0,335
Atkinson (2)	0,499	0,528	0,562	0,832	0,472	0,469	0,541	0,543	0,539	0,576	0,574
Atkinson (3)	0,676	0,712	0,764	0,996	0,664	0,864	0,897	0,789	0,716	0,780	0,770

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.7
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO AJUSTADO SIN
IMPUTAR POR NO RESPUESTA. MAYO

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Gini	0,430	0,459	0,463	0,445	0,443	0,406	0,448	0,442	0,460	0,471	0,472
Theil	0,400	0,410	0,496	0,359	0,360	0,297	0,417	0,363	0,413	0,441	0,419
Coef. de variación	1,549	1,407	2,596	1,048	1,058	0,941	1,532	1,116	1,280	1,413	1,233
Atkinson (1)	0,272	0,311	0,318	0,299	0,288	0,245	0,299	0,290	0,312	0,324	0,326
Atkinson (2)	0,444	0,510	0,527	0,810	0,492	0,422	0,481	0,503	0,537	0,545	0,553
Atkinson (3)	0,585	0,668	0,748	0,992	0,686	0,559	0,619	0,677	0,754	0,749	0,755

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.8
CONURBANO. INGRESO AJUSTADO. MAYO

	1988	1989	1991	1992	1993	1995	1997	1998
Gini	0,416	0,403	0,377	0,349	0,413	0,403	0,422	0,437
Theil	0,317	0,291	0,255	0,217	0,374	0,302	0,324	0,373
Coef. de variación	1,020	0,925	0,868	0,773	1,625	1,036	1,017	1,227
Atkinson (1)	0,267	0,252	0,220	0,190	0,263	0,256	0,273	0,285
Atkinson (2)	0,488	0,469	0,411	0,365	0,438	0,464	0,490	0,505
Atkinson (3)	0,745	0,708	0,625	0,586	0,582	0,655	0,713	0,722

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.9
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR AJUSTADO. MAYO 1988

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	176,40	61,61	1.003.913	1.533
2	319,79	30,84	1.004.489	1.527
3	431,76	37,01	1.003.893	1.532
4	555,54	38,14	1.004.557	1.520
5	696,84	46,76	1.004.400	1.513
6	861,41	53,24	1.004.279	1.495
7	1.088,99	83,32	1.003.750	1.477
8	1.412,29	105,44	1.004.346	1.467
9	1.938,34	220,46	1.004.129	1.437
10	4.245,02	4.074,10	1.004.946	1.410
Total	1.172,86	1.724,76	10.042.702	14.911

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.10
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR SIN AJUSTAR. MAYO 1988

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	12,39	401,76	1.348.496	2.082
2	21,84	220,68	1.024.743	1.563
3	29,33	217,49	950.898	1.440
4	37,22	226,48	821.101	1.235
5	45,24	310,29	827.274	1.230
6	55,66	380,15	770.470	1.141
7	69,76	443,85	824.353	1.207
8	87,59	659,65	766.252	1.102
9	119,43	140,13	779.063	1.107
10	243,25	146,50	669.467	931
Total	63,58	727,34	8.782.117	13.038

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.11
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO
AJUSTADO. MAYO 1988

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	30,63	103,20	1.003.775	1.528
2	53,57	49,03	1.004.287	1.525
3	70,61	557,93	1.004.601	1.535
4	89,49	550,02	1.003.940	1.516
5	109,70	644,56	1.004.720	1.516
6	134,71	834,77	1.004.137	1.497
7	167,23	115,93	1.003.762	1.474
8	215,94	164,99	1.004.501	1.473
9	296,01	332,16	1.004.483	1.438
10	623,81	58,53	1.004.496	1.409
Total	179,19	249,33	10.042.702	14.911

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.12
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO
INDIVIDUAL. MAYO 1988

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	461,04	14,67	485.466	733
2	722,82	49,59	485.566	721
3	919,92	699,08	485.871	721
4	115,34	682,56	485.808	720
5	141,68	892,35	485.420	723
6	170,07	101,20	485.813	721
7	211,42	157,59	485.885	721
8	278,02	258,24	485.853	709
9	401,29	51,51	485.532	701
10	91,79	86,73	486.116	686
Total	244,67	368,99	4.857.330	7.156

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.13
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	95,36	33,57	1.120.081	1.110
2	183,31	19,38	1.120.044	1.109
3	247,04	15,75	1.120.219	1.108
4	316,60	20,13	1.120.095	1.099
5	387,80	22,25	1.120.449	1.102
6	484,93	32,62	1.120.007	1.090
7	624,65	44,94	1.120.955	1.085
8	812,23	64,19	1.119.998	1.076
9	1.138,29	127,78	1.120.343	1.060
10	2.587,22	1.967,39	1.120.727	1.032
Total	687,84	937,84	11.202.918	10.871

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.14
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO PER CAPITA
FAMILIAR SIN AJUSTAR. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	61,73	22,74	1.621.053	1.608
2	115,21	11,78	1.365.221	1.354
3	156,05	11,62	1.179.887	1.158
4	195,54	12,41	1.133.844	1.118
5	245,60	16,09	1.084.514	1.056
6	314,36	21,75	1.021.585	990
7	399,77	27,57	951.986	919
8	529,89	43,89	930.744	884
9	756,75	99,33	895.483	837
10	1.587,77	877,30	703.691	644
Total	359,98	439,86	10.888.008	10.568

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.15
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO
AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	163,43	55,29	1.120.204	1.110
2	304,31	33,98	1.119.575	1.106
3	404,03	25,40	1.120.964	1.108
4	506,26	31,44	1.120.368	1.098
5	615,13	32,53	1.119.609	1.100
6	752,41	48,84	1.121.022	1.096
7	956,22	66,52	1.119.755	1.080
8	1.215,26	88,33	1.120.295	1.080
9	1.674,81	198,51	1.120.743	1.063
10	3.684,06	2.392,37	1.120.383	1.030
Total	1.027,66	1.243,93	11.202.918	10.871

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.16
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESO
INDIVIDUAL. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	201,06	74,16	579.978	566
2	370,47	38,16	580.326	568
3	527,29	54,89	580.390	565
4	676,81	64,49	580.340	564
5	835,73	44,90	580.352	564
6	1.015,00	48,66	579.721	561
7	1.252,09	79,35	580.447	564
8	1.569,26	115,43	581.131	558
9	2.139,31	240,94	579.575	547
10	5.004,88	3.567,85	581.190	538
Total	1.359,75	1.751,22	5.803.450	5.595

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.17
CONURBANO. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1988

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	302,40	104,15	862.653	1.320
2	535,29	48,87	867.446	1.331
3	703,59	55,30	861.663	1.325
4	893,78	54,19	797.478	1.217
5	1.098,19	65,31	811.007	1.239
6	1.345,02	84,91	743.538	1.127
7	1.672,81	122,26	682.431	1.016
8	2.153,81	159,23	637.315	949
9	2.944,53	330,35	540.085	797
10	5.569,08	3.373,87	367.704	532
Total	1.406,61	1.435,03	7.171.320	10.853

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.18
CONURBANO. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	163,21	55,24	1.031.685	1.026
2	303,37	33,86	1.022.973	1.017
3	403,48	25,37	1.016.944	1.012
4	503,83	31,62	925.223	917
5	614,52	32,16	933.608	927
6	751,62	48,99	901.343	890
7	953,80	66,58	801.200	787
8	1.209,55	90,51	827.725	812
9	1.649,39	189,97	613.256	600
10	3.783,70	2.778,78	426.496	408
Total	823,13	1.009,70	8.500.453	8.396

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.19
CONURBANO. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO (IAPCF)

	92-1	92-3	93-1	93-3	94-1	94-3	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,361	0,405	0,388	0,395	0,398	0,391	0,405	0,438	0,412	0,410	0,408	0,413
Theil	0,234	0,296	0,276	0,275	0,286	0,263	0,285	0,354	0,299	0,299	0,293	0,306
Coef. de variación	0,813	0,948	0,927	0,895	0,955	0,838	0,877	1,060	0,908	0,926	0,911	0,951
Atkinson (1)	0,200	0,248	0,225	0,233	0,246	0,235	0,262	0,286	0,261	0,258	0,262	0,257
Atkinson (2)	0,354	0,424	0,413	0,407	0,436	0,425	0,543	0,503	0,484	0,492	0,501	0,473
Atkinson (3)	0,497	0,579	0,624	0,538	0,612	0,576	0,850	0,669	0,659	0,710	0,770	0,666

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.20
CONURBANO. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN AJUSTAR (IPCF)

	92-1	92-3	93-1	93-3	94-1	94-3	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,385	0,428	0,381	0,402	0,404	0,387	0,414	0,460	0,420	0,424	0,419	0,411
Theil	0,272	0,341	0,267	0,286	0,292	0,252	0,309	0,411	0,304	0,322	0,309	0,299
Coef. de variación	0,905	1,050	0,921	0,924	0,934	0,795	0,958	1,235	0,892	0,971	0,934	0,926
Atkinson (1)	0,220	0,267	0,229	0,243	0,251	0,237	0,270	0,320	0,272	0,274	0,273	0,256
Atkinson (2)	0,390	0,446	0,411	0,418	0,445	0,431	0,525	0,532	0,500	0,497	0,522	0,460
Atkinson (3)	0,539	0,593	0,639	0,548	0,622	0,588	0,817	0,689	0,676	0,711	0,790	0,626

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.21
CONURBANO. INGRESO INDIVIDUAL (IIAJU)

	92-1	92-3	93-1	93-3	94-1	94-3	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,399	0,410	0,405	0,418	0,420	0,413	0,407	0,432	0,401	0,423	0,418	0,413
Theil	0,288	0,315	0,308	0,329	0,321	0,300	0,294	0,365	0,291	0,328	0,318	0,310
Coef. de variación	0,933	1,017	1,004	1,050	1,018	0,917	0,908	1,183	0,923	1,003	0,970	0,971
Atkinson (1)	0,233	0,248	0,249	0,261	0,265	0,254	0,248	0,283	0,247	0,266	0,271	0,254
Atkinson (2)	0,400	0,426	0,420	0,431	0,442	0,428	0,449	0,476	0,461	0,479	0,495	0,451
Atkinson (3)	0,556	0,603	0,566	0,559	0,564	0,562	0,636	0,657	0,681	0,676	0,697	0,616

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.22
CONURBANO. INGRESO AJUSTADO SIN IMPUTAR POR NO RESPUESTA (IAAEE)

	92-1	92-3	93-1	93-3	94-1	94-3	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,356	0,401	0,381	0,412	0,391	0,390	0,396	0,443	0,409	0,404	0,401	0,396
Theil	0,227	0,293	0,267	0,305	0,282	0,263	0,271	0,371	0,293	0,292	0,287	0,280
Coef. de variación	0,795	0,944	0,916	0,964	0,960	0,833	0,845	1,113	0,892	0,918	0,909	0,895
Atkinson (1)	0,193	0,243	0,223	0,249	0,235	0,235	0,245	0,289	0,254	0,252	0,253	0,242
Atkinson (2)	0,353	0,411	0,401	0,421	0,416	0,418	0,521	0,491	0,465	0,465	0,481	0,422
Atkinson (3)	0,498	0,560	0,619	0,542	0,585	0,564	0,824	0,644	0,634	0,681	0,762	0,580

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.23
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1992

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	118,65	28,20	58.657	341
2	191,23	17,63	58.594	341
3	245,54	10,70	58.610	339
4	283,22	12,67	58.640	342
5	329,67	15,96	58.738	340
6	385,87	17,44	58.708	332
7	457,78	25,38	58.642	334
8	544,94	31,77	58.547	336
9	687,48	60,14	58.740	328
10	1.266,50	583,32	58.719	325
Total	451,22	366,73	58.6595	3.358

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.24
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN
AJUSTAR. MAYO 1992

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	61,88	15,96	52.286	306
2	105,89	11,84	56.844	330
3	134,67	6,39	42.021	243
4	151,29	4,19	36.376	211
5	175,71	9,36	52.118	301
6	212,19	12,32	45.584	258
7	255,71	13,04	49.580	284
8	310,42	18,77	41.557	231
9	407,54	43,29	38.643	218
10	802,23	382,13	36.221	198
Total	242,96	219,97	451.230	2.580

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.25
LA PLATA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1992

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	192,49	47,52	58.590	340
2	307,17	27,51	58.692	341
3	387,50	18,22	58.690	339
4	454,94	19,69	58.622	342
5	521,29	18,37	58.571	339
6	605,82	29,14	58.788	334
7	705,05	34,47	58.468	333
8	835,85	42,96	58.696	334
9	1.035,83	75,53	58.662	330
10	1.794,42	801,02	58.816	326
Total	684,38	509,48	586.595	3.358

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.26
LA PLATA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1992

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	225,65	47,30	32.861	187
2	276,63	13,32	32.816	188
3	376,26	28,25	33.031	187
4	479,81	28,16	32.872	187
5	583,98	24,61	32.839	183
6	675,87	45,54	33.025	190
7	836,59	49,08	32.935	189
8	1.032,62	59,29	32.815	188
9	1.325,58	127,37	32.924	188
10	2.519,23	1.338,77	32.999	184
Total	833,76	777,83	329.117	1.871

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.27
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1993

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	124,26	31,21	62.172	360
2	206,76	19,56	62.186	354
3	275,85	18,27	62.204	352
4	341,50	17,46	62.144	352
5	398,35	18,05	62.261	347
6	473,01	27,59	62.233	344
7	559,00	27,22	62.038	338
8	670,68	46,76	62.180	347
9	881,27	81,87	62.335	340
10	1.638,69	946,79	62.247	326
Total	557,11	516,19	622.000	3.460

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.28
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN
AJUSTAR. MAYO 1993

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	69,40	18,95	60.801	351
2	117,91	14,58	52.609	303
3	153,58	8,07	42.340	240
4	186,02	9,69	56.811	315
5	221,48	13,11	51.117	285
6	265,10	11,03	46.258	256
7	310,08	17,23	47.752	262
8	390,77	22,85	42.509	231
9	506,86	42,78	39.205	213
10	902,77	557,67	33.471	173
Total	280,38	258,22	472.873	2.629

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.29
LA PLATA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1993

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	206,43	48,90	62.041	359
2	331,86	30,22	62.157	353
3	437,02	33,42	62.267	352
4	538,30	30,33	62.202	351
5	635,15	26,95	62.233	346
6	731,13	25,93	62.219	346
7	860,89	42,62	62.255	341
8	1.023,67	58,70	62.141	343
9	1.293,50	117,56	62.211	342
10	2.368,82	1.362,33	62.274	327
Total	842,99	736,58	622.000	3.460

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.30
LA PLATA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1993

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	234,18	45,85	34.976	195
2	348,49	42,87	34.923	191
3	475,90	39,34	34.944	192
4	594,39	25,19	35.029	193
5	734,55	48,07	34.917	191
6	853,52	52,46	35.050	195
7	1.026,51	44,03	35.024	194
8	1.252,89	77,92	34.925	191
9	1.613,33	156,71	34.940	193
10	3.166,57	1.995,30	35.172	188
Total	1.031,24	1.035,34	349.900	1.923

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.31
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	110,27	33,23	59.349	359
2	200,61	20,31	59.411	355
3	276,16	21,89	59.327	355
4	346,88	17,42	59.435	353
5	406,02	16,29	59.351	350
6	484,43	25,48	59.490	350
7	580,25	31,54	59.304	346
8	729,71	51,88	59.385	341
9	985,86	112,74	59.426	343
10	1.825,76	944,23	59.478	335
Total	594,83	565,70	593.956	3.487

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.32
LA PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
SIN AJUSTAR. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	70,11	22,53	84.298	510
2	124,64	13,87	57.373	343
3	166,30	11,06	63.623	378
4	200,58	7,59	55.761	330
5	236,55	12,56	53.990	317
6	282,37	14,91	53.296	314
7	345,06	25,56	50.904	295
8	433,90	29,32	44.009	252
9	590,40	61,37	48.734	281
10	1.050,52	497,25	37.428	209
Total	304,68	282,27	549.416	3.229

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.33
LA PLATA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	189,35	56,41	59.241	358
2	327,24	34,01	59.463	355
3	440,63	35,47	59.399	354
4	548,26	22,41	59.476	352
5	634,08	30,52	59.344	352
6	740,94	31,64	59.315	346
7	874,38	42,21	59.412	347
8	1.072,34	65,39	59.508	344
9	1.452,39	185,77	59.366	344
10	2.614,12	1.199,16	59.432	335
Total	889,60	776,02	593.956	3.487

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.34
LA PLATA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	224,54	61,19	33.454	197
2	379,47	38,38	33.686	195
3	542,07	47,30	33.424	193
4	639,96	41,38	33.559	196
5	776,09	35,48	33.593	195
6	920,12	69,01	33.676	197
7	1.094,17	81,43	33.628	197
8	1.343,77	97,26	33.446	194
9	1.797,43	173,42	33.630	195
10	3.544,75	1.854,87	33.670	192
Total	1.127,23	1.094,31	335.766	1.951

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.35
BAHIA BLANCA. PARTICIPACIONES

Decil	Mayo 1995	Mayo 1996	Octubre 1996	Mayo 1997	Octubre 1997	Mayo 1998
1	1,9%	2,0%	1,9%	2,1%	1,8%	1,6%
2	3,1%	3,3%	3,3%	3,6%	3,1%	3,1%
3	4,2%	4,5%	4,6%	4,8%	4,1%	4,4%
4	5,1%	5,3%	5,6%	5,8%	5,2%	5,6%
5	6,1%	6,2%	6,7%	6,7%	6,2%	6,9%
6	7,6%	7,2%	8,0%	7,9%	7,2%	8,1%
7	9,6%	8,8%	9,7%	9,7%	8,6%	10,0%
8	12,0%	11,0%	13,0%	12,1%	10,6%	12,2%
9	16,0%	15,2%	17,2%	16,6%	14,5%	16,4%
10	34,4%	36,7%	29,9%	30,6%	38,7%	31,5%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.36
BAHIA BLANCA. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ

Decil	Mayo 1995	Mayo 1996	Octubre 1996	Mayo 1997	Octubre 1997	Mayo 1998
1	1,9%	2,0%	1,9%	2,1%	1,8%	1,6%
2	5,0%	5,3%	5,2%	5,7%	4,9%	4,7%
3	9,2%	9,8%	9,8%	10,5%	9,0%	9,1%
4	14,3%	15,1%	15,4%	16,3%	14,2%	14,8%
5	20,4%	21,3%	22,1%	23,0%	20,4%	21,7%
6	28,1%	28,4%	30,2%	30,9%	27,6%	29,8%
7	37,6%	37,2%	39,9%	40,7%	36,2%	39,8%
8	49,6%	48,2%	52,9%	52,8%	46,8%	52,1%
9	65,6%	63,3%	70,1%	69,4%	61,3%	68,5%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.37
BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO (IAPCF)

	95-1	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,466	0,481	0,434	0,422	0,496	0,445
Theil	0,413	0,622	0,322	0,310	0,628	0,359
Coef. de variación	1,214	2,815	0,916	0,914	2,276	1,063
Atkinson (1)	0,323	0,335	0,281	0,271	0,362	0,308
Atkinson (2)	0,549	0,525	0,506	0,513	0,608	0,542
Atkinson (3)	0,747	0,690	0,700	0,750	0,849	0,718

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.38
BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN AJUSTAR (IPCF)

	95-1	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,451	0,438	0,426	0,423	0,489	0,431
Theil	0,365	0,374	0,310	0,317	0,603	0,328
Coef. de variación	1,041	1,227	0,894	0,948	2,221	0,951
Atkinson (1)	0,301	0,288	0,277	0,274	0,353	0,292
Atkinson (2)	0,534	0,483	0,495	0,517	0,608	0,530
Atkinson (3)	0,743	0,663	0,701	0,760	0,855	0,719

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.39
BAHIA BLANCA. INGRESO INDIVIDUAL (IIAJU)

	95-1	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,452	0,467	0,427	0,442	0,498	0,449
Theil	0,384	0,586	0,311	0,353	0,710	0,361
Coef. de variación	1,132	2,716	0,904	1,034	3,390	1,034
Atkinson (1)	0,307	0,323	0,279	0,299	0,363	0,299
Atkinson (2)	0,570	0,521	0,507	0,555	0,562	0,552
Atkinson (3)	0,831	0,697	0,717	0,759	0,725	0,770

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.40**BAHIA BLANCA. INGRESO AJUSTADO SIN IMPUTAR POR NO RESPUESTA (IAAEE)**

	95-1	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,452	0,466	0,417	0,410	0,480	0,428
Theil	0,392	0,613	0,298	0,291	0,590	0,326
Coef. de variación	1,191	2,870	0,884	0,879	2,177	0,974
Atkinson (1)	0,303	0,324	0,261	0,253	0,342	0,287
Atkinson (2)	0,518	0,500	0,463	0,489	0,581	0,509
Atkinson (3)	0,719	0,661	0,662	0,737	0,833	0,687

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.41**BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1995**

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	91,90	35,03	26.116	178
2	158,32	16,73	26.031	175
3	216,39	16,66	26.043	176
4	269,07	13,47	26.271	175
5	325,56	20,95	25.985	171
6	404,38	24,79	26.152	174
7	505,03	29,49	26.133	170
8	655,97	53,97	26.199	170
9	886,45	97,11	26.066	172
10	1.945,86	1.297,28	26.179	164
Total	546,34	663,24	261.175	1.725

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.42**BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN
AJUSTAR. MAYO 1995**

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	58,48	19,35	38.819	264
2	104,77	10,25	30.497	207
3	139,46	8,45	27.502	184
4	172,73	14,95	26.915	179
5	211,57	12,01	24.402	162
6	263,04	16,25	26.120	170
7	320,71	18,57	21.156	135
8	396,21	30,60	20.825	137
9	557,62	78,96	21.952	142
10	1.097,03	485,99	18.971	118
Total	288,04	299,88	257.159	1.698

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.43
BAHIA BLANCA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1995

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	153,31	55,42	25.993	177
2	257,06	17,08	26.214	176
3	347,14	23,73	26.063	175
4	417,95	19,94	26.199	174
5	502,79	26,64	26.036	173
6	622,46	51,92	26.178	175
7	786,12	49,43	26.122	171
8	983,40	66,52	26.049	168
9	1.316,74	148,28	26.081	170
10	2.807,65	1.875,98	26.240	166
Total	820,42	953,14	261.175	1.725

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.44
BAHIA BLANCA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1995

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	199,93	74,72	12.797	85
2	333,47	46,04	13.006	86
3	441,44	39,72	12.787	85
4	581,83	33,19	12.980	86
5	715,40	49,19	12.921	85
6	862,99	56,53	12.898	85
7	1.040,73	60,26	12.932	85
8	1.328,10	110,34	12.911	84
9	1.785,91	167,45	12.892	83
10	3.857,33	2.336,93	13.017	83
Total	1.117,44	1.264,91	129.141	847

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.45
BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	84,62	27,63	26.157	187
2	162,88	23,08	26.184	188
3	241,28	21,11	26.136	185
4	309,82	20,21	26.348	184
5	381,20	19,37	26.125	182
6	469,70	36,03	26.214	180
7	577,06	25,58	26.266	182
8	707,21	44,82	26.133	175
9	952,08	121,38	26.231	179
10	1.912,03	1.090,45	26.337	172
Total	580,58	616,95	262.131	1.814

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.46
BAHIA BLANCA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN
AJUSTAR. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	55,97	21,16	37.263	269
2	114,60	14,04	32.224	229
3	158,77	11,32	28.347	198
4	197,04	10,66	27.701	192
5	235,29	12,97	22.889	156
6	283,62	13,61	25.507	177
7	336,96	15,99	25.429	171
8	416,46	32,49	22.032	150
9	590,67	69,57	21.078	143
10	1.098,18	418,85	18.385	119
Total	301,86	287,05	260.855	1.804

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.47
BAHIA BLANCA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	144,15	44,88	26.159	187
2	267,55	32,57	26.182	187
3	385,59	32,15	26.193	186
4	492,95	33,16	26.214	184
5	604,68	26,92	26.263	179
6	712,69	41,38	26.135	181
7	870,51	49,43	26.318	182
8	1.066,59	59,16	26.227	178
9	1.433,64	178,35	26.213	178
10	2.751,76	1.340,96	26.227	172
Total	873,38	842,44	262.131	1.814

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.48
BAHIA BLANCA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	199,07	86,16	13.937	97
2	356,44	36,82	14.012	96
3	439,74	40,75	13.890	96
4	568,79	37,76	14.027	97
5	708,69	45,97	14.033	94
6	841,28	43,82	14.073	97
7	1.046,55	74,33	13.992	97
8	1.364,94	142,15	13.879	95
9	1.845,19	182,08	13.986	94
10	3.767,85	1.767,31	14.136	94
Total	1.116,68	1.154,10	139.965	957

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.49
MAR DEL PLATA. PARTICIPACIONES

Decil	Octubre 1995	Mayo 1996	Octubre 1996	Mayo 1997	Octubre 1997	Mayo 1998
1	1,8%	1,5%	1,5%	2,0%	1,8%	1,9%
2	3,3%	3,3%	3,2%	3,3%	3,3%	3,3%
3	4,5%	4,4%	4,4%	4,6%	4,3%	4,4%
4	5,4%	5,8%	5,3%	5,8%	5,1%	5,6%
5	6,7%	7,2%	6,8%	6,8%	6,1%	6,4%
6	8,1%	8,6%	8,6%	8,3%	7,4%	7,9%
7	9,7%	10,3%	10,7%	10,2%	9,5%	9,9%
8	12,0%	12,5%	13,2%	13,2%	11,8%	12,6%
9	16,0%	16,2%	17,6%	17,1%	15,3%	16,0%
10	32,4%	30,2%	28,7%	28,6%	35,3%	32,0%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.50
MAR DEL PLATA. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ

Decil	Octubre 1995	Mayo 1996	Octubre 1996	Mayo 1997	Octubre 1997	Mayo 1998
1	1,8%	1,5%	1,5%	2,0%	1,8%	1,9%
2	5,1%	4,8%	4,7%	5,3%	5,2%	5,2%
3	9,6%	9,2%	9,1%	10,0%	9,4%	9,6%
4	15,0%	15,0%	14,4%	15,7%	14,6%	15,2%
5	21,7%	22,3%	21,3%	22,5%	20,7%	21,6%
6	29,9%	30,9%	29,9%	30,8%	28,1%	29,5%
7	39,6%	41,1%	40,5%	41,0%	37,6%	39,4%
8	51,6%	53,6%	53,7%	54,3%	49,4%	52,0%
9	67,6%	69,8%	71,3%	71,4%	64,7%	68,0%
10	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.51
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR AJUSTADO (IAPCF)

	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,450	0,432	0,433	0,419	0,467	0,440
Theil	0,363	0,320	0,316	0,307	0,432	0,363
Coef. de variación	1,027	0,906	0,882	0,920	1,265	1,116
Atkinson (1)	0,306	0,301	0,302	0,268	0,323	0,292
Atkinson (2)	0,539	0,607	0,562	0,478	0,518	0,506
Atkinson (3)	0,750	0,822	0,749	0,644	0,665	0,678

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.52
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR SIN AJUSTAR (IPCF)

	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,438	0,391	0,429	0,415	0,435	0,423
Theil	0,336	0,265	0,313	0,298	0,339	0,326
Coef. de variación	0,969	0,816	0,889	0,896	0,996	1,014
Atkinson (1)	0,284	0,261	0,289	0,266	0,283	0,270
Atkinson (2)	0,484	0,550	0,549	0,463	0,472	0,486
Atkinson (3)	0,627	0,786	0,738	0,607	0,608	0,668

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.53
MAR DEL PLATA. INGRESO INDIVIDUAL (IIAJU)

	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,452	0,454	0,425	0,433	0,485	0,461
Theil	0,370	0,371	0,319	0,328	0,493	0,424
Coef. de variación	1,055	1,046	0,936	0,951	1,541	1,358
Atkinson (1)	0,309	0,311	0,274	0,285	0,344	0,319
Atkinson (2)	0,535	0,537	0,491	0,517	0,574	0,601
Atkinson (3)	0,734	0,729	0,667	0,715	0,768	0,875

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.54
MAR DEL PLATA. INGRESO AJUSTADO SIN IMPUTAR POR
NO RESPUESTA (IAEE)

	95-3	96-1	96-3	97-1	97-3	98-1
Gini	0,432	0,414	0,429	0,404	0,456	0,428
Theil	0,333	0,295	0,311	0,275	0,410	0,353
Coef. de variación	0,973	0,858	0,883	0,834	1,227	1,135
Atkinson (1)	0,280	0,284	0,286	0,244	0,302	0,281
Atkinson (2)	0,510	0,572	0,526	0,447	0,490	0,482
Atkinson (3)	0,743	0,791	0,716	0,604	0,635	0,662

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.55
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1996

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	74,81	38,26	51.020	201
2	165,67	22,32	50.951	183
3	235,23	26,98	51.152	194
4	302,77	21,08	50.908	180
5	380,27	22,44	51.137	192
6	463,04	25,26	48.098	171
7	549,27	35,21	53.886	180
8	694,37	48,02	51.048	165
9	944,12	103,93	51.144	180
10	1.726,79	612,12	51.185	144
Total	554,59	502,69	510.529	1.790

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.56
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
SIN AJUSTAR. MAYO 1996

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	56,91	25,50	72.667	285
2	117,17	16,17	60.789	233
3	157,14	9,04	49.679	171
4	200,49	12,68	52.762	204
5	250,09	13,43	53.320	194
6	296,32	15,19	41.537	136
7	348,85	15,09	48.302	139
8	410,69	17,92	35.658	97
9	490,70	26,07	39.542	119
10	852,19	337,86	38.702	141
Total	282,31	230,44	492.958	1.719

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.57
MAR DEL PLATA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1996

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	127,22	63,52	50.939	201
2	276,42	31,04	51.137	194
3	373,41	30,06	51.053	160
4	489,48	35,98	50.968	194
5	605,55	30,22	51.159	194
6	728,58	35,72	50.776	164
7	859,79	48,49	51.338	193
8	1.053,10	58,03	50.877	167
9	1.364,85	154,30	51.099	176
10	2.530,78	764,29	51.183	147
Total	841,47	710,17	510.529	1.790

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.58
MAR DEL PLATA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1996

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	192,55	69,43	24.631	93
2	301,51	29,82	26.263	65
3	423,53	43,65	25.719	90
4	571,46	38,33	25.506	83
5	738,42	49,75	25.625	86
6	903,56	77,90	25.615	100
7	1.109,66	80,15	25.441	73
8	1.356,42	111,29	25.607	80
9	1.764,49	153,38	25.362	91
10	3.833,73	1.819,24	25.838	88
Total	1.122,69	1.174,46	255.607	849

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.59
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	101,61	34,52	54.256	198
2	179,38	18,64	54.591	187
3	251,81	24,55	54.455	199
4	312,32	15,97	54.431	178
5	369,51	17,64	54.525	168
6	461,92	33,92	54.339	159
7	592,52	36,51	54.426	183
8	730,93	35,70	54.389	187
9	938,12	98,33	54.482	161
10	1.936,64	1.291,91	54.660	167
Total	588,07	656,37	544.554	1.787

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.60
MAR DEL PLATA. INGRESO PER CAPITA FAMILIAR
SIN AJUSTAR. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	63,81	19,92	74.787	275
2	118,57	15,16	72.356	259
3	157,77	9,46	59.937	197
4	191,97	8,63	50.043	153
5	230,16	14,02	54.346	155
6	290,70	15,63	52.074	179
7	354,76	19,02	58.226	194
8	438,46	31,79	47.846	146
9	581,29	64,36	42.025	137
10	1.072,57	631,87	40.392	114
Total	306,95	311,18	552.032	1.809

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.61
MAR DEL PLATA. INGRESO AJUSTADO. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	172,48	59,49	54.401	198
2	295,84	23,01	54.284	185
3	390,95	38,44	54.440	179
4	499,16	20,17	54.519	178
5	569,70	23,59	54.600	178
6	703,62	42,46	54.367	166
7	879,17	65,46	54.451	187
8	1.124,01	64,40	54.501	179
9	1.423,63	121,64	54.452	172
10	2.851,71	2.104,67	54.539	165
Total	891,52	1.002,30	544.554	1.787

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A1.62
MAR DEL PLATA. INGRESO INDIVIDUAL. MAYO 1998

Decil	Ingreso medio	Desvío estándar	Observaciones expandidas	Observaciones
1	170,07	71,05	28.665	101
2	333,30	40,50	28.836	96
3	448,51	43,00	29.065	101
4	586,89	28,99	28.840	85
5	728,07	44,53	28.945	88
6	840,06	43,16	28.591	94
7	1.032,56	71,05	28.954	94
8	1.305,35	99,72	28.961	86
9	1.791,72	199,97	28.747	98
10	3.972,10	3.471,37	29.131	90
Total	1.123,72	1.526,32	288.735	933

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Capítulo 2

Estimaciones de bienestar para Argentina, 1980-1998

1. INTRODUCCION

El objetivo de este capítulo es presentar estimaciones del bienestar agregado para Argentina en el período 1980-1998. Esta serie constituye una mejor medida de la performance de la economía argentina que las estadísticas comúnmente usadas de ingreso por habitante.¹⁶ 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.

El resto de este capítulo se ordena de la manera siguiente. En la sección 2 se presenta brevemente el marco conceptual y se detallan algunos aspectos metodológicos. Las estadísticas básicas de ingreso medio, desigualdad y bienestar son presentadas en la sección 3. Se concluye en la sección 4 con los comentarios finales.

2. MARCO CONCEPTUAL Y ASPECTOS METODOLOGICOS

Una manera usual de evaluar una economía es a través de una función de bienestar social W . Esta función agrega los niveles de vida individuales, usualmente aproximados mediante el ingreso familiar ajustado por factores demográficos (y_i). El número de posibles funciones a elegir 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),

$$W_s = m(1 - G)$$

y Kakwani (1986),

$$W_h = \frac{m}{(1 + G)}$$

Para el caso de los indicadores propuestos por Atkinson (1970) se consideran dos valores alternativos del parámetro de aversión a la desigualdad ϵ : 1 y 2. En esos casos la función de bienestar se transforma en:

$$W(\epsilon) = m(1 - A(\epsilon)) \quad \text{con } \epsilon=1,2$$

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

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:

$$W_b = m$$

2.1. ASPECTOS METODOLOGICOS

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 utilizamos 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 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 (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 Na-

¹⁶ Algunos de los antecedentes de estimaciones del bienestar en Argentina son Diéguez y Petrecolla (1976), Gasparini y Weinschelbaum (1991) y Gasparini (1999).

cionales, ya que ésta es la fuente utilizada tradicionalmente para evaluar la performance de la economía argentina.¹⁷ Dado que no se cuenta con una serie agregada de ingreso equivalente, se aproxima su evolución mediante el cambio en el producto bruto interno por habitante 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 producto por habitante de Cuentas Nacionales y (ii) se recalcula el ingreso equivalente medio en base a los datos ajustados.

El procedimiento delineado tiene naturalmente deficiencias causadas por falta de información sobre variables relevantes. En particular, se utilizan las estadísticas del PBI en lugar del ingreso disponible, el cual no es calculado periódicamente por Cuentas Nacionales. De cualquier manera, nótese que el objetivo central del ejercicio no es computar el nivel de bienestar sino sus cambios en el tiempo, por lo que el supuesto implícito relevante es que la evolución (y no el nivel) del PBI es aproximadamente semejante a la del ingreso disponible. Asimismo 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 período de análisis.

En síntesis, en el trabajo se acepta la evolución de μ estimada por Cuentas Nacionales y se realizan esfuerzos por obtener buenas estimaciones de I a partir de los datos de la EPH. En particular se realizan los ajustes por no respuesta, subdeclaración y factores demográficos detallados en el capítulo 1.

2.2 FUENTES DE INFORMACION

Este trabajo está basado en información a nivel individual de la Encuesta Permanente de Hogares. Esta encuesta se realiza desde 1974 en los principales aglomerados urbanos de Argentina y contiene información relevante para analizar problemas distributivos. En este trabajo se utiliza información de la base ampliada de las ondas de octubre de la EPH del Aglomerado Gran Buenos Aires para los años 1980, 1982, y 1985 a 1998.

¹⁷ Cuentas Nacionales ofrece sólo información agregada, por lo que es necesario recurrir a la EPH para obtener estimaciones de la distribución.

3. DISTRIBUCION Y BIENESTAR

En esta sección se presentan las estimaciones sobre ingreso medio, desigualdad y bienestar en Argentina. Después de hacer una ilustración de las distribuciones con métodos no-paramétricos (subsección 3.1), se calculan indicadores resumen y se los interpreta (subsección 3.2).

3.1. ESTIMACIONES NO-PARAMETRICAS DE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO

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 económicamente relevantes sobre la distribución del ingreso, es lógico plantear como punto de partida la estimación de la distribución del ingreso en sí 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 del ingreso, sin descansar en supuestos arbitrarios y posiblemente irrealistas.¹⁸

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 algunos períodos. El Gráfico A2.1 muestra las densidades del logaritmo del ingreso

¹⁸ 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), Di Nardo, 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.

equivalente para 1986, 1989 y 1991. El Gráfico A2.2 presenta las mismas estimaciones para los valores reales del ingreso equivalente. Teniendo en cuenta la marcada asimetría en la distribución del ingreso, es útil considerar ambas versiones para observar con claridad el comportamiento en los extremos de la misma. Los gráficos muestran un fuerte corrimiento de la distribución a la izquierda entre 1986 y 1989. La distribución de 1991 vuelve a trasladarse hacia la derecha, sin alcanzar la posición de 1986.¹⁹

Las tres densidades presentadas en los Gráficos A2.3 y A2.4 (años 1991, 1995 y 1998) son representativas de lo ocurrido en la década del noventa. Una parte importante de la masa central de ingresos se trasladó 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. Ese fenómeno naturalmente tiene consecuencias importantes sobre la evaluación del bienestar agregado.

3.2. INDICADORES RESUMEN

El Cuadro N° 19 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 e . Todas las series se calculan para 1980, 1982 y para todos los años entre 1985 y 1998 y se presentan con base 1980=100.

La evolución del ingreso equivalente promedio es ilustrada en el Gráfico N° 9. 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 lentamente hasta 1987, pero volvió a caer alcanzando los niveles mínimos de la serie en 1990. A principios de la década del noventa se inició una fase de sostenido crecimiento. El ingreso equivalente me-

dio 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.²⁰

La evolución de la desigualdad presentada en el segundo panel del Cuadro N° 19 es ilustrada en el Gráfico N° 10. 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 en 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.²¹

Se realizaron evaluaciones del 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.

¹⁹ En este punto las distribuciones no fueron ajustadas para reflejar los valores de Cuentas Nacionales. Sin embargo, se espera que los resultados no cambien.

²⁰ En general, la evolución del ingreso equivalente medio estimado a partir de la EPH del Aglomerado Gran Buenos Aires es consistente con el Gráfico N° 9. 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. Por ejemplo, el ingreso equivalente medio de 1998 resulta algo inferior al de mediados de los ochenta, lo que contrasta con la información de Cuentas Nacionales. Sería sumamente importante contar con un estudio de las causas de estas diferencias.

²¹ 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.

CUADRO N° 19
ARGENTINA. MEDIA, INDICADORES DE DESIGUALDAD
Y BIENESTAR. 1980-1998
 (Índice base 1980=100)

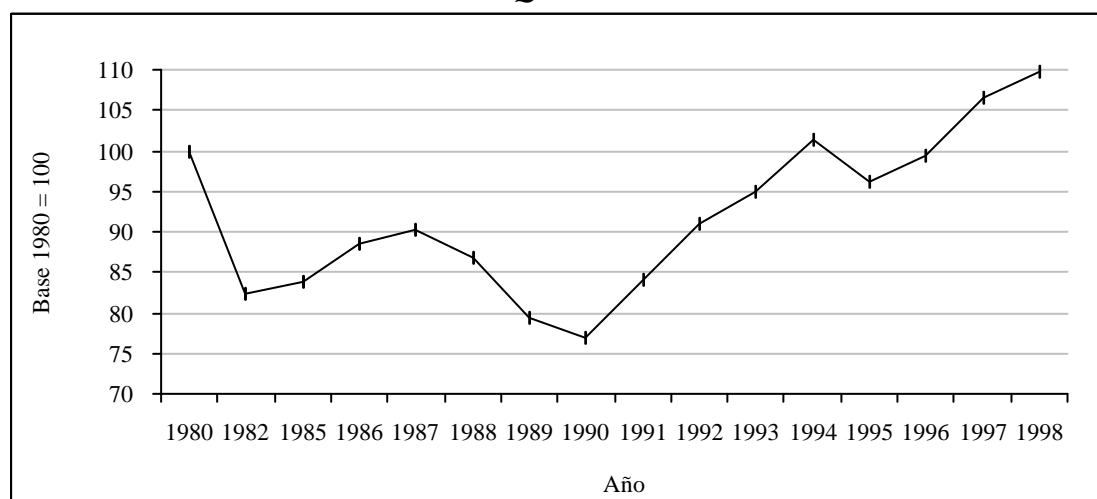
	Media	Desigualdad			Bienestar				
		Gini	A(1)	A(2)	Wb	Ws	Wh	Wa(1)	Wa(2)
1980	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1982	82,30	103,20	107,20	104,40	82,30	80,50	91,50	80,30	79,40
1985	83,90	102,40	103,60	102,80	83,90	82,50	83,30	82,90	82,10
1986	88,60	102,10	105,10	104,10	88,60	87,30	88,10	87,10	85,70
1987	90,40	107,90	113,50	110,30	90,40	85,40	88,40	86,20	83,00
1988	86,70	108,60	118,60	119,60	86,70	81,50	84,60	81,20	73,20
1989	79,40	113,80	124,70	123,70	79,40	71,80	76,30	72,70	64,40
1990	77,00	99,80	99,90	102,40	77,00	77,10	77,00	77,00	75,50
1991	84,10	97,40	93,10	92,20	84,10	85,60	84,70	86,10	89,30
1992	90,90	99,70	99,30	98,50	90,90	91,10	91,00	91,10	92,00
1993	95,00	99,70	99,30	104,20	95,00	95,20	95,10	95,20	91,80
1994	101,30	105,10	108,90	103,40	101,30	97,70	99,80	98,20	98,60
1995	96,10	112,50	124,10	120,50	96,10	87,70	92,70	88,20	80,40
1996	99,40	111,50	122,20	124,70	99,40	91,50	96,20	91,90	79,90
1997	106,60	112,50	126,60	122,50	106,60	97,30	102,90	97,00	87,50
1998	109,80	115,40	129,60	127,60	109,80	98,00	105,10	98,70	85,70

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 a partir de la evolución del PBI per cápita nacional (ver Llach y Montoya, 1999).

Los indicadores de desigualdad de Gini y Atkinson con $\epsilon=1,2$ (A(1) y A(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. Wb=Bentham,

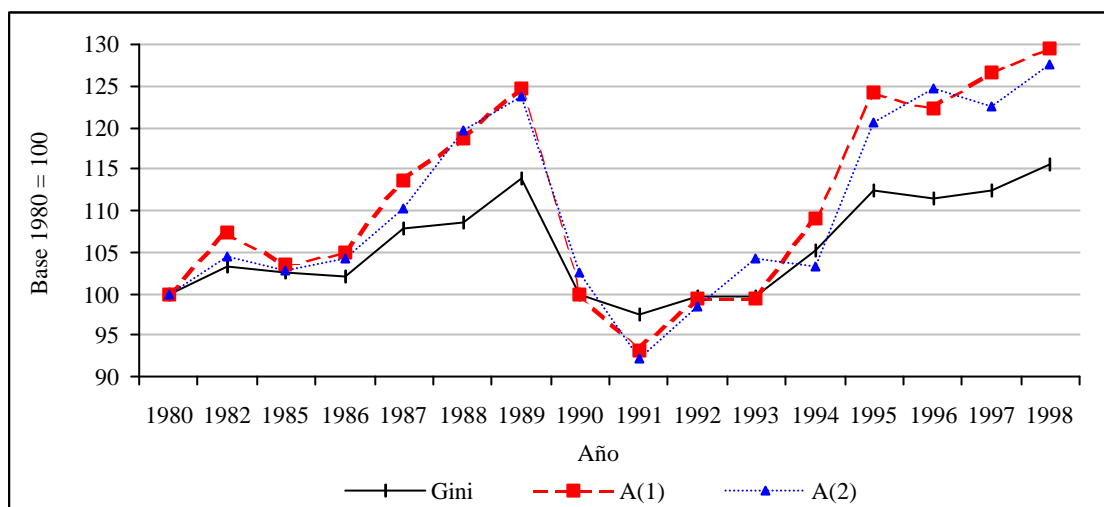
Ws=Sen, Wh=Kakwani y Wa(ϵ)=Atkinson con parámetro ϵ .

GRAFICO N° 9
ARGENTINA. INGRESO EQUIVALENTE MEDIO. 1980-1998



Fuente: elaboración propia en base a Cuentas Nacionales y Llach y Montoya (1999).

GRAFICO N° 10
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION DEL INGRESO EQUIVALENTE. 1980-1998



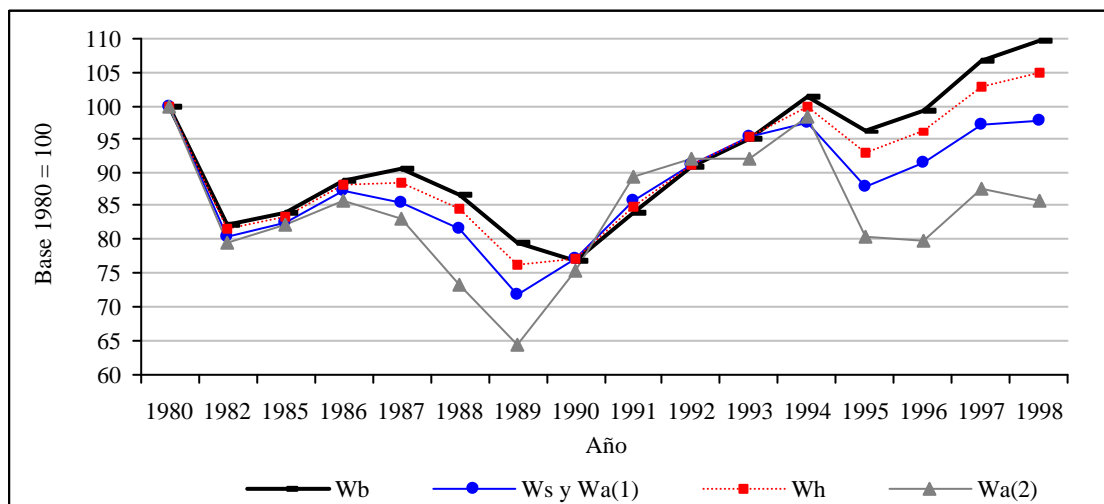
Nota: A(1) y A(2) = Atkinson (1) y Atkinson (2).

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, Aglomerado Gran Buenos Aires, Octubre.

El Gráfico N° 11 ilustra las cinco series de bienestar (presentadas en el último panel del Cuadro N° 19).

Dado que la evolución de $W_a(1)$ no difiere significativamente de la de W_s se presenta sólo esta última.

GRAFICO N° 11
ARGENTINA. BIENESTAR. 1980-1998



Nota: W_b =Bentham, W_s =Sen, W_k =Kakwani y $W_a(\epsilon)$ =Atkinson

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Entre 1980 y 1986 la evaluación de la economía no ofrece mucho margen para las ambigüedades. El bienestar cayó drásticamente entre 1980 y 1982 debido a la fuerte reducción en el producto y al aumento en la desigualdad. En contraste, entre 1982 y 1986 el ingreso medio aumentó y la desigualdad se redujo (pese al incremento registrado entre 1985 y 1986 en algunos indicadores), aunque en ambos casos las variaciones fueron menores.

La evaluación del cambio en el bienestar en 1987 resulta ambigua. Si bien el producto creció, su distribución se volvió significativamente más desigual. Mientras que las funciones de bienestar de Bentham y Kakwani registran un incremento, las de Sen y Atkinson realizan la evaluación contraria.

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, 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. 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 $\epsilon=1$. En contraste, la función de Atkinson con $\epsilon=2$ 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 1986, dos años claramente "inferiores" para las demás funciones consideradas.

A riesgo de incurrir en sobresimplificaciones 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 1983/87, 1991/94 y 1996/98 corresponden al segundo grupo. Los años 1990 y 1991 con una sustancial caída en la desigualdad no encajan con claridad 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.²² 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.

²² A una conclusión semejante se llega en Gasparini (1999).

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 al Gráfico N° 11 estos últimos cuatro años resultan un laboratorio sin precedentes para “diferenciar” las preferencias sociales de distintos analistas.

4. COMENTARIOS FINALES

La medición de la performance de una economía es una tarea cuya relevancia resulta obvia. Este capítulo hace una serie de aportes a esa tarea para el caso argentino. Se complementa la serie de ingreso (producto) 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.

Varios puntos quedan aún en la agenda de investigación. El reemplazo de la serie de PBI per cápita por una estimación del ingreso disponible no parece ofrecer demasiados inconvenientes. El cálculo de otras medidas de bienestar y sus errores estándar probablemente agregue riqueza al análisis, aunque posiblemente no cambie las principales conclusiones. Finalmente, un punto que permanece en la agenda y que debe ser abordado con rigurosidad es el de la compatibilidad entre los resultados provenientes de la EPH y de Cuentas Nacionales respecto a los valores del ingreso medio.

5. ANEXO

5.1. 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:

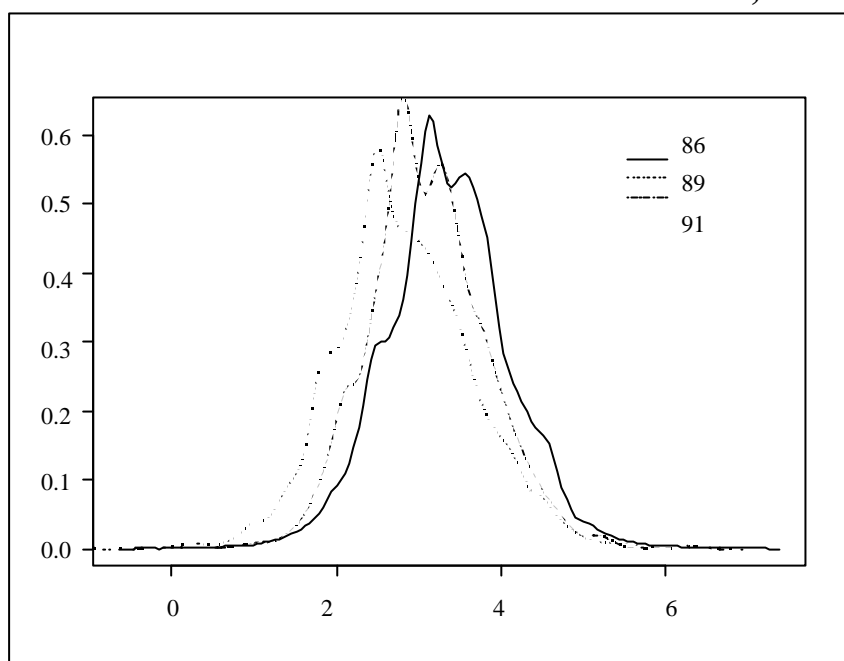
$$\hat{f}(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} K\left[\frac{y-Y_i}{h}\right]$$

en 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.²³

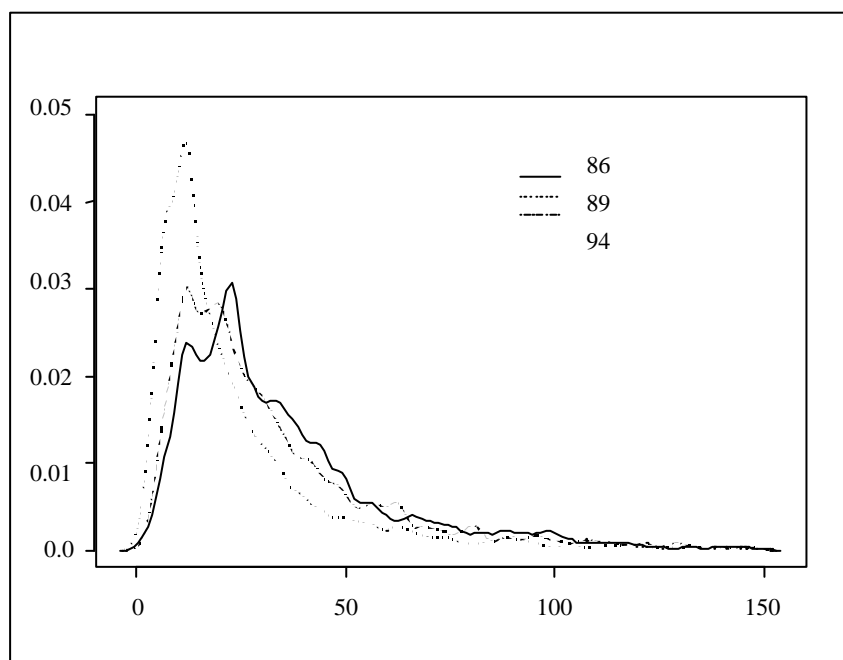
²³ Los cálculos no-paramétricos de este trabajo se realizaron con las rutinas de Splus 4.0.

GRAFICO A2.1
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DENSIDAD DEL LOGARITMO DEL INGRESO EQUIVALENTE. ESTIMACION NO PARAMETRICA. 1986, 1989 Y 1991



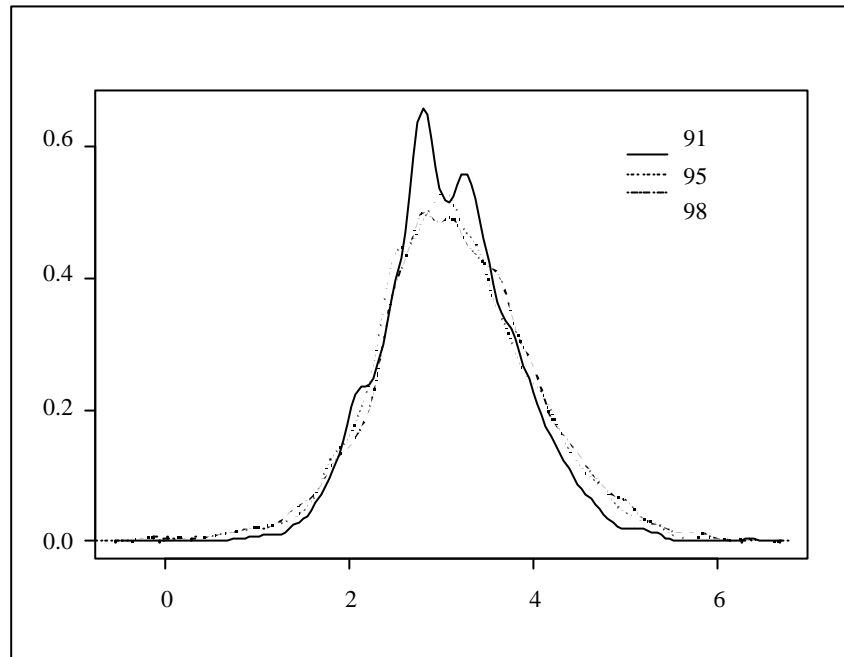
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A2.2
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DENSIDAD DEL INGRESO EQUIVALENTE. ESTIMACION NO PARAMETRICA. 1986, 1989 Y 1991



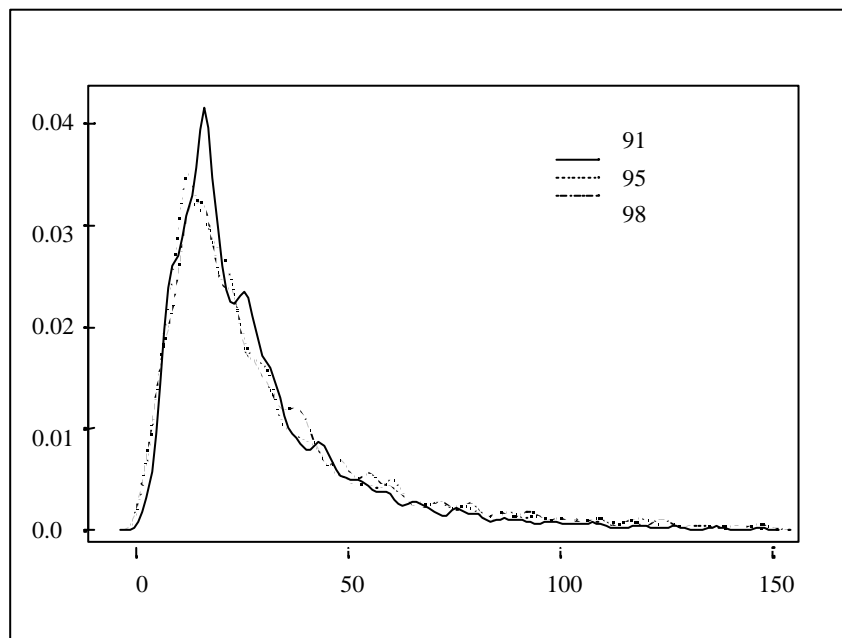
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A2.3
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DENSIDAD DEL LOGARITMO DEL INGRESO EQUIVALENTE. ESTIMACION NO PARAMETRICA. 1991, 1995 Y 1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A2.4
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DENSIDAD DEL INGRESO EQUIVALENTE. ESTIMACION NO PARAMETRICA. 1991, 1995 Y 1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Capítulo 3

Análisis de los cambios en la desigualdad en base a descomposiciones microeconómicas. Argentina, 1986-1998

1. INTRODUCCION

Las principales variables económicas han oscilado bruscamente en las últimas dos décadas en Argentina, en conjunción con profundas transformaciones macroeconómicas y estructurales. La inflación alcanzó su pico en 1989 y bajó en pocos años a niveles sin precedentes; el PBI se desmoronó a fines de los ochenta y creció a tasas inéditas en la primera mitad de los noventa; la tasa de desocupación creció a dos dígitos en poco tiempo. La desigualdad en la distribución del ingreso no fue la excepción en este período de enormes turbulencias. El coeficiente de Gini subió de 41,9 a 46,7 entre 1986 y 1989, cayó a 40,0 hacia 1991 y subió en los 7 años siguientes, alcanzando un valor sin precedentes de 47,4 en 1998.²⁴ Es difícil encontrar períodos en la historia económica reciente, tanto en la Argentina como en el resto del mundo, con cambios tan marcados en la desigualdad.

Las razones de estos cambios son seguramente variadas y complejas. Cambios en las remuneraciones relativas de los factores, en las decisiones de participación laboral de los individuos y en la composición demográfica de la población contribuyen a modificar la distribución de ingresos. El objetivo de este trabajo es identificar algunas de las fuerzas que afectaron los cambios de la desigualdad en la distribución de ingresos en el Aglomerado Gran Buenos Aires (Capital Federal y Conurbano) entre 1986 y 1998 y cuantificar su importancia relativa. Específicamente, se utiliza la metodología de descomposición microeconómica propuesta por Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) y Bourguignon, Fournier y Gurgand (1999) para cuantificar la relevancia de los distintos factores determinantes de los cambios en la desigualdad. La metodología implementada permite explorar en qué medida los cambios en los retornos a la educación, a la experiencia y a factores inobservables (como la habilidad innata del individuo), las variaciones en la brecha salarial entre hombres y mujeres, la modificación en las decisiones de participación laboral y los cambios en la estructura educacional y demográfica

de la población contribuyen a explicar los cambios observados en la distribución del ingreso.

Los resultados del estudio sugieren que la similitud en los indicadores de desigualdad de 1986 y 1992 es la consecuencia de fuerzas que operaron en distinto sentido y se compensaron en el agregado. Por el contrario, en el período 1992-1998 la gran mayoría de los determinantes estudiados en este trabajo contribuyeron al incremento de la desigualdad. Más aún, ninguno de ellos aparece en las estimaciones como predominando claramente sobre el resto. Los cambios en los retornos a la educación, a la experiencia y a factores inobservables, los cambios en la participación en el mercado laboral y las transformaciones de la estructura educativa y demográfica de la población han tenido -todos- un papel importante en llevar a la desigualdad en Argentina a valores sin precedentes. Incluso la disminución de la brecha salarial entre sexos, potencial fuerza reductora de las inequidades, no se ha manifestado en una caída de la desigualdad en los ingresos familiares.

El resto del trabajo se ordena de la siguiente manera. Las secciones 2 y 3 están destinadas a presentar la metodología utilizada. Mientras que en la sección 2 se resumen los antecedentes de la metodología de descomposiciones microeconómicas y se detallan sus principales elementos, la sección 3 se ocupa de precisar la estrategia de estimación adoptada en el trabajo. En la sección 4 se introduce el fenómeno a estudiar a través de la presentación de distintos indicadores de desigualdad, tanto para los ingresos individuales como para los familiares. En la sección 5 se hace un análisis estadístico preliminar de la información, el cual sirve de introducción a las estimaciones de la sección 6. En esta sección se presentan y analizan los modelos estimados de salarios, decisión de participación y horas trabajadas para los tres grupos estudiados: jefes, cónyuges y el resto de la familia. En la sección 7 se presentan e interpretan los resultados del ejercicio de descomposición tanto para los ingresos individuales como para los familiares. Las futuras líneas de investigación son discutidas en la sección 8. El trabajo concluye en la sección 9 con unos breves comentarios finales. Se incluye un apéndice con las rutinas en el programa Stata, con el fin de facilitar al lector interesado la comprensión de los detalles de la metodología implementada.

²⁴ Estos valores corresponden a la distribución del ingreso familiar equivalente en el Aglomerado Gran Buenos Aires.

2. LA METODOLOGIA DE DESCOMPOSICION

La metodología aplicada es la delineada en Bourguignon, Fournier y Gurgand (1999), quienes proponen estudiar los cambios en la distribución del ingreso a través de descomposiciones microeconómicas. Esta técnica, esbozada también en Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) reconoce como antecedentes los trabajos pioneros de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) y más recientemente los de Almeida dos Reis y Paes de Barros (1991) y Juhn, Murphy y Pierce (1993). Variantes de esta metodología han sido aplicadas a países latinoamericanos en Bouillon, Legovini y Lustig (1998), Ferreira y Paes de Barros (1999) y González Rosada y Menéndez (1999).

El principio de la descomposición parte de observar que el ingreso laboral individual es la suma de las retribuciones a un conjunto de características que hacen a la productividad del individuo. De este modo, el salario puede descomponerse en las retribuciones marginales a las características que conforman la productividad del trabajo (educación, experiencia, edad, género, habilidad innata, etc.). En un momento dado, las diferencias de ingresos obedecen a que los individuos poseen distintas características y son consecuentemente remunerados en forma diferente. Por ejemplo, es de esperar que individuos con mas educación ganen más que los menos educados, o que a igualdad de otras condiciones, una persona más experimentada reciba un ingreso superior al de una con menos experiencia. El razonamiento anterior sugiere que si se desean estudiar los determinantes de los cambios en la distribución del ingreso, deben estudiarse los cambios en las características de la población y los cambios en la forma en la que éstas son valuadas en el mercado.

A los fines de la aplicación empírica es importante distinguir entre características *observables* (educación, género, experiencia, etc.) y *no observables* (habilidad natural o innata, etc.) de los individuos, que actúan como determinantes del ingreso. Por ejemplo, la habilidad natural (genética) de un individuo es reconocida como un factor importante en la determinación de sus ingresos, pero es prácticamente imposible medirla, por lo que se la considera no observable por el analista.

A esta línea de razonamiento falta agregarle un componente adicional, de particular relevancia para el caso argentino. Implícitamente, el caso anterior-

mente descripto supone que todos los individuos trabajan o, más específicamente, que entre los períodos estudiados los individuos no alteran su decisión de participar en el mercado laboral. Sin embargo, en la realidad los individuos suelen cambiar de status laboral entre dos períodos, ya sea por decisión propia o por circunstancias del mercado. Estos cambios naturalmente afectan los ingresos laborales individuales y su distribución en la población. En consecuencia, otro importante grupo de determinantes de los cambios en la distribución del ingreso es el de los factores que afectan la participación en el mercado laboral.

En términos más precisos, supongamos que estamos interesados en estudiar los determinantes de los cambios en la distribución del ingreso laboral entre dos períodos que por simplicidad llamamos 1 y 2.²⁵ De acuerdo al razonamiento anterior, el ingreso de un individuo en el período $t=1,2$ (y_t) dependerá de: (a) las características observables de ese individuo (x_t), (b) las características no observables (ϵ_t), (c) la valoración de mercado, o *precios* (sombra), de estas características (β_t), y (d) los parámetros que determinan las decisiones de participación laboral (λ_t). De este modo, el ingreso laboral de un individuo en el momento t viene dado por una relación del tipo:

$$y_t = Y(x_t, \mathbf{e}_t; \mathbf{b}_t, \mathbf{I}_t)$$

La distribución de los ingresos laborales individuales en el momento t , D_t , está dada por:

$$D_t = H(\{x_{it}, \mathbf{e}_{it}\}, \mathbf{b}_t, \mathbf{I}_t)$$

donde las llaves indican la distribución conjunta de las variables. Es decir, la distribución del ingreso en t (D_t) depende de la distribución de las características observables y no observables, de los precios de estas características y de los parámetros que determinan la participación laboral. Cambios en x_t , ϵ_t , \mathbf{b}_t o \mathbf{I}_t entre dos períodos pueden hacer que la distribución D cambie. Siguiendo a Bourguignon et al. (1999) los cambios en la distribución de los ingresos pueden clasificarse de acuerdo a su origen en: efectos precio, empleo (o participación) y población, cuya definición se detalla a continuación:

²⁵ El trabajo empírico se concentra en los ingresos laborales. Ver sección 4 para una justificación.

CUADRO N° 20

DETERMINANTES DE LOS CAMBIOS EN LA DISTRIBUCION DEL INGRESO

Determinantes	Definición
Efecto precio	Cambios en la distribución del ingreso que se deben exclusivamente a cambios en las <i>valoraciones</i> (precios) de las características de los individuos
Efecto empleo	Cambios en la distribución del ingreso que se deben exclusivamente a cambios en los parámetros que determinan la <i>participación</i> laboral (horas trabajadas)
Efecto población	Cambios en la distribución del ingreso que se deben exclusivamente a cambios en las <i>características</i> de los individuos (la población)

Fuente: elaboración propia en base a Bourguignon et al. (1999).

De acuerdo a las definiciones anteriores, los efectos precio, empleo y población entre dos períodos, 1 y 2, para la distribución de los ingresos laborales individuales pueden definirse de la siguiente manera:

$$\text{Efecto precio: } B = H(\{x_1, \mathbf{e}_1\}, \mathbf{b}_2, \mathbf{I}_1) - H(\{x_1, \mathbf{e}_1\}, \mathbf{b}_1, \mathbf{I}_1)$$

$$\text{Efecto empleo: } L = H(\{x_1, \mathbf{e}_1\}, \mathbf{b}_1, \mathbf{I}_2) - H(\{x_1, \mathbf{e}_1\}, \mathbf{b}_1, \mathbf{I}_1)$$

$$\text{Efecto población: } P = H(\{x_2, \mathbf{e}_2\}, \mathbf{b}_1, \mathbf{I}_1) - H(\{x_1, \mathbf{e}_1\}, \mathbf{b}_1, \mathbf{I}_1)$$

B , L y P miden, respectivamente, el cambio en D entre los períodos 1 y 2 debido a un cambio en los precios con que se remuneran distintas características de los individuos, a los parámetros que determinan las decisiones de participación laboral (horas trabajadas) y a las características, observables y no observables, de los individuos, manteniendo constante todo lo demás. De esta manera es posible aislar el efecto sobre la distribución del ingreso de cambios en cada uno de sus determinantes.

El problema empírico de computar dichos efectos reside en que existe un grupo de características poblacionales y parámetros que no son observables (\mathbf{e}_1 , \mathbf{e}_2 , \mathbf{I}_1 , \mathbf{I}_2 , \mathbf{b}_1 , \mathbf{b}_2). Frente a esta limitación, la estrategia seguida en este trabajo tiene una etapa de *estimación* y otra de *simulación*.

a) *Etapa de estimación.* Para cada período se especifica un modelo de ingresos laborales. Este se compone básicamente de dos ecuaciones: una de determinación de salarios (o ingresos laborales horarios) y otra de horas trabajadas. Ambas variables se modelan como funciones de características observables de los individuos, tratando a las no observables como si fueran los términos residuales de un modelo de regresión estándar. Utilizando la información estadística correspondiente a cada período, se estiman los parámetros β_t , \mathbf{I}_t , $t=1,2$ y algunas características estima-

bles de los factores no observables (por ejemplo, sus varianzas). La sección 3 detalla la estrategia de estimación seguida.

b) *Etapa de simulación:* Una vez que se dispone de modelos para los ingresos de ambos períodos, los efectos definidos anteriormente pueden obtenerse a través de un simple ejercicio de simulación. Supongamos que a los efectos de estudiar la disparidad en los ingresos se utiliza una medida estándar como el coeficiente de Gini. Entonces, la variación total en la desigualdad en la distribución del ingreso viene dada por $G_2 - G_1$, en donde G_t se refiere al coeficiente de Gini de cada período. Si lo que se desea es explicar qué parte de esta variación total puede deberse a cambios en las retribuciones a las características del individuo (el *efecto precio*), el ejercicio de simulación consiste en las siguientes etapas:

1. Computar el coeficiente de Gini para el primer período (G_1) utilizando la información correspondiente a ese período.

2. Simular los ingresos que los individuos hubieran tenido en 2, si sólo los parámetros que gobiernan la retribución a los factores hubieran cambiado entre ambos períodos. Esto es, utilizando los parámetros de la ecuación de salarios estimados para el período 2, predecir cuales serían los ingresos de individuos con las características del período 1. Este segundo paso genera una distribución contrafáctica: la distribución del ingreso que hubiera prevalecido si el único cambio ocurrido hubiera sido la variación en los precios sombra de las características individuales.

3. Computar el coeficiente de Gini de esta distribución simulada (G_{2s}).

4. El efecto precio es $G_{2s} - G_1$, es decir en cuánto hubiera cambiado la desigualdad en los ingresos si lo único que varía son los precios. Por ejemplo, si la distribución del ingreso empeoró, de modo que $G_2 - G_1 > 0$, y si $G_{2s} - G_1$ es un número positivo alto, eso sugiere que una parte importante del empeoramiento se debe al efecto precio. Por el contrario, si $G_{2s} - G_1$ es cercano a cero, entonces se concluye que el efecto

precio no es un determinante importante en la explicación del empeoramiento en la distribución del ingreso.

En la implementación empírica de este trabajo el efecto *precio* se refiere únicamente a la retribución de las características *observables* de los individuos. Es decir, en la etapa 2 de la explicación anterior se cambian los parámetros que gobiernan la retribución a las características observables, pero se mantienen fijos los términos residuales, lo cual implica no cambiar las características inobservables ni su retribución. El efecto de los factores inobservables se captura con el siguiente procedimiento. A los términos residuales de la ecuación de salarios del año 1 se los multiplica por el cociente (σ_2/σ_1), donde σ_j es el desvío estándar del término de error de la ecuación de salarios en el año j . Este procedimiento captura la diferencia entre años en la dispersión en el nivel y la retribución de factores inobservables.

Como fue señalado, las características inobservables del individuo son “estimadas” a partir de los términos residuales de las regresiones. Sin embargo, este procedimiento no puede ser aplicado a individuos que no trabajan y para los cuales no se observa el verdadero valor de las variables laborales, sino un valor censurado de las mismas. Para este grupo, los residuos estimados de las ecuaciones de salarios y horas trabajadas se simulan a partir de un muestreo de la normal bivariada. Si los residuos así generados no resultan consistentes con el comportamiento observado del individuo (no trabajar), se vuelve a muestrear un par de residuos de la distribución antes mencionada. Este proceso se continúa hasta que se encuentran valores consistentes para los residuos. En el anexo se presentan (i) la justificación teórica de emplear el procedimiento descrito y (ii) la implementación específica del mecanismo en Stata.

Siguiendo a Bourguignon et al. (1999) el efecto población no es estimado directamente, sino por diferencia entre el cambio real en la desigualdad y la suma del resto de los efectos. Sin embargo, dado que la descomposición no es perfecta, esta diferencia capta, adicionalmente al efecto población, otros efectos residuales.

Las descomposiciones descriptas son dependientes de la secuencia seguida (*path dependent*). Al descomponer el cambio en la desigualdad entre los años 1 y 2 los resultados pueden variar según se tome como año base a 1 (como en el ejemplo del efecto precio anterior) o a 2. En la sección 7 se reportan los resultados de ambos ejercicios de simulación.

En síntesis, la metodología seguida permite descomponer el cambio en la desigualdad en cuatro

efectos básicos: precio, inobservables, empleo y resto.²⁶ Este ejercicio de descomposición es realizado para cualquier par de años entre los cuales se desea efectuar la comparación, considerando alternativamente a cada año como período base, lo cual da una noción aproximada de la elevada carga computacional del problema estudiado.

La discusión anterior se refiere a la distribución de los ingresos individuales. Si bien éstos son relevantes, la utilidad de una persona no depende de su ingreso individual, sino del ingreso familiar ajustado por factores demográficos, o *ingreso familiar equivalente*. Hay personas que no trabajan, pero que obtienen recursos aportados por otros miembros de la familia (típicamente, los niños), mientras que otros individuos no se apropian de todo el ingreso que generan, sino que lo reparten entre los demás miembros de su familia. En consecuencia, la pregunta socialmente más relevante es qué factores afectan y en qué magnitud, la distribución del ingreso familiar equivalente. Naturalmente, éste es la consecuencia de los ingresos individuales de los miembros del hogar y del tamaño y composición de la familia. La metodología delineada en esta sección para descomponer los cambios de la desigualdad en los ingresos individuales es directamente extendible al caso de la distribución de los ingresos familiares equivalentes. La sección 7 explicita este punto con más detalle.

3. ESTRATEGIA DE ESTIMACION

Para llevar adelante las simulaciones que permiten aislar los efectos descriptos en la sección anterior es necesario especificar de qué manera se determinan los ingresos laborales de un individuo. El ingreso laboral del individuo i viene dado por ingresos del trabajo asalariado y trabajo por cuenta propia. Denotamos con L_i a la cantidad de horas trabajadas por el individuo i y w_i el ingreso laboral horario que percibe. Con esta notación el ingreso laboral individual viene dado por $y_i = L_i \cdot w_i$. Los valores de L_i surgen de las decisiones de participación en el mercado laboral, mientras que los salarios w_i se determinan por las fuerzas de oferta y demanda en dicho mercado. La etapa de estimación tiene el objetivo de especificar y estimar

²⁶ Adicionalmente, en la implementación práctica de este trabajo dentro del efecto precio se distinguen por separado los impactos de la educación, el sexo y la edad (experiencia laboral).

modelos para los salarios y las horas trabajadas, los cuales serán posteriormente utilizados en la etapa de simulación.

La especificación econométrica del modelo es similar a la utilizada por Bourguignon, et al. (1999), que a su vez corresponde a la forma reducida del modelo de decisiones laborales planteado originalmente por Heckman (1974). En ese trabajo Heckman muestra cómo es posible derivar una forma reducida estimable a partir de ecuaciones estructurales que surgen de un problema de optimización.

Dejando de lado los detalles técnicos, el esquema de Heckman tiene la siguiente estructura. Los individuos deciden cuantas horas trabajar y cuantas dedicar a tareas domésticas (u ocio) de modo de maximizar su utilidad sujeta a restricciones de tiempo, riqueza, salarios ofrecidos, etc. Como es habitual, la solución a dicho problema de optimización puede ser caracterizada como relaciones de demanda para cantidades (bienes y ocio), como función de los precios relevantes (precio de bienes y salarios). Bajo ciertas condiciones es posible invertir dichas funciones y obtener precios y salarios en función de las cantidades de bienes y ocio consumidas (o su contraparte, las horas trabajadas). En particular, el salario obtenido de esta manera (denotado con w^*) debe ser interpretado como la valuación marginal del trabajo, que será función de las horas trabajadas y otras características personales y que denota el mínimo salario que el individuo aceptaría por un número determinado de horas trabajadas.

En equilibrio, si el individuo decide trabajar, la cantidad de horas que dedique al trabajo debe ser tal que su valoración marginal w^* iguale al salario efectivamente recibido. En caso contrario, si no decide trabajar es porque la valoración marginal es superior al salario ofrecido, dadas sus características personales.

Esta discusión sugiere cómo determinar los salarios “pedidos” por los individuos. En forma paralela es posible modelar los determinantes de mercado del salario (w), como función de características tales como los años de educación y la experiencia (la llamada “ecuación de Mincer” (Mincer, 1974)). En equilibrio se supone que la cantidad de horas trabajadas ajusta para igualar $w=w^*$.

Las relaciones de demanda y oferta discutidas anteriormente son *formas estructurales* en el sentido que las relaciones reflejan comportamientos económicos relevantes, en donde los salarios pedidos y ofrecidos dependen de las horas trabajadas, los cuales se igualan en equilibrio.

También bajo condiciones generales, es posible derivar una *forma reducida* para las relaciones de equilibrio, en donde los salarios y las horas trabajadas

se expresan en función de las variables consideradas exógenas. De este modo, el modelo plantea dos ecuaciones, una para los salarios (w^*) y otra para la cantidad de horas trabajadas (L^*), ambas como funciones de factores tomados como exógenos que afectan a los salarios (X_2) y a las horas trabajadas (X_1) y que pueden o no tener elementos en común. Por ejemplo, la educación de un individuo posiblemente afecte tanto a la cantidad de horas trabajadas como a la determinación del salario, mientras que una variable indicadora de si el individuo está casado o no posiblemente afecte a la cantidad de horas trabajadas pero no a la determinación del salario. u_1 y u_2 representan a los factores no observables que afectan a la determinación de las variables endógenas.

De acuerdo a las características del problema, para un individuo en particular se observan valores positivos de w^* y L^* si y sólo si el individuo trabaja. Si el individuo no trabaja, sólo se sabe que el salario ofrecido es siempre inferior a su salario pedido. De este modo, el modelo de determinación de salarios y horas trabajadas resulta especificado como:

$$L_i^* = X_{1i}\lambda + u_{1i} \quad i = 1, \dots, n$$

$$w_i^* = X_{2i}\beta + u_{2i}$$

con

$$w_i = w_i^* \quad \text{si } L_i^* > 0$$

$$w_i = 0 \quad \text{si } L_i^* \leq 0$$

$$L_i = L_i^* \quad \text{si } L_i^* > 0$$

$$L_i = 0 \quad \text{si } L_i^* \leq 0$$

en donde w_i y L_i corresponden a los salarios y horas trabajadas observadas respectivamente. Esta notación enfatiza que, en forma consistente con los datos utilizados para la estimación, el salario observado para un individuo que no trabaja es cero.

Como es bien sabido en la literatura, si bien las relaciones de salarios y horas trabajadas son funciones lineales simples de las características observables, las mismas no pueden ser estimadas en forma consistente utilizando técnicas estándar tales como el método de mínimos cuadrados ordinarios. Esencialmente el problema es que la muestra disponible no es una muestra aleatoria ya que se dispone de salarios observados sólo para aquellos individuos que efectivamente trabajan. Esto conduce al conocido “sesgo de selección”: las estimaciones de dicho modelo por el método de mínimos cuadrados son sesgadas bajo dicho esquema muestral. En consecuencia, la estimación debe basarse en una técnica más compleja, que permita estimar los parámetros del modelo en forma confiable. Siguiendo a Heckman (1979), a los efectos de la estimación se

supone que u_{1i} y u_{2i} tienen una distribución normal bivariada con $E(u_{1i}) = E(u_{2i}) = 0$, varianzas igual a σ_{12} y σ_{22} y coeficiente de correlación igual a ρ . Esta especificación corresponde al modelo "Tobit tipo III" en la clasificación de Amemiya (1985).

Si bien es posible estimar los parámetros del modelo por máxima verosimilitud usando toda la información disponible, se adoptó la siguiente estrategia basada en utilizar información parcial, la cual presenta notorias ventajas computacionales. Si en vez de horas trabajadas sólo se dispusiera de información acerca de si el individuo trabaja o no, el modelo correspondería a la especificación conocida como "Tobit tipo II" en la clasificación de Amemiya (1985), de modo que los parámetros de la ecuación de salarios pueden ser estimados utilizando un estimador máximo verosímil estándar para modelos de selectividad simple, basado en esta información restringida. Más específicamente, la ecuación de interés corresponde a la determinación de salarios, mientras que la llamada "ecuación de selección", que determina para cuáles individuos se observan salarios positivos, es una versión censurada de la ecuación de oferta laboral, que indica simplemente si el individuo trabaja o no.

Por otro lado, la ecuación de horas trabajadas corresponde a la clasificación "Tobit tipo I" donde la variable de interés es observada sólo si es positiva. En este caso los parámetros de interés pueden ser estimados utilizando un modelo Tobit estándar de datos censurados. Si bien esta estrategia es consistente, no es completamente eficiente. De todos modos, la magnitud de esta pérdida de eficiencia puede no ser significativa cuando se trata de muestras finitas.

4. LA EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD

En esta sección se presenta evidencia sobre los fenómenos a analizar en el resto del trabajo. El análisis se limita al Aglomerado Gran Buenos Aires (Capital Federal y el Conurbano) y se nutre de información contenida en la Encuesta Permanente de Hogares en las ondas de octubre de 1986, 1992 y 1998.²⁷ Esta encuesta brinda información sobre los ingresos discriminados por fuentes y varias características demográficas y socioeconómicas individuales y familiares.

²⁷ La ausencia de encuestas para otras ciudades en 1986 (o años cercanos) exige la limitación del análisis al Aglomerado Gran Buenos Aires.

En los últimos 15 años la desigualdad en Argentina ha oscilado de manera violenta alrededor de una tendencia creciente iniciada a mediados de los setenta. El Gráfico N° 12 ilustra el coeficiente de Gini del ingreso familiar ajustado por factores demográficos (*ingreso equivalente*).²⁸ Después de un sustancial incremento a fines de los ochenta, la desigualdad se desplomó en los dos primeros años de la década del noventa. A partir de 1992 se inició una nueva etapa de crecimiento en la desigualdad que se prolonga hasta la actualidad. La elección de los años 1986, 1992 y 1998 para el análisis no es caprichosa. Además de estar separados por intervalos de tiempo semejantes, se trata de años de relativa estabilidad macroeconómica y con niveles de desigualdad no significativamente distintos de los años adyacentes.²⁹ Aplicando técnicas de *bootstrapping* se rechaza la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes de Gini entre 1986 y 1998 y entre 1992 y 1998 para un nivel de significatividad del 95%. En cambio, no es posible rechazar la hipótesis de que los Ginis de 1986 y 1992 sean iguales.

El resto de las medidas usuales de desigualdad muestran una evolución similar a la del Gráfico N° 12 (ver Cuadro N° 21). En particular, la desigualdad cae ligeramente entre 1986 y 1992 y aumenta fuertemente entre ese año y 1998.

Este trabajo se concentra sólo en los ingresos provenientes del trabajo. Dos razones justifican esta elección. (i) La EPH tiene notables deficiencias en captar los ingresos provenientes del capital. Se presume que muchos perceptores no declaran sus ingresos de capital y que los que lo hacen tienen altas tasas de subdeclaración. (ii) Modelar los ingresos de capital para el ejercicio de descomposición no resulta una tarea sencilla, en especial con la información limitada de la EPH. El mismo argumento se aplica para el caso de las jubilaciones. Por estas razones y para restringir las fuentes de variabilidad de los ingresos individuales, se consideran sólo los ingresos provenientes del trabajo asalariado y por cuentapropia.³⁰ Asimismo, se ignoran en el

²⁸ El detalle de la construcción del ingreso equivalente se presenta más adelante.

²⁹ Gasparini y Sosa Escudero (1999) concluyen mediante la aplicación de técnicas de *bootstrapping* que las diferencias entre los coeficientes de Gini de 1985 y 1986; 1991 y 1992; 1992 y 1993; 1997 y 1998 no son significativas al 5%. Sólo la diferencia entre 1986 y 1987 es estadísticamente significativa.

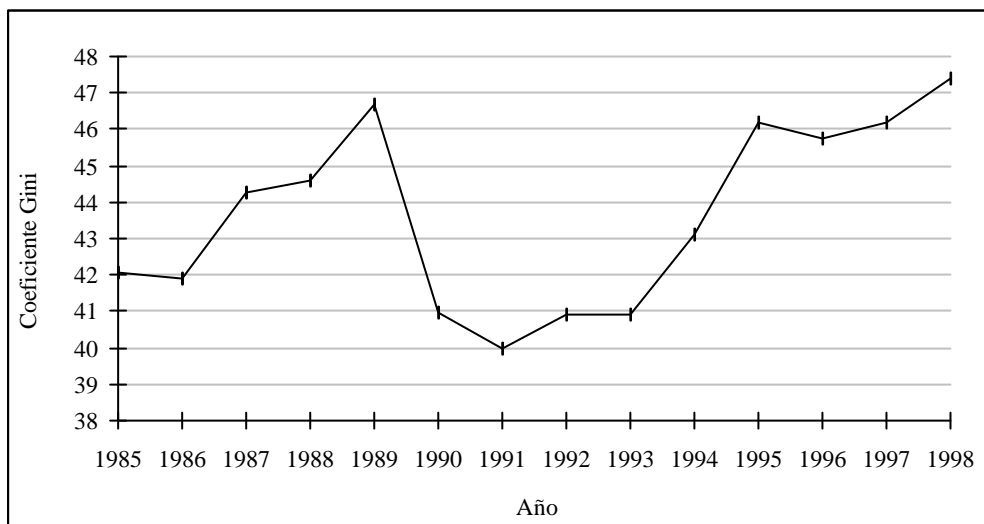
³⁰ Se considera a los patronos como trabajadores por cuenta propia.

análisis aquellas familias cuyos jefes o cónyuges tienen más de 65 años o derivan ingresos de jubilaciones o pensiones.

Para considerar factores demográficos, al ingreso familiar proveniente del trabajo se lo divide por el

número de adultos equivalentes en el hogar elevado a un factor arbitrario (0,8) que pretende captar economías de escala internas al hogar moderadas.³¹ La escala de adulto equivalente es la utilizada por el INDEC en los cálculos oficiales de pobreza.

GRAFICO N° 12
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI DEL
INGRESO FAMILIAR EQUIVALENTE. OCTUBRE 1985-1998



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

CUADRO N° 21
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION DEL
INGRESO FAMILIAR EQUIVALENTE. OCTUBRE 1985-1998

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
Gini	42,0	41,9	44,3	44,6	46,7	41,0	40,0
Theil	34,1	33,6	38,5	36,9	42,6	31,6	30,3
Coef. de variación	1,2	1,1	1,3	1,1	1,3	1,1	1,0
Atkinson (1)	26,3	26,7	28,8	30,1	31,6	25,4	23,6
Atkinson (2)	45,5	46,1	48,8	53,0	54,8	45,4	40,9

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Gini	40,9	40,9	43,1	46,2	45,7	46,2	47,4
Theil	31,7	29,9	35,2	40,6	39,1	41,0	41,7
Coef. de variación	1,1	0,9	1,1	1,2	1,2	1,3	1,2
Atkinson (1)	25,2	25,2	27,6	31,5	31,0	32,1	32,9
Atkinson (2)	43,6	46,2	45,8	53,4	55,2	54,3	56,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

³¹ Ver Buhmann et al. (1988).

El Cuadro N° 22 presenta distintos indicadores de la desigualdad en los ingresos laborales familiares equivalentes para los tres años seleccionados en el análisis.³² Dado que se incluyen familias con ingresos nulos, no se computan los indicadores de desigualdad de Atkinson, que son muy sensibles a la inclusión de ceros. A diferencia del Cuadro N° 21, al restringir los ingresos familiares a los provenientes del trabajo, la desigualdad aumenta marginalmente entre 1986 y 1992. Sin embargo, la diferencia no es significativamente distinta de cero. La desigualdad en los ingresos laborales familiares equivalentes crece fuertemente entre 1992 y 1998. La evaluación de este patrón es compartida por todos los índices considerados. Los resultados del Cuadro N° 22 constituyen la evidencia empírica a explicar en este trabajo. Se pretende descomponer el cambio en la desigualdad por períodos para aportar elementos a la discusión de las razones por las que la desigualdad no cambió significativamente entre 1986 y 1992 y se disparó entre 1992 y 1998.

CUADRO N° 22
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO LABORAL FAMILIAR
EQUIVALENTE. OCTUBRE 1986, 92 Y 98
(Incluyendo los ingresos familiares nulos)

	1986	1992	1998
Gini	40,3	41,0	49,4
Theil	28,7	29,4	45,1
Coef. de variación	0,9	0,9	1,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

La exclusión del análisis de aquellas familias con ingresos laborales nulos no modifica las conclusiones. El Cuadro N° 23 refleja esta conclusión presentando varios indicadores de desigualdad.

CUADRO N° 23
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO FAMILIAR LABORAL
EQUIVALENTE. OCTUBRE 1986, 92 Y 98
(Excluyendo los ingresos familiares nulos)

	1986	1992	1998
Gini	39,0	40,0	47,8
Theil	26,5	27,6	41,9
Coef. de variación	0,8	0,9	1,1
Atkinson (1)	22,6	24,2	32,8
Atkinson (2)	39,4	42,9	55,3

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El ingreso laboral familiar es, naturalmente, el resultado de los ingresos laborales individuales de los miembros de cada hogar. La desigualdad en estos ingresos cayó ligeramente entre 1986 y 1992 y aumentó sustancialmente hacia 1998 (ver Cuadro N° 24). Este patrón se repite para todos los índices considerados y tanto para hombres como para mujeres.

En algunos trabajos recientes se estudia la desigualdad en los ingresos laborales incorporando a los desocupados.³³ La inclusión de un considerable número de ceros tiene un efecto fuerte sobre los indicadores de desigualdad. En particular, los indicadores de Atkinson colapsan.

³² Dado que en el trabajo se intenta modelar a los ingresos laborales tomando por separado los salarios horarios y las horas trabajadas, en esta etapa se eliminan del análisis aquellas familias con algún integrante que no responde las horas trabajadas, o con información inconsistente.

³³ Ver Bour (1999) y González Rosada y Menéndez (1999).

CUADRO N° 24
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO LABORAL INDIVIDUAL ADULTOS OCUPADOS. HOMBRES
Y MUJERES. OCTUBRE 1986, 92 Y 98

	Total			Hombres			Mujeres		
	1986	1992	1998	1986	1992	1998	1986	1992	1998
Gini	39,2	37,7	45,1	38,6	37,6	44,4	35,4	35,2	44,5
Theil	28,3	25,8	38,7	27,4	25,8	37,5	22,0	21,8	36,7
Coef. de variación	0,9	0,9	1,1	0,9	0,9	1,1	0,8	0,8	1,1
Atkinson (1)	23,2	21,1	30,1	21,5	20,7	29,1	20,0	19,2	30,6
Atkinson (2)	40,4	36,2	54,2	37,1	34,7	49,3	37,7	34,5	56,4

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Los índices restantes muestran una ligera caída de la desigualdad entre 1986 y 1992 y una explosión entre ese año y 1998, derivada en buena parte del aumento sustancial en la tasa de desocupación (ver Cuadro N° 25).

ende al bienestar individual, es cero tanto en el caso de un desocupado como de un inactivo y dado que la decisión entre estar desocupado o inactivo es voluntaria, las estadísticas del Cuadro N° 26 probablemente sean más relevantes que las del N° 25.

CUADRO N° 25
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO LABORAL INDIVIDUAL
ADULTOS OCUPADOS Y DESOCUPADOS.
OCTUBRE 1986, 92 Y 98

	1986	1992	1998
Gini	41,9	41,0	51,3
Theil	32,9	31,3	50,7
Coef. de variación	1,0	0,9	1,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El Cuadro N° 26 incorpora en el análisis no sólo a los adultos desocupados sino también a los inactivos. El rasgo más notable es el aumento menor de la desigualdad entre 1998 y los años anteriores (comparado con el Cuadro N° 25). El aumento de la desocupación en los últimos años vino acompañado de una caída casi de la misma magnitud en la proporción de inactivos, de modo que la proporción de ceros en el cómputo de los índices de desigualdad resulta semejante entre 1998 y los dos años anteriores considerados. Dado que la contribución al ingreso familiar y por

CUADRO N° 26
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO LABORAL INDIVIDUAL
ADULTOS OCUPADOS, DESOCUPADOS
E INACTIVOS. OCTUBRE 1986, 92 Y 98

	1986	1992	1998
Gini	62,1	57,6	63,5
Theil	75,8	64,5	79,4
Coef. de variación	1,4	1,3	1,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Los ingresos laborales de una persona son el resultado de la cantidad de horas trabajadas y de su ingreso horario. El Cuadro N° 27 muestra información sobre la desigualdad en los ingresos horarios provenientes del trabajo asalariado o por cuenta propia.

La desigualdad en los ingresos laborales horarios de los ocupados cayó ligeramente entre 1986 y 1992 y subió fuertemente hacia 1998. Existen diferencias por sexo en esta evolución. La desigualdad entre puntas aumentó significativamente más en el grupo de los hombres que en el de las mujeres.

CUADRO N° 27
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION
DEL INGRESO LABORAL HORARIO ADULTOS OCUPADOS. HOMBRES
Y MUJERES. OCTUBRE 1986, 92 Y 98

	Total			Hombres			Mujeres		
	1986	1992	1998	1986	1992	1998	1986	1992	1998
Gini	39,4	37,2	43,3	40,1	39,0	44,4	39,7	36,9	41,1
Theil	30,6	25,8	35,7	31,7	28,5	37,0	35,5	26,0	30,9
Coef. de variación	1,0	0,9	1,1	1,1	0,9	1,1	1,3	0,9	0,9
Atkinson (1)	22,9	20,6	27,5	23,6	22,2	28,1	24,3	19,6	25,7
Atkinson (2)	37,4	34,4	44,4	37,3	36,4	44,2	42,9	32,7	44,1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

5. LOS DATOS

En esta sección se realiza un análisis descriptivo de las variables más relevantes para el presente trabajo. Esta descripción permite obtener información de la muestra que luego será usada para la estimación.

El análisis empírico se realiza utilizando las bases ampliadas de la EPH. La muestra considerada es aquella sobre la cual se realiza la estimación: individuos entre 14 y 65 años de edad para los cuales están definidas las variables relevantes y sus familias. Las cuatro primeras columnas del Cuadro A3.1 presentan las dimensiones de tal muestra, para cada uno de los años que se analizan.³⁴ La dos primeras columnas reportan el número de mujeres y el porcentaje que las mismas representan dentro de la muestra, respectivamente. Las siguientes dos columnas presentan la misma información para hombres. En las dos últimas columnas se reporta el total de individuos y de hogares en que los mismos están agrupados. Pese a que en todos los años hay una mayoría de mujeres, la muestra está relativamente balanceada entre sexos, especialmente para los dos últimos años.

En el Cuadro A3.2 se agrupan los hogares según su número de adultos equivalentes. Para cada grupo y año se presentan las medias del ingreso laboral familiar equivalente y las proporciones de hogares dentro de cada grupo.³⁵ Es notable cómo decrece el ingreso

familiar equivalente cuando aumenta el tamaño de la familia (en cantidad de adultos equivalentes). Esto seguramente es consecuencia de que por lo general la principal fuente de variación del tamaño de las familias son los hijos, que además suelen no percibir ingresos. Por otra parte, la mayor proporción relativa de hogares tiene entre 2 y 3 adultos equivalentes. En 1986, un 47% de los hogares tenía esta dimensión. Esa proporción pasó al 44% en 1992 y luego al 45% en 1998. Un 28% de los hogares estaba conformado por entre 1 y 2 adultos equivalentes en 1986. Esta proporción aumentó un punto porcentual para 1992 y 1,5 puntos para 1998. La proporción de hogares con menos de un adulto equivalente prácticamente se duplicó entre 1986 y 1998.³⁶

El Cuadro A3.3 presenta las medias, por nivel educativo del jefe de hogar, del ingreso laboral familiar equivalente y sus tasas de crecimiento.³⁷ Nuevamente la unidad de análisis es el hogar. En la EPH se le pregunta al individuo cuál fue el máximo nivel educativo al que asistió y si lo completó o no. De este modo, cada individuo pertenece a alguno de los siguientes grupos educativos: primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior incompleta o superior completa.³⁸ En todos los años se observa que a mayor nivel educativo del jefe, mayor ingreso familiar equivalente. La

³⁴ Los cuadros de esta sección se encuentran en el Anexo al final de este capítulo. La fuente de todos los cuadros es elaboración propia en base a datos de la EPH, ondas de Octubre de 1986, 1992 y 1998, Aglomerado Gran Buenos Aires.

³⁵ Todos los valores se expresan en precios constantes de 1998. Los ingresos presentados son los que surgen de la EPH multiplicados por un factor de 2 para captar subdeclaración (ver capítulo 1). Ninguna de las conclusiones de este artículo dependen de este ajuste ya que se practica sobre todos los ingresos

considerados (los laborales). Los ingresos laborales individuales ajustados de esta forma dan origen a un ingreso laboral familiar por habitante de alrededor de \$8000 anuales, el cual, como es de esperar, resulta inferior al ingreso disponible promedio estimado por Cuentas Nacionales.

³⁶ Estos hogares están formados generalmente por mujeres viviendo solas.

³⁷ Los promedios de los Cuadros A3.2 y A3.3 difieren debido a que hay individuos que no declaran su nivel educativo.

³⁸ El nivel superior incluye educación terciaria y universitaria.

dispersión de ingresos familiares entre niveles educativos del jefe aumentó entre 1986 y 1998. Para este último año, el ingreso equivalente de una familia con jefe con educación primaria completa fue algo inferior a \$700, el 55% del correspondiente a una familia con un jefe que completó su educación secundaria y el 23% de una con un jefe que completó el nivel superior o universitario. Para 1986 las cifras correspondientes habían sido de \$988, 68% y 34%. En 1986, una familia con un jefe con educación secundaria completa tenía el 50% del ingreso laboral familiar equivalente a una cuyo jefe había completado los estudios superiores. Esa proporción fue del 51% en 1992 y 43% en 1998.

La principal causa del mencionado aumento en la dispersión del ingreso familiar fue un fuerte aumento de los ingresos correspondientes a familias con jefes con educación elevada entre 1992 y 1998 y una continua y fuerte caída durante todo el período considerado de los ingresos de familias con jefes menos educados. Como se observa en la última columna del Cuadro A3.3, los ingresos familiares equivalentes cayeron entre 1986 y 1998 para todos los niveles educativos del jefe, habiendo sido la caída mucho más acentuada para los niveles más bajos y casi nula para el superior completo. Para los tres niveles inferiores el ingreso familiar equivalente cayó entre 1986 y 1992 y entre este último año y 1998. Por su parte, los ingresos de los hogares con jefes más educados aumentaron en algún momento durante el período analizado. Este es el comportamiento diferencial antes mencionado que llevó a aumentar la dispersión de los ingresos laborales familiares equivalentes.

El Cuadro A3.4 muestra la distribución de hogares según el máximo nivel educativo alcanzado por su jefe. La mayoría de los hogares tiene jefes con educación primaria completa o secundaria incompleta. Pese a que esta proporción disminuye en el período analizado, siempre es la mayor. Respecto a la proporción de hogares cuyo jefe no completó la primaria, experimenta una caída considerable desde el 19% en 1986 hasta un 10% en 1998. La proporción de hogares con jefes que no completaron la educación secundaria se mantiene prácticamente estable a lo largo del período analizado. Para los demás niveles educativos (los tres más altos) los porcentajes de hogares aumentan año a año. Estos movimientos llevaron a un paulatino incremento de la proporción de hogares con jefes con niveles elevados de educación. En 1986 alrededor de un 53% de los hogares tenía jefes que a lo sumo habían completado su educación primaria, mientras que sólo el 15% tenía jefes que habían empezado o concluido sus estudios superiores o universitarios. Estos

porcentajes fueron del 47% y 18% y 40% y 23% respectivamente para 1992 y 1998.

Del Cuadro A3.5 en adelante la unidad de análisis para la descripción es el individuo. En los Cuadros A3.5 a A3.9 se agrupa a las personas en ocupados, desocupados e inactivos. Como puede observarse en el Cuadro A3.5, el porcentaje de desocupados creció desde el 2,3% en 1986 al 7,6% en 1998. Cuatro de esos 5,3 puntos porcentuales de aumento se produjeron entre 1992 y 1998. Como contrapartida, la tasa de inactividad se redujo aproximadamente 3 puntos porcentuales tanto entre 1986 y 1992, como entre este último año y 1998.

Una forma de distinguir grupos dentro de la muestra de interés es de acuerdo al rol de los individuos dentro del hogar. Como se discutió previamente, el papel que juega cada persona en una familia determina en parte la forma en que toma sus decisiones respecto de participar en el mercado laboral. Esto lleva a estimar modelos separados para jefes, cónyuges y otros miembros del hogar o resto (ver sección 6). Por ese mismo motivo la presente descripción también se hace distinguiendo entre estos grupos.

En el Cuadro A3.6 se desagrega la información del cuadro anterior de acuerdo al rol que el individuo desempeña en su hogar. Se observa que la tasa de empleo de los jefes, pese a evidenciar una tendencia decreciente en el tiempo, está muy por encima de las correspondientes a los otros dos grupos de individuos. Para este grupo la tasa de inactividad experimentó una muy leve variación en el período analizado. El porcentaje de desocupados aumentó a costa de una caída en el porcentaje de empleados. Para los cónyuges el comportamiento es distinto. Una muy acentuada caída de la tasa de inactividad (del orden de 14 puntos entre 1986 y 1998) fue acompañada por un aumento de la tasa de desocupación (de 5,2 puntos) y de la de empleo (8,6 puntos).³⁹ Finalmente, para el resto de los integrantes de la familia la reducción en el porcentaje de inactivos se tradujo en un aumento del porcentaje de desocupados. En síntesis, las transiciones laborales de los tres grupos considerados fueron significativamente distintas.

Además de la división entre jefes, cónyuges y resto, es posible distinguir grupos en base al sexo de los individuos, su nivel educativo o su edad. El Cuadro A3.7 presenta las tasas de empleo, desempleo e

³⁹ Por comodidad se utiliza el término "tasa de desocupación" para aludir al porcentaje de personas desempleadas sobre el total del grupo correspondiente. Esta definición difiere de la usual, donde el denominador es el número de personas económicamente activas.

inactividad desagregadas por grupo educativo. Para los individuos con educación superior o universitaria completa se observa una tasa de empleo bastante por encima de la de los demás grupos educativos. Para todos los grupos se produjo un aumento de la tasa de desocupación y una caída de la de inactividad entre 1986 y 1998. El máximo crecimiento de la tasa de desocupación se dio para individuos con un nivel a lo sumo de secundaria completa o primaria incompleta (8,1 puntos). El menor aumento de la tasa de desocupación se dio para gente con educación superior o universitaria completa (2,2 puntos). Si bien en 1986 la tasa de desempleo de este grupo era la más baja, no se alejaba excesivamente de la de los demás grupos (la mayor diferencia -1,8 puntos- se daba con la tasa de desempleo de individuos con primaria incompleta). Como resultado de la tan desigual evolución de esta tasa para los distintos grupos educativos, en 1998 hubo una muy considerable diferencia en el porcentaje de desocupados entre individuos con educación completa y los que tenían menor educación.

En el Cuadro A3.8 se agrupan los individuos por sexo. Naturalmente las conclusiones son semejantes a las obtenidas al agrupar a los individuos por su rol en el hogar, ya que la mayoría de los jefes son hombres y la mayoría de los cónyuges mujeres. Las tasas de ocupación son considerablemente más altas para hombres y siguen un patrón decreciente. Tanto la tasa de desempleo como la de inactividad de los hombres aumentó en el período bajo análisis. Para las mujeres se observa una muy elevada tasa de inactividad, que experimentó una muy pronunciada caída entre 1986 y 1998 (12,7 puntos). Como contrapartida, se produjo un aumento tanto de la tasa de desempleo como de empleo (6,7 y 6 puntos, respectivamente). El Cuadro A3.9 desagrega la información sobre el estado ocupacional según la edad de los individuos. A tal fin, se distinguen cuatro grupos etarios: individuos entre 14 y 18 años de edad, entre 18 y 25, entre 25 y 55, y entre 55 y 65.⁴⁰ Las tasas de empleo son máximas para el tercer grupo, al que le sigue el último y son mínimas para los más jóvenes. Las tasas de desempleo más elevadas aparecen en el segundo grupo, que también es el que sufre el mayor aumento entre 1986 y 1998. Entre estos dos años es considerable la caída de la tasa de inactividad que se produce entre los individuos del último grupo y de la tasa de empleo entre los más jóvenes.

⁴⁰ En los intervalos para las edades, no se incluye el extremo superior, excepto para el último grupo en el que los dos extremos están incluidos.

A partir del Cuadro A3.10 el análisis se concentra en los ingresos laborales horarios y en las horas trabajadas. La submuestra analizada incluye solamente a aquellos individuos que perteneciendo a la muestra para la estimación (ver Cuadro A3.1) reportan un número positivo de horas trabajadas, es decir, individuos empleados.

En el Cuadro A3.10 se presentan las dimensiones y composición por género de la muestra que incluye solamente individuos ocupados y que es la que se describe en el resto de la presente sección. En 1986 un 67% de los individuos son hombres. Este porcentaje se reduce gradualmente hasta alcanzar el 63,6% en 1998. Comparando este cuadro con el A3.1 queda en evidencia que al eliminar de la muestra a todos aquellos individuos que no trabajan, descartamos una mayor proporción de mujeres.

En el Cuadro A3.11 se presenta la proporción de individuos por nivel educativo para cada año. En el mismo se observa que entre 1986 y 1998 se produjo una fuerte contracción de la proporción de individuos con educación primaria completa e incompleta (del 48,5% al 34,3%), que son grupos de bajos ingresos horarios relativos. Al mismo tiempo, entre esos años aumentó la proporción de individuos en todos los demás grupos educativos, en especial en el nivel superior completo. Este último pasó de concentrar sólo un 8,5% de los individuos en 1986 a un 15,6% en 1998.

En el Cuadro A3.12 se presentan las medias de los ingresos laborales individuales por hora (desde ahora ingresos horarios) y sus tasas de crecimiento, todo discriminado por nivel educativo y rol en el hogar del individuo. En el último panel (que describe a la muestra agregada) se observa que el ingreso horario siempre aumenta con el nivel educativo del individuo. En 1986 los individuos con educación primaria completa ganaban por hora (y en promedio) el 33% de lo que ganaban aquellos con educación superior completa. Este porcentaje creció al 38% en 1992, cayendo al 31% en 1998. En 1986, el ingreso horario promedio de los individuos con educación secundaria completa fue del 50% del de aquellos con educación superior completa. Este porcentaje subió al 56% en 1992 para bajar al 48% en 1998. Estas cifras sugieren que la concentración de los ingresos laborales horarios se redujo entre 1986 y 1992, para luego aumentar entre 1992 y 1998.

En los primeros tres paneles del Cuadro A3.12 se observa también una relación positiva entre nivel educativo e ingreso horario y un patrón zigzagueante en su evolución. Entre 1986 y 1992 se produjo una reducción de la brecha de ingresos entre niveles educativos altos y bajos. Esta brecha aumenta entre 1992

y 1998, haciéndose mayor a la que existía en 1986. Por ejemplo, los jefes con educación primaria completa tenían en promedio un ingreso horario del 30% del de aquellos con educación superior completa en 1986. Para 1992 y 1998 ese porcentaje fue de 33% y 26%, respectivamente.

Para los tres años analizados, entre los jefes con distintos niveles educativos se observa una brecha más amplia de ingresos horarios que entre cónyuges y el resto de los miembros del hogar.

En la última columna del último panel del Cuadro A3.12 se observa una fuerte reducción de los ingresos horarios para todos los niveles educativos. Esta reducción fue máxima para individuos con estudios secundarios incompletos y algo menor para individuos con educación superior incompleta y primaria completa. Los dos grupos de individuos que sufrieron una menor contracción de sus ingresos horarios fueron los del primer y último nivel educativo. Los individuos con educación superior completa sólo perdieron un 18% de sus ingresos horarios entre 1986 y 1998, producto de grandes fluctuaciones a lo largo del período analizado. Entre 1986 y 1992, el salario se redujo un 30%, para luego subir un 18% entre 1992 y 1998. Algo extraño es el caso de los individuos que no completaron la primaria, cuyos ingresos laborales por hora cayeron sólo un 11% entre 1986 y 1998.

Un hecho llamativo es que la caída porcentual del ingreso horario promedio para todos los individuos que se dio entre 1986 y 1998 (del 9,5%), fue menor a la que sufrió el promedio de cualquiera de los grupos educativos (ver última columna del panel “todos” del Cuadro A3.12). Esto se explica por los cambios en las proporciones relativas de gente entre grupos de bajos y altos ingresos. Como puede verse en el Cuadro A3.11, la mayor concentración relativa de población en niveles superiores de educación, a los que corresponden ingresos horarios mayores, es la que explica que el ingreso horario del promedio de la población haya caído entre 1986 y 1998 menos que lo que cayó cualquiera de los promedios por grupo educativo.

El Cuadro A3.13 muestra las medias de las horas trabajadas por semana según el nivel educativo del individuo, para los tres años analizados y sus tasas de crecimiento. En los tres paneles superiores se observa que los que menos trabajan son los cónyuges y los que más lo hacen son los jefes de familia, aunque hay cierta evidencia de una reducción en la brecha entre 1986 y 1998. Los jefes trabajaban en promedio casi 14 horas por semana más que los cónyuges en 1986, mientras que en 1998 esa diferencia se redujo a poco más de 12 horas. Esto se debió a que simultáneamente

los cónyuges empezaron a trabajar un poco más y los jefes un poco menos.

Otro fenómeno que queda en evidencia en este cuadro es el achicamiento de la brecha de horas trabajadas entre individuos menos y más educados, especialmente para jefes de hogar. Por ejemplo, en 1986 los jefes con educación primaria completa trabajaban en promedio por semana 51 horas, cuatro horas más que sus pares con educación superior completa. Esta brecha se redujo en 1992 e incluso se revirtió en 1998: los últimos trabajan 48,5 horas, media hora más que los primeros.

El Cuadro A3.14 presenta los ingresos laborales mensuales (medias por año y tasas de crecimiento). Como se mencionó anteriormente, el ingreso laboral individual es el producto de las horas trabajadas por los ingresos laborales horarios del individuo, por lo que las cifras de este cuadro surgen de los dos cuadros previos. Los ingresos laborales aumentan con el nivel educativo. Al igual que con los ingresos laborales por hora, la brecha de ingresos laborales entre individuos con distinta educación es más amplia para los jefes. Además se observa que cae entre 1986 y 1992 y luego aumenta fuertemente.

En la última columna del último panel se muestran las tasas de crecimiento de los ingresos laborales por nivel educativo y para toda la muestra. Entre 1986 y 1998 el ingreso laboral individual promedio bajó para todos los niveles educativos. La caída fue considerablemente menor para gente con educación superior completa, como consecuencia del aumento del 18% en el ingreso horario y de las dos horas trabajadas adicionales entre 1992 y 1998 (ver Cuadros A3.12 y A3.13).

Los Cuadros A3.15 al A3.18 reproducen la estructura de los cuatro cuadros previos pero desagregando a la población de interés según su género. Los porcentajes reportados en el último panel del Cuadro A3.15 son los mismos que se muestran en el Cuadro A3.10. Como se discutió previamente, la muestra sobre la que se hizo la descripción tiene una amplia mayoría de hombres (entre un 67% y un 63%) mientras que la muestra que se usa para la estimación está balanceada, con una leve mayoría a favor de las mujeres (ver Cuadro A3.1). Esto se debe a que para la presente descripción se eliminaron todos los individuos que no trabajan, que son en mayor proporción mujeres. Como fue mencionado previamente, casi todos los cónyuges son mujeres y sólo entre un 10% y un 15% de los jefes son mujeres. El *resto* de los miembros del hogar están repartidos en una forma más balanceada, aunque más del 50% son hombres.

En el Cuadro A3.16 se presentan las medias de los ingresos laborales horarios discriminadas por género del individuo. En el último panel se observan ingresos horarios más elevados para los hombres en todos los años. En 1986 las mujeres ganaban por hora el 86% de lo que ganaban los hombres. Esa diferencia fue contrayéndose con el tiempo y en 1998 una mujer ganaba el 98% de lo que ganaba un hombre (en promedio). Para jefes y resto, esta diferencia desapareció en 1998.⁴¹

El Cuadro A3.17 muestra las medias de las horas trabajadas por semana para mujeres y hombres, y sus tasas de crecimiento, para los tres años analizados. Se observa una diferencia considerable entre hombres y mujeres en las horas trabajadas. En 1986 los hombres, en promedio, trabajaban 11,4 horas más por semana que las mujeres. En 1998 esa diferencia se incrementó en 1 hora. La ampliación de la brecha se debe a una contracción de las horas trabajadas más acentuada para las mujeres que para los hombres.⁴²

De los tres paneles superiores surge que de los individuos empleados, los que más trabajan son los hombres que son además jefes de hogar y los que menos trabajan son las mujeres cónyuges. De todas las mujeres con horas trabajadas positivas, las jefas son las que más trabajan.

El Cuadro A3.18 presenta los ingresos laborales individuales desagregados por género. Para la muestra en su conjunto, las mujeres reciben como retribución a su trabajo menos que los hombres: un 62% en 1986, 72% en 1992 y 70% en 1998. Comparando estas cifras con las presentadas más arriba se concluye que la desigualdad en la distribución del ingreso laboral por géneros es más acentuada que la del ingreso horario. Esto sería consecuencia de la diferencia en las horas trabajadas entre los dos sexos que se observa en el Cuadro A3.17.

Para la construcción de los Cuadros A3.19 al A3.22 se dividió a la población en grupos etarios. Para el primer grupo en 1992 no hay jefes ni cónyuges y los hay en una proporción despreciable en los otros dos años (ver Cuadro A3.19). En el Cuadro A3.20 se presentan las medias de los ingresos horarios discriminadas por grupos etarios. En el último panel se observa cierta relación positiva entre los ingresos horarios y la edad. Entre 1986 y 1992 los ingresos por hora cayeron,

siendo la caída más acentuada para los grupos de edades mayores. Entre 1992 y 1998 hubo un repunte de los ingresos para tres de los cuatro grupos. El aumento fue muy acentuado (41%) para el grupo de 55 a 65 años de edad. De los tres primeros paneles del Cuadro A3.20 se tiene que en la mayoría de los casos el máximo ingreso horario corresponde a gente con edades entre 25 y 55, mientras que en algunos casos el máximo corresponde a gente con más de 55 años. En el caso de los cónyuges y para todos los años se observa una caída del orden de los \$2 por hora del ingreso del último grupo etario respecto del anteúltimo.

En el promedio para toda la muestra (último panel del Cuadro A3.21) las horas trabajadas por semana aumentan con la edad y luego caen para el último grupo etario. El mayor salto en las horas se da entre los dos grupos intermedios: en promedio, la gente con edades entre 18 y 25 años trabajaba 5 horas menos por semana en 1986 que aquellos entre 25 y 55 años. Para aquellos que tienen menos de 18 años se observa un hecho llamativo: la fuerte contracción en las horas trabajadas entre 1992 y 1998. Otra dimensión de este fenómeno surge del Cuadro A3.19. La proporción de menores de 18 años considerados miembros no jefes ni cónyuges (resto) cayó del 15% en 1992 al 5% en 1998, como consecuencia de un aumento en la proporción de esta gente que no trabaja.⁴³

En cuanto al ingreso laboral individual, el Cuadro A3.22 resume las medias y sus tasas de crecimiento desagregadas por edad, para los tres años analizados. Replicando el comportamiento de las horas trabajadas y de los ingresos horarios, los ingresos laborales aumentan con la edad. Observando el último panel del cuadro se ve que para 1986 y 1992, el grupo entre 25 y 55 años era el que más ganaba, mientras que en 1998 el ingreso del promedio de la gente con más de 55 años es el mayor. Las personas entre 18 y 25 años ganaban en promedio entre un 54% y un 61% de lo que ganaba el grupo etario que le sigue.

6. ESTIMACIONES

Esta sección se concentra en las estimaciones que permitirán llevar a cabo el análisis de descomposición de la distribución del ingreso. De acuerdo a la metodología señalada en la sección 2 son necesarias las estimaciones tanto de los parámetros que determinan el efecto precio (los β 's), como de aquellos que afec-

⁴¹ El extraño comportamiento que se observa para cónyuges probablemente se deba a la pequeña cantidad de hombres que entran en esta categoría.

⁴² Notar que las horas trabajadas promedio de los jefes se redujeron esencialmente por reducción de las horas trabajadas por las mujeres jefes.

⁴³ Notar nuevamente que en la muestra que se usa para la descripción se eliminan todos aquellos individuos que no trabajan.

tan la oferta laboral (los λ 's) y las varianzas de los términos de error (\mathbf{S} y \mathbf{S}).

En la presente sección se discute brevemente la estrategia de estimación seguida y la elección de las variables relevantes para el análisis. Finalmente, se analizan los resultados de las estimaciones.

Los datos, como se señaló antes, surgen de la EPH para el Aglomerado Gran Buenos Aires (años 1986, 1992 y 1998, onda octubre). La muestra para la estimación comprende individuos entre 14 y 65 años de edad, con información completa de todas las variables que se consideran relevantes para el análisis y que se describen más adelante. En el Cuadro A3.1 de la sección anterior se muestran las dimensiones de la muestra para cada año.

El rol que cada individuo juega dentro del hogar potencialmente afecta la forma en que cada uno toma sus decisiones respecto de participar en el mercado laboral. Para controlar por esta fuente de heterogeneidad y siguiendo la estrategia adoptada en Bourguignon et al. (1999), se particiona la muestra en tres grupos: jefes de hogar, cónyuges y otros miembros de la familia o resto.

Para cada año y para cada uno de estos grupos se estima una ecuación de salarios y otra de oferta laboral, lo que resulta en un total de 18 modelos, 6 para cada año. Como se discutió en la sección 3, la ecuación de salarios se estima por máxima verosimilitud usando el método de Heckman. A tal fin se define como mecanismo de selección una versión simplificada de la ecuación de oferta laboral, en la que la variable dependiente es un indicador binario que toma el valor 1 cuando el individuo trabaja y cero si no lo hace. Por su parte, la ecuación de oferta laboral se estima por el método Tobit. Ambos métodos permiten controlar por el posible sesgo por selección en la muestra, arrojando estimaciones consistentes de los parámetros.

6.1. DEFINICION DE LAS VARIABLES

La variable dependiente de la ecuación de salarios es el ingreso laboral horario y se mide, como es tradición, en logaritmos, con lo que los coeficientes de la regresión deben interpretarse como semielasticidades. Es decir, los β 's miden cambios porcentuales en el salario por hora ante cambios marginales en las variables independientes. En el vector X_2 de variables explicativas se incluyen aquellos atributos que de alguna manera afectan la productividad del individuo, que se refleja en el salario.

La teoría de la formación de capital humano resalta el rol de la educación y del entrenamiento en

el lugar de trabajo. Un hecho estilizado es que, dada la edad, los salarios son mayores cuanto mayor es el nivel educativo. Además, estas diferencias salariales entre personas con distintos niveles de educación se acentúan con la edad. La explicación de la primera característica radica en incrementos de productividad generados por una mayor acumulación de capital humano.⁴⁴ Por su parte, la causa de que la pendiente de las curvas de ganancias aumente cuanto más alto es el nivel de educación, se le atribuye a un sesgo de selección en la decisión de educarse. Cuanto más hábil es una persona, es de esperarse que más rápido y mejor aprenda y menos sufra los costos psicológicos del proceso de formación. Por lo tanto, las personas que poseen una mayor habilidad innata tienen mayores incentivos a educarse y a realizar una mayor inversión en entrenamiento en el trabajo.⁴⁵ La mayor tasa de crecimiento del rendimiento a la educación para niveles crecientes de educación es entonces explicada por la presencia de una habilidad superior, que fomenta una mayor inversión en entrenamiento y potencia sus efectos sobre la productividad del trabajador (y por lo tanto sobre el salario).

Como se mencionó en la sección previa, mediante la EPH es posible conocer el máximo nivel educativo alcanzado por una persona y si éste fue completado o no. Así, cada individuo pertenece a alguno de los siguientes grupos educativos: primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior incompleta o superior completa. En base a estas categorías se construyeron seis indicadores binarios (*prii*, *pric*, *seci*, *secc*, *supi* y *supc*), que toman respectivamente el valor 1 si el individuo pertenece a esa categoría y cero en los demás casos.⁴⁶ Para la estimación de todos los modelos se omite el indicador *prii* que es el que corresponde al nivel primario incompleto. Esto implica que los coeficientes estimados para las demás categorías educativas deberán ser interpretados como efectos diferenciales respecto del de la categoría omitida.

⁴⁴ En equilibrio para que una persona esté dispuesta a incurrir en los costos de una mayor educación, el salario, que es el beneficio que se espera obtener por la inversión, tiene que ser mayor al de categorías educativas inferiores.

⁴⁵ Aunque no existe una definición precisa de qué se entiende por habilidad innata, a lo que generalmente se hace referencia es a la "capacidad de hacer cosas" que ha sido transmitida cultural o genéticamente a un individuo.

⁴⁶ Otra posibilidad sería transformar los niveles en años mediante una aproximación (ver Pessino (1995)).

La evidencia empírica muestra en general que el salario aumenta, al menos hasta cierta edad, pero en forma decreciente. Este efecto suele ser justificado por el efecto del entrenamiento en el lugar del trabajo. Para un nivel educativo dado, el entrenamiento mejora la productividad del trabajador. Sin embargo, a medida que los trabajadores envejecen disminuye la inversión en entrenamiento en el trabajo y la tasa de crecimiento de la productividad disminuye y con ella la del salario. Es decir, el entrenamiento aumenta la productividad del trabajador, pero lo hace a una tasa decreciente. Al final de la vida activa de un trabajador las capacidades productivas disminuyen porque, ya sea por la discontinuidad en la inversión en entrenamiento o por el mismo proceso de envejecimiento, el conocimiento y las habilidades adquiridas se deprecian.

El entrenamiento en el lugar de trabajo suele aproximarse a través de una variable que intenta medir los años de experiencia laboral potencial y que suele construirse como *edad* menos *años de educación* menos 6. En este trabajo se incluye sólo la variable *edad* (medida en años). Al igual que la educación, la experiencia podría ejercer un efecto no lineal sobre la variable dependiente (según surge de la evidencia empírica), por lo que también se incluye un término cuadrático (*edad*²).

Previamente se hizo referencia a la posibilidad de que el rol que los individuos cumplen dentro del hogar provoque diferencias en la estructura decisoria de unos y otros. Por este motivo se distinguió entre jefes, cónyuges y resto. Lo mismo puede decirse acerca del sexo de los individuos. Una posibilidad sería estimar ecuaciones por separado para hombres y mujeres. Dada la gran cantidad de modelos y la reducción en el número de observaciones que esto implicaría, no se optó por esta alternativa. En su lugar se incluye en cada modelo una variable binaria (*hombre*) que toma el valor 1 si el individuo es hombre y cero si es mujer. Esto permite predecir diferencias por sexo en la media de la variable explicada, pero no permite estimar efectos diferenciales de cada variable explicativa según sexo (las llamadas interacciones) que implicarían diferencias en las pendientes de las regresiones estimadas.

Las variables que se incluyen en las ecuaciones de salarios para jefes y cónyuges son las descritas hasta aquí. Para explicar el logaritmo del ingreso laboral horario del resto de los miembros del hogar se incorpora una variable adicional: *men18*. Este es un indicador binario que vale 1 cuando el individuo tiene entre 14 y 18 años de edad y cero si es mayor de 18 y permite captar efectos no lineales de la edad además de los que capturaría *edad*².

Es importante en este punto hacer referencia al rol que juegan ciertas características de los individuos que no son observables para el analista. En particular, como ya fue señalado, la “habilidad innata” de un individuo definitivamente determina su productividad. El hecho de que muy probablemente la habilidad esté positivamente correlacionada con la educación y que no sea observable, hace que no sea posible estimar por separado el efecto que cada una ejerce sobre los salarios. Es decir, cuando no se controla por habilidad, la estimación del retorno a la educación resulta ser sesgada (hay una tendencia a sobrestimarlo) porque el coeficiente de la variable educación captará además el efecto positivo de la habilidad.⁴⁷ En relación a esto existe una literatura reciente (Buchinsky (1994), Mwabu y Schultz (1996) y Arias et al. (1998)) que sugiere que los factores no observables en la determinación de los salarios (como la habilidad) interactúan de manera no trivial con otros factores observables (como la educación). Ante esta evidencia, numerosos estudios han intentado controlar por habilidad en la estimación de los retornos a la educación siguiendo variadas estrategias. Estos estudios generalmente concluyen que el sesgo por habilidad en las estimaciones del retorno a la educación es pequeño.

Otra fuente de sesgos en la estimación del retorno a la educación es la no aleatoriedad de la muestra de salarios, ya que se observan salarios positivos sólo para aquellos individuos que trabajan. Esto introduce el problema clásico de sesgo por selección. En la sección 3 se discutió la forma adoptada en este trabajo para lidiar con este problema.

En cuanto a la ecuación de oferta laboral la variable dependiente son las horas trabajadas por semana (*hstr*). Para la ecuación del mecanismo de selección, necesaria para estimar la ecuación de salarios por el método de Heckman, se usa como variable dependiente una versión censurada de las horas trabajadas: un indicador binario que toma el valor 1 si el individuo reporta un número positivo de horas trabajadas y cero en los demás casos.

Tanto la ecuación de selección como la de horas trabajadas dependen de un mismo vector de variables explicativas X_i . Entre otras, este vector incluye algunas de las variables relevantes en la determinación del salario horario: educación, edad y sexo.

⁴⁷ Dada la correlación entre habilidad y nivel de educación a la que se aludió más arriba, la omisión de una de estas variables lleva a la estimación sesgada del coeficiente de la otra. En la literatura, esto se conoce como sesgo por omisión.

La posibilidad de que los trabajadores menores de 18 años sean informales y que por lo tanto sus trabajos revistan características especiales, fue la que llevó a incluir *men18* (igual a 1 si el individuo tiene menos que 18 años) en las ecuaciones de oferta laboral para el resto.

Para las ecuaciones de oferta laboral parece relevante considerar la participación del individuo en el sistema educativo, por lo que se incluye una variable dummy (*concorre*) que vale 1 si el individuo asiste a la escuela y cero si no lo hace. En términos de la oferta laboral, es de esperar que aquellos que estudian, trabajen menos horas que los que no lo hacen.

También se espera que ciertas características de la familia afecten la oferta de horas trabajadas de un individuo. Por eso se incluyen variables como *casado* e *hijos*. La primera vale 1 si el individuo está legalmente casado o unido a su pareja aunque no haya lazo legal. Esta variable se incorpora a la ecuación de oferta laboral de jefes y resto.⁴⁸ La variable *hijos* se define como el número de hijos menores de 18 años que tiene el individuo y se incluye en las ecuaciones de oferta laboral de jefes y cónyuges.⁴⁹

Naturalmente, se puede argumentar que algunas de estas variables, por ejemplo el estado civil o la asistencia a un establecimiento educativo, dependen de la participación en el mercado laboral, o son

elegidas por el individuo conjuntamente con las horas trabajadas. Por simplicidad en la estimación, se toman a esas variables como dadas para un individuo en condición de tomar decisiones laborales.

Dentro de un hogar es posible que las decisiones individuales sean interdependientes. El patrón de interrelaciones puede llegar a ser muy complejo y permitir todas las posibilidades complicaría considerablemente el proceso de estimación. Para simplificar y siguiendo a Bourguignon et al. (1999), se supone un proceso de decisión secuencial: la decisión del jefe de hogar es previa o independiente a la de los demás miembros de la familia, la de los cónyuges depende de la decisión de los jefes y la del resto depende de la de los jefes y cónyuges. Así, en la ecuación de oferta laboral de los cónyuges y resto se incluye la variable *estadoj* que vale 1 si el jefe trabaja y cero si no lo hace. Por su parte, en la ecuación de oferta laboral del resto de los miembros de la familia, se agrega además *estadoc*, que toma el valor 1 si el cónyuge está empleado y cero en caso contrario.

El Cuadro N° 28 presenta un resumen de las especificaciones correspondientes a cada grupo y ecuación. En la primera columna se listan todas las variables. Las otras seis columnas corresponden a cada uno de los seis modelos que se estiman para cada año. Una X denota que la variable en cuestión se incluye en la ecuación correspondiente a esa columna.

⁴⁸ Dado que todos los cónyuges son casados o unidos, no es posible incluir la variable *casado* en su ecuación de oferta laboral, porque habría multicolinealidad perfecta.

⁴⁹ Ninguno de los integrantes del resto tiene hijos, por lo que esta variable sería perfectamente colineal con la constante.

CUADRO N° 28
ESPECIFICACION DE LOS SEIS MODELOS ESTIMADOS

Variables	Ecuación de Salarios			Ecuación de Oferta Laboral		
	Jefes	Conyuges	Resto	Jefes	Conyuges	Resto
lilaho (1)	X	X	X			
hstr (2)				X	X	X
Explicativas						
prii (3)	X	X	X	X	X	X
pric (4)	X	X	X	X	X	X
seci (5)	X	X	X	X	X	X
secc (6)	X	X	X	X	X	X
supi (7)	X	X	X	X	X	X
supc (8)	X	X	X	X	X	X
hombre	X	X	X	X	X	X
edad	X	X	X	X	X	X
edad2 (9)	X	X	X	X	X	X
men18 (10)			X			X
concorre(11)				X	X	X
casado				X		X
hijos (12)				X	X	
estadoj (13)					X	X
estadoc (14)						X

Nota: (1) log del ingreso laboral horario; (2) horas trabajadas por semana; (3) primaria incompleta; (4) primaria completa; (5) secundaria incompleta; (6) secundaria completa; (7) superior incompleta; (8) superior completa; (9) edad al cuadrado; (10) menores de 18 años; (11) asiste a escuela; (12) número de hijos menores de 18 años; (13) situación laboral del jefe y (14) situación laboral del conyuge.

Fuente: elaboración propia.

6.2. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Los resultados de la estimación se presentan en los Cuadros A3.23 al A3.28, que se encuentran en el Anexo del capítulo. Con un total de 18 modelos y entre 9 y 14 variables involucradas, es imposible analizar cada uno de los coeficientes estimados. Para organizar la presentación, primero se harán comentarios sobre grupos de variables y luego se describirán diferencias y similitudes entre los tres tipos de individuos considerados y entre distintos años.

6.2.1. Ecuación de salarios

Educación. El coeficiente estimado de cualquiera de los niveles educativos mide el cambio porcentual en el ingreso laboral horario que se produciría al pasar de una educación primaria incompleta (categoría omitida) al nivel en cuestión. En la literatura esto se conoce como retorno a la educación.⁵⁰ En los Cuadros A3.23

⁵⁰ Cuando la educación se mide en años, el coeficiente de esa variable se interpreta como el retorno de aumentar en un año la educación de un individuo. Para el caso del presente trabajo

al A3.25 se observa que los coeficientes de las variables educativas son positivos y que crecen con el nivel educativo, es decir, el retorno a la educación es positivo y creciente.⁵¹ Tomando por ejemplo las estimaciones para jefes en 1998, se observa que, dado todo lo demás, un individuo que tiene como máxima educación la primaria completa gana por hora un 15% más que otro que no finalizó ese nivel. A medida que aumenta la educación también lo hace el retorno: los individuos con secundaria incompleta ganan el 33% más que la categoría base, los de secundaria completa el 58%, superior incompleta el 86% y superior completa el 136%.

Además de ser positiva la relación entre educación y salario horario, se observa que los retornos crecen a una tasa creciente. Esto es, no sólo se da un aumento del retorno al pasar a niveles educativos más altos, sino que

el coeficiente mide el retorno de cambiar de nivel educativo (del primario incompleto a cualquiera de los otros).

⁵¹ En las ecuaciones de salario de cónyuges y resto, sucede que en algunos años los coeficientes de los primeros niveles (primario completo y secundario incompleto) no son estadísticamente significativos a los niveles habituales. Esto sugeriría que el hecho de terminar la primaria o incluso empezar el secundario, no tendría ningún efecto sobre el ingreso laboral horario de estos individuos.

además la brecha entre los retornos de dos niveles se amplía a medida que aumenta la educación.

Siguiendo con el caso anterior de los jefes en 1998, la diferencia de ingresos horarios entre un individuo con educación primaria completa y otro con secundaria incompleta es de 18 puntos porcentuales, mientras que entre éste y otro con educación secundaria completa es de 25 puntos.

Los Gráficos A3.1 a A3.10 permiten ver con mayor claridad el efecto estimado de la educación sobre el salario horario. En el eje de abscisas se mide el nivel educativo y en el de ordenadas el valor predicho del logaritmo del ingreso laboral horario (lilaho). Los cinco primeros Gráficos se construyeron para hombres de 40 años de edad. Debido a características de la muestra que ya fueron expuestas en la sección 5 (prácticamente todos los cónyuges son mujeres y muy pocos jefes lo son) se consideran sólo dos casos: hombres jefes o que forman parte del resto de los miembros de la familia.

En los dos primeros gráficos se observa un patrón decreciente de los salarios horarios en el tiempo. Para los jefes las curvas tienen una marcada pendiente positiva y parecen prácticamente paralelas, aunque se observa cierto aumento de la convexidad en 1998, especialmente debido a una mayor pendiente para los niveles educativos más altos. Esto contribuye a un aumento de la desigualdad de ingresos entre jefes con distintos niveles educativos. Para el resto de los hombres el aumento de la convexidad de la curva en 1998 parece ser más marcado, implicando el ya mencionado fenómeno de ampliación de la brecha de ingresos horarios entre los individuos con educación alta y los demás.

En los Gráficos A3.3 a A3.5 puede verse que los jefes ganan por hora más que el resto de los miembros del hogar de sexo masculino y que, además, esa brecha se amplía para individuos más educados como consecuencia de la mayor tasa de crecimiento de los retornos de los jefes. En 1998 esa brecha se reduce algo a causa del ya mencionado aumento de la convexidad de la curva del resto.

Los Gráficos A3.6 a A3.10 fueron construidos para mujeres de 40 años de edad. Por las mismas razones expuestas para hombres, sólo se analizan mujeres que son cónyuges o que forman parte del resto de los miembros de la familia. Mientras que las cónyuges siempre son casadas, se considera que las mujeres del resto no lo son. En los Gráficos A3.6 y A3.7 se observa la relación positiva descrita antes entre educación y salario horario. También queda en evidencia una tendencia decreciente de los ingresos laborales horarios (en términos reales) a lo largo del período analizado y un aumento de la convexidad de las curvas

correspondientes a 1998. Esto último implicaría para 1998 una mayor desigualdad de salarios generada por retornos a la educación más dispares entre individuos con niveles educativos altos y otros menos educados.

En los Gráficos A3.8 a A3.10 se muestran las mismas curvas de las dos figuras previas pero agrupadas por año. En todos los años las mujeres que son cónyuges ganan por hora más que aquellas que pertenecen al resto de los miembros de la familia. Asimismo, se observa para las primeras una mayor pendiente de las curvas, lo que implica que el retorno a la educación crece más rápido para las cónyuges que para el resto de las mujeres.

A modo de resumen de lo observado respecto de los coeficientes estimados para las variables educativas, se concluye que existe evidencia sobre una relación positiva y creciente entre educación e ingreso. Pasar de un nivel educativo al siguiente, aumenta el ingreso laboral horario del individuo (retorno positivo). Más aún, aumentos sucesivos de la educación generan aumentos crecientes del ingreso laboral horario. Esos retornos crecientes de la educación se reflejan en la convexidad de las curvas: una curva más convexa indica mayores diferencias de ingresos entre personas con distintos niveles educativos. Por lo analizado previamente se concluye que estas diferencias se han acentuado progresivamente en el período analizado, especialmente para mujeres cónyuges y el resto de los miembros del hogar. Para los jefes, la desigualdad ya era considerable en 1986 y aumentó algo más durante el período analizado.

Sexo del individuo. La variable hombre mide el efecto del sexo del individuo sobre sus ingresos, manteniendo constante todo lo demás. Para los jefes, el coeficiente de esta variable es siempre significativo y positivo, indicando que los jefes hombres ganan más que las jefas mujeres, *ceteris paribus*. Esta brecha entre sexos se reduce con el tiempo: en 1992 fue dos terceras partes y en 1998 sólo un tercio de lo que era en 1986.

Entre los cónyuges y resto no se produce una diferencia significativa de ingresos generada en el sexo del individuo. La excepción es para este último grupo en 1998.

Edad. En casi todas las ecuaciones de salarios estimadas, la edad ejerce un efecto no lineal significativo sobre los ingresos laborales horarios. La no linealidad de la relación se manifiesta en una forma de "U" invertida de la curva que vincula estas dos variables. Los Gráficos A3.11 y A3.12 muestran estas curvas, para jefes hombres y cónyuges mujeres con educación superior completa. En ambos casos se observa como a medida que un individuo envejece, el salario por hora

aumenta primero y luego disminuye. Las mujeres alcanzan su máximo ingreso horario a una edad más temprana que los hombres. Otro fenómeno que surge de los gráficos es que la concavidad de las curvas es mayor en los dos primeros años analizados. En este último año el efecto de la edad sobre el salario se acentúa (aumenta la pendiente) y la tasa de decrecimiento del efecto se reduce (menos concavidad). Esto provoca una extensión del período durante el cual el ingreso horario de un individuo aumenta.

En el caso de las ecuaciones de salarios para el resto, se incorporó también la variable binaria *men18* para captar otra posible no linealidad en el efecto de la edad. Sin embargo esta variable resulta ser no significativa. Esto indica que, manteniendo constante todo lo demás, no habría razones que indiquen que un menor de 18 años recibe una retribución por su trabajo distinta a la de otra persona.

6.2.2. Ecuación de oferta laboral

Educación. Los coeficientes estimados de las variables educativas en las ecuaciones de horas trabajadas son en general positivos y significativos: aumentar la educación de un individuo contribuiría a aumentar sus horas trabajadas. En el caso de los cónyuges, en cambio, son significativos sólo los niveles más altos de educación (*supi* y *supc* y para niveles de significatividad mayores, *secc*), indicando que sólo los cónyuges con educación elevada trabajan una cantidad de horas significativamente mayor que sus pares menos educados.

Los Gráficos A3.13 a A3.22 permiten analizar mejor los efectos de la educación sobre la oferta laboral. En el eje de abscisas se mide el nivel educativo y en el de ordenadas el valor predicho de las horas trabajadas por semana. Los cinco primeros gráficos se construyeron para hombres de 40 años de edad.⁵² Por los motivos ya expuestos, se consideran sólo hombres que son jefes o forman parte del resto de los miembros del hogar.

En el Gráfico A3.13 se observa una tendencia decreciente en el tiempo de las horas trabajadas de los jefes de hogar, especialmente de aquellos con bajos niveles de educación. Por otra parte, en 1998 se incrementan considerablemente las diferencias de horas trabajadas entre jefes con distintos niveles

educativos. Este fenómeno tiene una influencia desigualadora sobre la distribución del ingreso individual. Para los hombres del resto se observan mayores diferencias en las horas trabajadas por nivel educativo, especialmente acentuadas en 1992 (ver Gráfico A3.14).

En los Gráficos A3.15 a A3.17 se reproducen las curvas de los dos Gráficos anteriores pero reagrupadas por año. Allí se observa que para los niveles educativos más bajos los individuos de los dos grupos trabajan aproximadamente lo mismo, mientras que para niveles educativos superiores, los hombres del resto trabajan un número de horas considerablemente mayor que los jefes de hogar.

Para las cónyuges se observa una relación positiva claramente definida entre las horas trabajadas y la educación. Asimismo, hay evidencia de una reducción de las horas trabajadas entre 1992 y 1998. En cuanto a las mujeres del resto, también se observa cierta relación positiva. La oferta laboral de este grupo parece haberse reducido en 1998.

Sexo del individuo. El coeficiente de la variable hombre es positivo y significativo en todas las ecuaciones de oferta laboral, indicando que, *ceteris paribus*, las mujeres trabajan menos que los hombres.

Edad. En todas las ecuaciones de oferta laboral estimadas, la edad ejerce un efecto no lineal significativo sobre las horas trabajadas. Como se describió previamente para el caso de las ecuaciones de salarios, la no linealidad de la relación se manifiesta en una forma de "U" invertida. El Gráfico A3.18 muestra la relación estimada entre edad y horas trabajadas por semana para jefes hombres. A medida que un individuo envejece, la oferta laboral aumenta primero y luego disminuye. La concavidad de las curvas es mucho mayor para las mujeres cónyuges, indicando que la influencia de la edad sobre la oferta laboral es mayor para este grupo. Sin embargo, la concavidad de la curva de 1998 para las mujeres es bastante menos pronunciada que para los otros dos años.

En el caso de las ecuaciones de oferta laboral para el resto se incorporó también la variable binaria *men18* para captar otra posible no linealidad en el efecto de la edad. El coeficiente estimado de esta variable es negativo y significativo en los tres años. Esto indica que, manteniendo constante todo lo demás, un menor de 18 años trabaja menos que un individuo mayor de 18 (entre 14 y 34 horas menos por semana, según el año que se considere).

Estado civil. La variable binaria *casado* se incluye sólo en las estimaciones para jefes y resto.

⁵² Más específicamente, hombres de 40 años, no casados, sin hijos y que no estudian (*concurrer=0*). Se escogió este caso para comparar hombres jefes con hombres del *resto*. En el caso del *resto*, se considera que ni el jefe ni el cónyuge trabajan.

Por lo general, para jefes es significativa y positiva⁵³, indicando que el hecho de ser casado aumenta la oferta laboral de los jefes. Por su parte, el hecho de ser casado reduce las horas trabajadas del resto de los miembros del hogar.⁵⁴

Número de hijos menores de 18 años. La variable hijos se incluye sólo en los modelos de jefes y cónyuges. En la determinación de la oferta laboral de los jefes, el número de hijos no es un factor relevante en ninguno de los años considerados. Sin embargo, cuantos más hijos menores de 18 años tiene un cónyuge, menos horas trabaja. En 1986, un cónyuge trabajaba aproximadamente 8 horas menos a la semana cuando aumentaba en uno su cantidad de hijos. Para 1998 se estima que la reducción de las horas trabajadas por ese motivo sería de casi 7 horas.

Estado ocupacional de otros miembros del hogar. Como se discutió previamente, las decisiones individuales pueden ser interdependientes de las de otros miembros del hogar. La estructura de interdependencia adoptada en este trabajo implica suponer que la decisión del jefe de hogar es previa o independiente de la de los demás miembros de la familia, la de los cónyuges depende de la decisión de los jefes y la del resto depende de la de los jefes y cónyuges. Así, el indicador binario *estadoj* (que vale 1 si el jefe está empleado) se incluye en los modelos de oferta laboral de cónyuges y resto. Del mismo modo, *estadoc* (que toma el valor 1 cuando el cónyuge trabaja) forma parte del vector de variables explicativas en los modelos para el resto. La variable *estadoj* tiene un efecto negativo y significativo para los cónyuges en 1992 y 1998, mientras que para 1986 no ejerce un efecto significativo sobre la oferta laboral de este grupo. Las estimaciones para los últimos años indican que si el jefe no está empleado, el cónyuge tiende a trabajar más de 20 horas más que en el caso en el que el jefe esté empleado. En relación al resto, el coeficiente estimado de *estadoj* es positivo en 1986 y negativo en 1992. Para 1998 no es significativo. En cuanto a *estadoc* no parece ser relevante en la determinación de la oferta laboral del resto.

Participación en el sistema educativo. La variable que capta el efecto de asistir a la escuela sobre las horas trabajadas es *concurrer*. Esta variable se incluyó en todos los modelos estimados de oferta laboral. Para jefes y resto su coeficiente estimado es, como

se esperaba, siempre negativo y significativo. Esto indica que el hecho de estudiar contrae la oferta laboral del individuo. Es interesante notar que el efecto es más fuerte para el resto que para los jefes, y, en ambos casos, se reduce considerablemente en 1998. Esto indicaría que los trabajadores que estudian reducen cada vez menos su carga horaria en el empleo para destinar tiempo al estudio.

Es notable el cambio en el comportamiento de los cónyuges en poco más de una década. En 1986 las esposas reducían fuertemente las horas trabajadas ante la presencia de un hijo o la asistencia a la educación formal. Por otro lado, ante la eventualidad del desempleo del marido, las horas trabajadas por las esposas no cambiaban significativamente. En cambio, en la actualidad las estimaciones indican que la sensibilidad de las horas trabajadas por las esposas ante los hijos y la educación es menor, mientras que la dedicación a las actividades laborales se incrementa fuertemente ante el desempleo del marido. Este cambio de comportamiento seguramente ha tenido un efecto no despreciable sobre la desigualdad de los ingresos familiares.

7. DESCOMPOSICIONES

Los desarrollos de las secciones anteriores convergen en esta. La metodología de estimación de los ingresos individuales delineada en la sección 3 y aplicada en la 6 permite aplicar las técnicas de descomposición detalladas en la sección 2 con el objeto de explicar los fenómenos descritos en la 4. Varios de los resultados del estudio se inducen a partir del análisis de las secciones 5 y 6. El aporte de esta sección consiste en cuantificar la relevancia de los distintos fenómenos que parecen haber afectado la distribución del ingreso en el período considerado.

El Cuadro N° 29 muestra los resultados de la descomposición de los cambios en el coeficiente de Gini para el período 1986-1992. Los Cuadros N° 30 y N° 31 repiten el ejercicio para el resto de los períodos.⁵⁵ La discusión que sigue se hará exclusivamente en términos del Gini, por ser éste el indicador más difundido.⁵⁶ Se reportan los resultados tanto para la distribución de los ingresos laborales individuales como para la de los ingresos laborales familiares equivalentes.

⁵³ La excepción es para 1986, en donde *casado* no es una variable significativa para explicar la oferta laboral de los jefes de familia.

⁵⁴ La excepción en este caso es para 1998, año para el cual *casado* no es significativa.

⁵⁵ Los cuadros básicos se presentan en el Anexo del capítulo. Los resultados correspondientes al promedio de cambiar los años base se presentan en el cuerpo central del texto.

⁵⁶ Los resultados para otros indicadores no son cualitativamente diferentes.

En el primer caso se excluye a las personas que no trabajan. En cambio, en el segundo se incluye a todas las familias, tengan ingresos positivos o nulos. La exclusión de las pocas familias con ingreso cero no modifica ninguna de las conclusiones del análisis.

El Gini de la distribución de los ingresos laborales individuales cayó un punto y medio entre 1986 y 1992. A esta moderada caída contribuyeron esencialmente tres efectos en magnitudes semejantes: educación, sexo y empleo. La reducción de la brecha salarial por niveles educativos y por sexo y el ligero incremento relativo en las horas trabajadas por las personas de menores ingresos entre 1986 y 1992 generó una importante reducción en la desigualdad laboral. De hecho, si sólo estos factores hubieran operado, la desigualdad medida por el Gini habría caído en promedio más de 3 puntos. Sin embargo, otros factores actuaron en dirección contraria, aunque con menor intensidad.

CUADRO N° 29
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESCOMPOSICIONES DEL CAMBIO
EN EL COEFICIENTE DE GINI.
INGRESO LABORAL INDIVIDUAL Y
FAMILIAR EQUIVALENTE. 1986-1992

	Ingresos individuales	Ingresos familiares
Observado 86-92	-1,5	0,8
1. precio	-0,8	-0,4
educación	-1,4	-0,9
sexo	-1,2	0,2
edad	0,6	-0,8
resto	1,2	1,2
2. inobservables	0,3	0,3
3. empleo	-1,0	0,3
4. resto	0,0	0,6

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Pese a la caída en la desigualdad de los ingresos individuales, la distribución de los ingresos laborales familiares equivalentes del Aglomerado Gran Buenos Aires se tornó ligeramente menos igualitaria entre 1986 y 1992, de acuerdo a los datos de la EPH. Varias razones explican esta divergencia, pero una es particularmente interesante de remarcar, ya que se repite en los demás períodos analizados: el efecto sexo es siempre negativo en los ingresos individuales pero positivo, aunque pequeño,

en los familiares. La brecha salarial entre hombres y mujeres trabajadores se ha contraído en la última década. Si las mujeres que trabajan estuvieran ubicadas de manera aleatoria en la escala de ingresos familiares, la desigualdad en la distribución de estos ingresos no debería aumentar. Sin embargo, estas mujeres están más concentradas en los estratos superiores de la distribución (en buena parte debido a sus propias decisiones de participación laboral)⁵⁷, lo cual genera un incremento en la desigualdad en los ingresos familiares. El mismo fenómeno opera a través de las horas trabajadas, lo que puede explicar en parte el efecto empleo igualador sobre los ingresos individuales, pero desigualador sobre los familiares.

El período 1992-1998 es el de mayor acción (ver Cuadro N° 30). La desigualdad, medida por el Gini crece 7,5 puntos en los ingresos individuales y 8,4 en los familiares. Es interesante notar que todos los efectos considerados en todas las simulaciones (salvo el efecto sexo sobre los salarios) tienen efectos desigualadores sobre las dos distribuciones consideradas. A diferencia del período 1986-1992 donde la similitud en los indicadores de desigualdad es la consecuencia de fuerzas que operaron en distinto sentido y se compensaron en el agregado, en el período 1992-1998 la gran mayoría de los determinantes contribuyeron significativamente al incremento de la desigualdad. Los cambios en los retornos a la educación, a la experiencia y a factores inobservables; los cambios en la participación en el mercado laboral y las transformaciones de la estructura educativa y demográfica de la población han tenido -todos- un papel importante en llevar a la desigualdad en Argentina a valores sin precedentes.

El aumento de los retornos, en términos de salarios horarios, a la educación y a la experiencia (aproximada por la edad) evidenciado en el período se manifiesta con fuerza en los resultados del cuadro. Estos efectos solos dan cuenta de una caída en promedio de aproximadamente 3,5 puntos en el Gini de los ingresos familiares, lo cual en un período de 6 años constituye un cambio muy significativo. El aumento del retorno a factores inobservables (como el talento) también implicó un aumento de la desigualdad significativo, aunque algo menor al de los factores observables.

⁵⁷ En 1986, el ingreso equivalente de las mujeres que trabajaban era un 61% superior al ingreso equivalente de las que no trabajaban. Ese porcentaje subió a 69% en 1992 y a 80% en 1998.

CUADRO N° 30
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESCOMPOSICIONES DEL CAMBIO EN
EL COEFICIENTE DE GINI. INGRESO
LABORAL INDIVIDUAL Y FAMILIAR
EQUIVALENTE. 1992-1998

	Ingresos individuales	Ingresos familiares
Observado 92-98	7,5	8,4
1. precio	2,2	2,0
educación	2,3	1,9
sexo	-0,7	0,1
edad	1,8	1,6
resto	-1,2	-1,6
2. inobservables	1,3	1,1
3. empleo	2,5	1,5
4. resto	1,6	3,8

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El efecto empleo fue claramente desigualador, tanto en los ingresos individuales como en los familiares. En el primer caso, dado que se excluyen a aquellas personas que no trabajan, el efecto proviene de cambios relativos en el número de horas trabajadas entre grupos. Como se señaló en las secciones anteriores, este período evidenció un aumento en las horas trabajadas de los trabajadores más educados (y con mayores salarios) frente a una caída en el resto. Este fenómeno naturalmente impactó sobre la desigualdad de los ingresos de los trabajadores. Su magnitud no parece ser despreciable.

La explosión en la tasa de desempleo en 1995 es señalada por muchos analistas como la causa excluyente del incremento de la desigualdad en los ingresos individuales y familiares en Argentina. Los resultados de la última columna del Cuadro N° 30 sugieren moderar esta conclusión. El efecto empleo, que capta en parte el aumento en la tasa de desocupación, es relevante pero no significativamente distinto del resto. Varias razones contribuyen a suavizar el efecto sobre la desigualdad del notable aumento del número de desempleados entre 1992 y 1998. El primero fue mencionado anteriormente. El aumento en la tasa de desocupación no generó cambios drásticos en la tasa de empleo sino que vino acompañado de una importante caída en la población inactiva. Este movimiento implica que el número de individuos sin ingresos (lo relevante para formar el ingreso familiar) no aumentó de manera explosiva, como sí lo hizo la tasa de desempleo. El segundo punto es

que los nuevos desocupados (las personas que en 1998 no trabajaban pero que con los parámetros de 1992 lo hubieran hecho) tenían en 1992 ingresos individuales bajísimos (sólo el 10% de los ingresos del resto), pero ingresos familiares no tan alejados del promedio (50%). Esto implica que la incorporación de nuevos individuos con ingresos nulos en 1998 no debe haber tenido un impacto tan grande en la desigualdad ya que, por un lado esos individuos ya tenían ingresos bajos en 1992 y por el otro no estaban distribuidos de manera tan asimétrica en la población.

Naturalmente, el desempleo puede ser señalado nuevamente como principal culpable del ensanchamiento de las inequidades en Argentina si se argumenta, por ejemplo, que la caída salarial relativa de los individuos más pobres fue generada por una tasa de desempleo mayor en los grupos de menor instrucción y años de trabajo. Sin embargo, la evidencia a favor de este punto no es del todo concluyente. Como se muestra en la sección 5 la tasa de desempleo entre 1992 y 1998 aumentó en buena parte debido a que personas no activas decidieron salir a buscar trabajo (y en gran parte no lo hallaron o desplazaron a antiguos trabajadores). Este movimiento sugiere que al menos parte de la causalidad fue en sentido contrario al sugerido: la caída salarial de miembros activos llevó a familiares, antes inactivos, a salir a buscar trabajo, lo que aumentó la tasa de desocupación.

La última línea de cada panel refleja el efecto de muchos factores e interacciones, dentro de las cuales el efecto población es probablemente el más importante. Si esto es así, el Cuadro N° 30 sugiere que el cambio en las características educativas y demográficas de la población ha tenido un efecto desigualador muy importante en la distribución, particularmente en la de los ingresos familiares.

El Cuadro N° 31 presenta la descomposición de los cambios entre las puntas del período 1986-1998. Naturalmente los resultados obtenidos son una combinación de las conclusiones anteriores. En particular, dado lo suave de los cambios entre 1986 y 1992 y lo profundo de las variaciones entre 1992 y 1998, los efectos de este último subperíodo dominan sobre el primero. Algunos efectos han jugado en direcciones opuestas, por lo que su magnitud en el período completo se reduce. Tal es el caso de los efectos educación y edad (experiencia). Otros en cambio, se han acumulado a lo largo de toda la década. En este grupo se incluyen los efectos sexo, inobservables, empleo (sobre los ingresos familiares) y población (incluido en el resto).

CUADRO N° 31
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES.
DESCOMPOSICIONES DEL CAMBIO EN
EL COEFICIENTE DE GINI. INGRESO
LABORAL INDIVIDUAL Y FAMILIAR
EQUIVALENTE. 1986-1998

	Ingresos individuales	Ingresos familiares
Observado 86-98	3,0	4,6
1. precio	0,8	1,0
educación	0,7	0,6
sexo	-1,8	0,4
edad	2,4	0,6
resto	-0,4	-0,5
2. inobservables	1,8	1,5
3. empleo	2,8	2,5
4. resto	0,5	4,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

8. LINEAS DE INVESTIGACION FUTURAS

Los resultados presentados en este capítulo no deben tomarse como la conclusión de una investigación cerrada. Por el contrario, constituyen las primeras salidas de un instrumental de estimación y simulación que debe ser mejorado y explotado con más intensidad para investigar preguntas alternativas a las de este estudio. En esta sección se señalan algunas extensiones del análisis en las que estamos trabajando actualmente.

8.1. EXTENSION DE LOS MODELOS DE SALARIOS Y HORAS TRABAJADAS

Los modelos de salarios y horas trabajadas estimados contienen un núcleo mínimo de variables explicativas comúnmente utilizadas. Resulta interesante explorar la incorporación de nuevas variables o de definiciones alternativas de variables incluidas.

La educación del individuo fue incluida en los modelos a partir de *dummies* que indican el máximo nivel educativo alcanzado. Es posible construir la variable educación en años e incluirla conjuntamente con *k* que capten la finalización de un nivel, de manera de permitir la incorporación de efectos no lineales que surgen de completar un nivel educativo.

En las estimaciones presentadas no se incluyen efectos de interacción. Todas las variables binarias introducidas generan un corrimiento en la ordenada al origen, pero no en las pendientes de las ecuaciones. Estos efectos de interacción pueden enriquecer el análisis.

Las decisiones de horas trabajadas, especialmente de los cónyuges, dependen de la tenencia de hijos. La variable *número de hijos* incluida en el análisis posiblemente no capte el efecto no lineal que surge de la tenencia o no de hijos, independientemente de su número.

Varias variables del mercado laboral son incluidas en otros trabajos como determinantes de los salarios y las decisiones de empleo: antigüedad, tipo de trabajo (asalariado, cuentapropia o patrón) y sector de actividad. No está claro que en nuestra especificación estas variables puedan ser incluidas como independientes. Si son consideradas *proxies* de características no observables de los individuos (habilidades o preferencias), posiblemente sea válido incluirlas.

Si bien las extensiones sugeridas en este apartado seguramente enriquecerán el análisis, probablemente no modifiquen significativamente las conclusiones. Nuestros primeros avances en estos puntos tienden a confirmar esta presunción.

8.2. EXTENSION DE LAS DESCOMPOSICIONES

Los ejercicios de descomposición pueden ser fácilmente extendidos con el instrumental desarrollado. En principio es posible descomponer adicionalmente el efecto educación (por niveles) sobre los salarios y obtener los distintos efectos (educación, sexo, etc.) para las decisiones de horas trabajadas. Resulta particularmente interesante examinar el efecto sobre las variaciones en la desigualdad de los cambios en la sensibilidad de las horas trabajadas por las mujeres al número de niños y a la condición laboral de su marido.

La próxima versión del trabajo incluirá un análisis de la descomposición de los ingresos laborales horarios. Este ejercicio resulta interesante de por sí y a los efectos comparativos. Uno de los trabajos clásicos en la literatura de descomposiciones es el de Juhn et al. (1993), quienes focalizan su análisis sobre los salarios y no sobre los ingresos laborales o los familiares.

El efecto residual presentado en este trabajo puede ser investigado con más profundidad. Dos caminos han sido iniciados en ese sentido: la estimación del efecto población de manera independiente y no como

residuo y la descomposición del efecto residual siguiendo a Bouillon et al. (1998).

El ejercicio presentado en este trabajo evalúa la importancia de distintos efectos sobre los cambios en la desigualdad de la distribución del ingreso. Con el mismo instrumental desarrollado es posible realizar descomposiciones de los cambios en los indicadores de pobreza. Algunos analistas y hacedores de política privilegian la evaluación de los índices de pobreza más que los de desigualdad por lo que este ejercicio resultaría muy relevante.

Los resultados de las descomposiciones fueron presentados en términos de su impacto sobre determinados índices de desigualdad y no sobre toda la distribución. Para ello resulta interesante mostrar estimaciones no paramétricas tanto de la distribución real como de las simuladas.

8.3. EXTENSION DE LA MUESTRA

El presente trabajo se limita al Aglomerado Gran Buenos Aires y a sólo tres años. La primera extensión posible es ampliar el número de encuestas (años y ondas) dentro del mismo ámbito geográfico. Este ejercicio permitiría por un lado investigar la evolución de los distintos efectos de las descomposiciones, como así también chequear la robustez de los resultados. En particular permitiría practicar las descomposiciones suavizando los coeficientes estimados en las re-

gresiones (ver Bourguignon et al. (1999)).

La segunda extensión proyectada para el trabajo es hacia el resto de los aglomerados relevados en la EPH. Esto permitiría ampliar sustancialmente el número de observaciones y brindar conclusiones con un alcance más nacional. Desafortunadamente, antes de los noventa las encuestas de hogares se limitaban básicamente a Buenos Aires, por lo que la extensión es sólo posible para los últimos años. De cualquier manera, es el período 1992-1998 el de resultados más interesantes.

9. COMENTARIOS FINALES

El presente capítulo realiza algunos aportes a la discusión sobre un tema actualmente en debate en Argentina: la desigualdad en la distribución del ingreso. En particular, se adapta una metodología de descomposición novedosa a la disponibilidad de datos para el caso argentino. Esta metodología permite cuantificar la importancia relativa de varios factores en la evolución de la desigualdad en los últimos 12 años. Los resultados presentados en este trabajo deben ser considerados como la primera etapa en la utilización del modelo de descomposición instrumentado, el cual puede ser utilizado para investigar las mismas preguntas de este artículo con más profundidad y varias preguntas adicionales relevantes.

10. ANEXO

CUADRO A3.1
MUESTRA USADA EN LA ESTIMACION
NUMERO DE OBSERVACIONES

Año	Mujeres		Hombres		Total	
	Observaciones	Porcentaje	Observaciones	Porcentaje	Observaciones	Hogares
1986	3.136	54,2	2.650	45,8	5.786	2.526
1992	1.824	50,5	1.786	49,5	3.610	1.418
1998	2.486	51,4	2.349	48,6	4.835	1.938

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.2
INGRESO LABORAL FAMILIAR EQUIVALENTE POR
NUMERO DE ADULTOS EQUIVALENTES EN EL HOGAR

	1986		1992		1998	
	Media	Porcentaje de hogar	Media	Porcentaje de hogar	Media	Porcentaje de hogar
AE < 1	1.875,1	2,7	1.722,7	3,9	1.966,7	5,2
1 <= AE < 2	1.536,0	27,8	1.458,8	28,8	1.480,3	30,3
2 <= AE < 3	1.183,5	47,2	1.010,3	43,7	1.072,8	45,0
3 <= AE < 4	951,8	18,6	747,2	18,9	758,9	15,1
AE >= 4	686,5	3,7	570,8	4,7	653,6	4,3
Total	1.258,5	100,0	1.096,8	100,0	1.177,6	100,0

Nota: AE=adulto equivalente.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.3
INGRESO LABORAL FAMILIAR EQUIVALENTE POR
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE DEL HOGAR

	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	811,8	609,6	514,8	-24,9	-15,6	-36,6
Primaria completa	987,9	794,2	682,9	-19,6	-14,0	-30,9
Secundaria incompleta	1.154,4	1.004,6	834,8	-13,0	-16,9	-27,7
Secundaria completa	1.456,3	1.176,3	1.236,7	-19,2	5,1	-15,1
Superior incompleta	1.783,8	1.842,5	1.636,1	3,3	-11,2	-8,3
Superior completa	2.920,5	2.291,9	2.899,6	-21,5	26,5	-0,7
Total	1.267,1	1.102,4	1.181,8	-13,0	7,2	-6,7

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.4
PROPORCIÓN DE HOGARES POR NIVEL
EDUCATIVO DEL JEFE DEL HOGAR

	Proporción de hogares			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	18,6	12,2	10,3	-6,4	-1,9	-8,3
Primaria completa	34,1	35,1	29,9	1,0	-5,2	-4,2
Secundaria incompleta	19,8	18,8	20,2	-1,0	1,4	0,4
Secundaria completa	12,5	16,4	16,2	3,9	-0,2	3,7
Superior incompleta	6,9	7,5	9,8	0,6	2,2	2,9
Superior completa	7,9	10,0	13,6	2,1	3,6	5,7
Total	100,0	100,0	100,0			

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.5
ESTADO OCUPACIONAL

	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
ocupados	59,4	60,9	59,7	1,5	-1,2	0,3
desocupados	2,3	3,5	7,6	1,2	4,1	5,3
inactivos	38,3	35,6	32,6	-2,7	-3,0	-5,7

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.6
ESTADO OCUPACIONAL POR ROL EN EL HOGAR

	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Jefes						
ocupados	94,6	93,1	90,0	-1,5	-3,1	-4,6
desocupados	2,0	3,1	6,2	1,1	3,1	4,2
inactivos	3,4	3,9	3,7	0,5	-0,2	0,3
Cónyuges						
ocupados	31,8	36,8	40,4	5,0	3,6	8,6
desocupados	1,4	1,7	6,6	0,3	4,9	5,1
inactivos	66,8	61,5	53,0	-5,3	-8,5	-13,8
Resto						
ocupados	39,6	44,1	38,9	4,5	-5,2	-0,7
desocupados	4,0	5,9	10,4	1,9	4,5	6,4
inactivos	56,4	50,0	50,7	-6,4	0,7	-5,7

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.7
ESTADO OCUPACIONAL POR NIVEL EDUCATIVO

	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta						
ocupados	60,6	53,3	54,2	-7,3	0,9	-6,4
desocupados	3,1	4,6	11,1	1,5	6,5	8,0
inactivos	36,3	42,2	34,7	5,9	-7,5	-1,6
Primaria completa						
ocupados	60,1	63,7	63,0	3,6	-0,7	2,9
desocupados	2,6	3,8	8,2	1,2	4,4	5,6
inactivos	37,4	32,5	28,8	-4,9	-3,7	-8,6
Secundaria incompleta						
ocupados	46,1	47,3	44,1	1,2	-3,2	-2,0
desocupados	2,2	2,6	6,0	0,4	3,4	3,8
inactivos	51,7	50,1	49,9	-1,6	-0,2	-1,8
Secundaria completa						
ocupados	66,2	68,6	66,6	2,4	-2,0	0,4
desocupados	1,5	3,9	9,7	2,4	5,8	8,2
inactivos	32,3	27,5	23,8	-4,8	-3,7	-8,5
Superior incompleta						
ocupados	66,0	66,0	61,4	0,0	-4,6	-4,6
desocupados	2,6	4,5	9,1	1,9	4,6	6,5
inactivos	31,4	29,6	29,5	-1,9	-0,1	-1,9
Superior completa						
ocupados	86,5	88,3	86,6	1,8	-1,7	0,1
desocupados	1,4	1,9	3,6	0,5	1,7	2,2
inactivos	12,2	9,9	9,8	-2,3	-0,1	-2,4

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.8
ESTADO OCUPACIONAL POR SEXO

	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Mujeres						
ocupados	35,6	41,5	42,3	5,9	0,8	6,7
desocupados	2,1	2,5	8,1	0,4	5,6	6,0
inactivos	62,3	56,0	49,6	-6,3	-6,4	-12,7
Hombres						
ocupados	84,6	80,7	78,2	-3,9	-2,5	-6,4
desocupados	2,6	4,5	7,1	1,9	2,6	4,5
inactivos	12,8	14,8	14,7	2,0	-0,1	1,9

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.9
ESTADO OCUPACIONAL POR EDAD

14-18	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
ocupados	13,6	15,8	6,5	2,2	-9,3	-7,1
desocupados	3,6	4,2	5,3	0,6	1,1	1,7
inactivos	82,9	80,0	88,3	-2,9	8,3	5,4
18-25						
ocupados	53,6	58,8	50,2	5,2	-8,6	-3,4
desocupados	4,4	6,5	13,4	2,1	6,9	9,0
inactivos	42,0	34,7	36,3	-7,3	1,6	-5,7
25-55						
ocupados	68,7	70,3	70,6	1,6	0,3	1,9
desocupados	1,8	2,3	6,4	0,5	4,1	4,6
inactivos	29,6	27,3	23,0	-2,3	-4,3	-6,6
55-65						
ocupados	60,7	62,5	64,1	1,8	1,6	3,4
desocupados	1,7	5,0	7,7	3,3	2,7	6
inactivos	37,6	32,6	28,2	-5,0	-4,4	-9,4

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.10
MUESTRA USADA PARA LOS CUADROS A3.11 AL A3.22
(Solo individuos con horas trabajadas positivas)

Año	Mujeres		Hombres		Total
	Observaciones	Porcentaje	Observaciones	Porcentaje	Observaciones
1986	1.061	32,9	2.161	67,1	3.222
1992	757	34,4	1.442	65,6	2.199
1998	1.050	36,4	1.834	63,6	2.884

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.11
COMPOSICION DE LA MUESTRA POR NIVEL EDUCATIVO

Jefes	Proporcion de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	17,7	11,3	8,8	-6,4	-2,5	-8,9
Primaria completa	34,0	34,6	29,7	0,6	-4,9	-4,3
Secundaria incompleta	20,1	19,4	20,6	-0,7	1,2	0,5
Secundaria completa	12,9	16,7	16,4	3,8	-0,3	3,5
Superior incompleta	6,8	7,7	9,9	0,9	2,2	3,1
Superior completa	8,5	10,4	14,5	1,9	4,1	6,0
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Cónyuges						
Primaria incompleta	17,6	10,0	6,8	-7,6	-3,2	-10,8
Primaria completa	30,4	28,7	26,4	-1,7	-2,3	-4,0
Secundaria incompleta	13,5	14,4	15,2	0,9	0,8	1,7
Secundaria completa	19,6	22,6	17,2	3,0	-5,4	-2,4
Superior incompleta	6,7	8,5	8,9	1,8	0,4	2,2
Superior completa	12,3	15,8	25,4	3,5	9,6	13,1
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Resto						
Primaria incompleta	7,3	4,6	3,6	-2,7	-1,0	-3,7
Primaria completa	31,5	29,9	19,0	-1,6	-10,9	-12,5
Secundaria incompleta	26,9	30,4	29,8	3,5	-0,6	2,9
Secundaria completa	16,4	16,6	18,4	0,2	1,8	2,0
Superior incompleta	13,1	11,9	19,8	-1,2	7,9	6,7
Superior completa	4,9	6,7	9,3	1,8	2,6	4,4
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Todos						
Primaria incompleta	15,6	9,6	7,4	-6,0	-2,2	-8,2
Primaria completa	32,9	32,5	26,9	-0,4	-5,6	-6,0
Secundaria incompleta	20,2	20,8	21,4	0,6	0,6	1,2
Secundaria completa	14,8	17,8	17,0	3,0	-0,8	2,2
Superior incompleta	8,1	8,7	11,7	0,6	3,0	3,6
Superior completa	8,5	10,6	15,6	2,1	5,0	7,1
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.12
COMPOSICION DE LA MUESTRA POR NIVEL EDUCATIVO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	6,8	5,6	5,5	-17,0	-1,8	-18,5
Primaria completa	8,5	6,7	6,1	-21,4	-8,8	-28,3
Secundaria incompleta	10,3	7,6	7,3	-26,3	-4,0	-29,3
Secundaria completa	12,7	10,0	10,1	-21,5	0,9	-20,7
Superior incompleta	16,7	14,3	12,0	-14,4	-15,9	-28,0
Superior completa	28,4	20,0	22,8	-29,6	14,1	-19,7
Total	11,4	9,3	10,0	-18,4	7,6	-12,2
Cónyuges						
Primaria incompleta	6,9	6,9	8,1	-0,4	18,0	17,5
Primaria completa	7,0	6,3	5,6	-9,7	-11,8	-20,3
Secundaria incompleta	9,2	7,0	6,2	-23,7	-11,3	-32,4
Secundaria completa	12,2	9,5	10,5	-22,4	11,0	-13,9
Superior incompleta	13,0	11,5	10,8	-11,2	-6,0	-16,5
Superior completa	17,1	12,4	16,3	-27,1	31,3	-4,3
Total	9,9	8,6	9,9	-13,5	15,1	-0,4
Resto						
Primaria incompleta	5,5	4,1	5,1	-25,1	23,7	-7,4
Primaria completa	5,3	5,1	5,8	-4,8	14,7	9,2
Secundaria incompleta	6,2	5,4	4,8	-13,7	-10,3	-22,6
Secundaria completa	8,0	6,2	5,4	-22,8	-12,4	-32,4
Superior incompleta	10,1	7,9	8,8	-21,3	11,2	-12,4
Superior completa	11,0	8,6	10,1	-22,2	17,3	-8,7
Total	6,9	5,9	6,4	-15,1	9,1	-7,4
Todos						
Primaria incompleta	6,7	5,7	5,9	-14,6	4,3	-10,9
Primaria completa	7,7	6,3	6,0	-17,5	-5,5	-22,1
Secundaria incompleta	9,1	6,8	6,4	-25,0	-5,3	-29,0
Secundaria completa	11,6	9,1	9,2	-21,3	0,7	-20,8
Superior incompleta	14,0	11,9	10,8	-14,8	-9,7	-23,0
Superior completa	23,3	16,3	19,2	-30,2	17,7	-17,8
Total	10,2	8,4	9,2	-17,7	10,0	-9,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.13
HORAS TRABAJADAS POR SEMANA POR NIVEL EDUCATIVO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	48,8	48,4	43,9	-0,8	-9,4	-10,2
Primaria completa	50,9	49,5	48,0	-2,8	-3,1	-5,7
Secundaria incompleta	50,9	52,6	52,6	3,3	0,1	3,4
Secundaria completa	51,3	49,0	50,8	-4,4	3,7	-0,9
Superior incompleta	48,1	47,6	48,9	-1,1	2,8	1,6
Superior completa	46,9	47,3	48,5	0,9	2,5	3,5
Total	50,1	49,5	49,2	-1,1	-0,6	-1,7
Cónyuges						
Primaria incompleta	35,6	35,7	28,7	0,4	-19,8	-19,4
Primaria completa	38,5	38,1	39,3	-1,1	2,9	1,8
Secundaria incompleta	34,1	36,8	37,4	7,9	1,7	9,8
Secundaria completa	37,7	38,5	40,6	2,1	5,4	7,6
Superior incompleta	34,6	35,1	33,2	1,6	-5,5	-4,0
Superior completa	31,6	33,4	35,1	5,7	5,1	11,2
Total	36,1	36,8	36,9	1,8	0,3	2,1
Resto						
Primaria incompleta	41,6	45,0	38,5	8,1	-14,4	-7,4
Primaria completa	47,6	45,6	42,2	-4,2	-7,6	-11,5
Secundaria incompleta	40,9	41,5	40,4	1,6	-2,9	-1,3
Secundaria completa	43,6	42,1	42,7	-3,5	1,5	-2,1
Superior incompleta	35,3	35,9	33,9	1,7	-5,8	-4,2
Superior completa	41,6	39,3	40,0	-5,4	1,6	-3,8
Total	42,8	42,2	39,7	-1,4	-5,8	-7,2
Todos						
Primaria incompleta	45,4	45,6	40,6	0,4	-11,0	-10,7
Primaria completa	48,2	46,8	45,5	-2,8	-2,9	-5,7
Secundaria incompleta	46,2	47,0	47,0	1,8	0,0	1,8
Secundaria completa	46,3	45,1	47,0	-2,6	4,2	1,5
Superior incompleta	41,9	41,9	41,4	-0,1	-1,1	-1,2
Superior completa	42,2	42,3	43,2	0,3	2,0	2,3
Total	46,1	45,5	44,9	-1,1	-1,5	-2,6

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.14
INGRESO LABORAL INDIVIDUAL MENSUAL POR NIVEL EDUCATIVO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Primaria incompleta	1.353,3	1.080,7	910,7	-20,1	-15,7	-32,7
Primaria completa	1.741,9	1.372,2	1.168,2	-21,2	-14,9	-32,9
Secundaria incompleta	2.099,6	1.599,9	1.503,7	-23,8	-6,0	-28,4
Secundaria completa	2.665,0	1.976,4	2.025,8	-25,8	2,5	-24,0
Superior incompleta	3.238,0	2.643,1	2.406,2	-18,4	-9,0	-25,7
Superior completa	5.157,7	3.756,7	4.532,8	-27,2	20,7	-12,1
Total	2.255,3	1.829,4	1.967,0	-18,9	7,5	-12,8
Cónyuges						
Primaria incompleta	911,0	895,7	665,7	-1,7	-25,7	-26,9
Primaria completa	1.062,4	904,5	811,8	-14,9	-10,2	-23,6
Secundaria incompleta	1.130,9	991,1	820,3	-12,4	-17,2	-27,5
Secundaria completa	1.763,1	1.414,2	1.347,9	-19,8	-4,7	-23,5
Superior incompleta	1.893,8	1.659,9	1.519,7	-12,4	-8,4	-19,8
Superior completa	2.178,6	1.699,1	2.429,5	-22,0	43,0	11,5
Total	1.375,0	1.221,4	1.369,2	-11,2	12,1	-0,4
Resto						
Primaria incompleta	949,3	722,6	627,9	-23,9	-13,1	-33,9
Primaria completa	1.043,6	944,7	867,1	-9,5	-8,2	-16,9
Secundaria incompleta	1.061,2	889,8	783,9	-16,2	-11,9	-26,1
Secundaria completa	1.350,4	1.088,8	954,1	-19,4	-12,4	-29,3
Superior incompleta	1.353,1	1.084,3	1.108,9	-19,9	2,3	-18,0
Superior completa	1.826,1	1.416,8	1.616,3	-22,4	14,1	-11,5
Total	1.170,9	989,8	967,4	-15,5	-2,3	-17,4
Todos						
Primaria incompleta	1.224,5	1.007,4	838,0	-17,7	-16,8	-31,6
Primaria completa	1.492,7	1.208,7	1.056,2	-19,0	-12,6	-29,2
Secundaria incompleta	1.704,5	1.295,1	1.205,5	-24,0	-6,9	-29,3
Secundaria completa	2.155,4	1.661,0	1.656,2	-22,9	-0,3	-23,2
Superior incompleta	2.417,0	2.001,1	1.829,3	-17,2	-8,6	-24,3
Superior completa	3.977,1	2.861,3	3.507,3	-28,1	22,6	-11,8
Total	1.876,5	1.532,1	1.647,6	-18,4	7,5	-12,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.15
COMPOSICION DE LA MUESTRA POR SEXO

Jefes	Proporción de personas			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-95	98-86
Mujeres	10,4	12,3	15,4	18,1	25,1	47,7
Hombres	89,6	87,7	84,6	-2,1	-3,5	-5,6
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Cónyuges						
Mujeres	98,6	97,6	94,9	-1,1	-2,7	-3,8
Hombres	1,4	2,4	5,1	78,8	108,7	273,3
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Resto						
Mujeres	42,2	40,5	41,6	-4,0	2,5	-1,6
Hombres	57,8	59,5	58,4	2,9	-1,7	1,2
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Todos						
Mujeres	32,9	34,4	36,4	4,5	5,8	10,6
Hombres	67,1	65,6	63,6	-2,2	-3,0	-5,2
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.16
INGRESO LABORAL HORARIO POR SEXO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Mujeres	9,7	9,7	10,0	-1,0	3,7	2,7
Hombres	11,5	9,2	10,0	-20,1	8,1	-13,7
Total	11,4	9,3	10,0	-18,4	7,6	-12,2
Cónyuges						
Mujeres	10,0	8,6	9,8	-14,4	14,8	-1,7
Hombres	5,6	9,7	10,9	73,4	12,1	94,3
Total	10,0	8,6	9,9	-13,6	15,1	-0,5
Resto						
Mujeres	7,0	6,0	6,6	-14,4	9,2	-6,5
Hombres	6,8	5,8	6,3	-15,5	8,9	-8,0
Total	6,9	5,9	6,4	-15,1	9,1	-7,4
Todos						
Mujeres	9,2	8,1	9,1	-11,4	12,2	-0,6
Hombres	10,7	8,5	9,3	-20,2	8,9	-13,1
Total	10,2	8,4	9,2	-17,7	10,0	-9,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.17
HORAS TRABAJADAS POR SEMANA POR SEXO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Mujeres	43,3	42,6	39,2	-1,7	-7,8	-9,4
Hombres	50,9	50,5	51,0	-0,7	1,1	0,3
Total	50,1	49,5	49,2	-1,1	-0,6	-1,7
Cónyuges						
Mujeres	36,0	36,6	36,3	1,6	-0,7	0,9
Hombres	45,4	44,5	47,1	-2,1	5,9	3,7
Total	36,1	36,8	36,9	1,8	0,3	2,1
Resto						
Mujeres	39,8	37,9	35,4	-4,8	-6,7	-11,2
Hombres	45,0	45,1	42,8	0,3	-5,1	-4,8
Total	42,8	42,2	39,7	-1,4	-5,8	-7,2
Todos						
Mujeres	38,4	38,2	36,9	-0,6	-3,5	-4,1
Hombres	49,8	49,4	49,4	-0,9	0,1	-0,8
Total	46,1	45,5	44,9	-1,2	-1,5	-2,6

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.18
INGRESO LABORAL INDIVIDUAL MENSUAL POR SEXO

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
Mujeres	1.582,5	1.637,5	1.563,2	3,5	-4,5	-1,2
Hombres	2.332,4	1.856,3	2.040,6	-20,4	9,9	-12,5
Total	2.254,2	1.829,4	1.967,0	-18,8	7,5	-12,7
Cónyuges						
Mujeres	1.383,3	1.208,3	1.329,1	-12,7	10,0	-3,9
Hombres	1.061,5	1.747,6	2.118,6	64,6	21,2	99,6
Total	1.378,9	1.221,4	1.369,2	-11,4	12,1	-0,7
Resto						
Mujeres	1.065,2	907,5	909,3	-14,8	0,2	-14,6
Hombres	1.246,8	1.045,9	1.008,7	-16,1	-3,6	-19,1
Total	1.170,1	989,8	967,4	-15,4	-2,3	-17,3
Todos						
Mujeres	1.340,0	1.222,1	1.292,2	-8,8	5,7	-3,6
Hombres	2.139,3	1.694,8	1.851,1	-20,8	9,2	-13,5
Total	1.876,1	1.532,1	1.647,6	-18,3	7,5	-12,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.19
COMPOSICION DE LA MUESTRA POR EDAD

Jefes	Proporción de personas			Cambio en las proporciones		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
14-18	0,1	-	0,1	-	-	0,0
18-25	3,5	4,4	4,4	0,9	0,0	0,9
25-55	82,4	83,5	84,1	1,1	0,6	1,7
55-65	14,0	12,2	11,4	-1,8	-0,8	-2,6
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Cónyuges						
14-18	0,3	-	0,2	-	-	-0,1
18-25	5,6	8,5	3,9	2,9	-4,6	-1,7
25-55	88,8	86,4	88,8	-2,4	2,4	0,0
55-65	5,3	5,1	7,2	-0,2	2,1	1,9
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Resto						
14-18	13,3	14,8	5,3	1,5	-9,5	-8,0
18-25	52,1	56,3	55,9	4,2	-0,4	3,8
25-55	32,7	27,2	35,9	-5,5	8,7	3,2
55-65	2,0	1,7	2,9	-0,3	1,2	0,9
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Todos						
14-18	2,8	3,2	1,1	0,4	-2,1	-1,7
18-25	13,7	16,5	14,7	2,8	-1,8	1,0
25-55	73,6	71,7	75,3	-1,9	3,6	1,7
55-65	10,0	8,5	8,9	-1,5	0,3	-1,1
Total	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.20
INGRESO LABORAL HORARIO POR EDAD

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
14-18	6,7	-	1,1	-	-	-83,4
18-25	8,1	7,1	6,0	-12,3	-16,5	-26,8
25-55	11,5	9,5	9,9	-17,4	4,0	-14,0
55-65	11,3	8,4	12,2	-25,5	44,6	7,8
Total	11,4	9,3	10,0	-18,4	7,6	-12,2
Cónyuges						
14-18	4,5	-	3,1	-	-	-31,0
18-25	6,8	8,4	4,9	24,5	-42,3	-28,1
25-55	10,3	8,8	10,3	-14,7	17,2	0,0
55-65	8,2	6,0	8,1	-26,8	34,5	-1,6
Total	10,0	8,6	9,9	-13,6	15,1	-0,5
Resto						
14-18	4,5	4,1	4,9	-8,6	18,1	8,0
18-25	6,8	5,6	6,1	-17,7	9,0	-10,3
25-55	8,2	7,4	6,9	-9,3	-7,2	-15,8
55-65	6,1	6,4	9,7	5,4	51,5	59,7
Total	6,9	5,9	6,4	-15,1	9,1	-7,4
Todos						
14-18	4,6	4,1	4,7	-9,6	14,1	3,2
18-25	7,0	6,1	6,0	-12,8	-1,7	-14,3
25-55	10,9	9,2	9,7	-16,2	5,7	-11,4
55-65	10,8	8,1	11,4	-25,3	40,8	5,3
Total	10,2	8,4	9,2	-17,7	10,0	-9,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.21
HORAS TRABAJADAS POR SEMANA POR EDAD

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
14-18	41,0	-	63,0	-	-	53,7
18-25	49,9	53,5	50,2	7,3	-6,2	0,6
25-55	50,8	49,7	49,8	-2,2	0,2	-2,0
55-65	45,9	46,9	44,6	2,1	-5,0	-3,0
Total	50,1	49,5	49,2	-1,1	-0,6	-1,7
Cónyuges						
14-18	38,0	-	3,0	-	-	-92,1
18-25	33,8	38,1	47,9	12,7	25,7	41,7
25-55	35,9	36,4	36,9	1,3	1,4	2,7
55-65	42,7	41,5	32,0	-2,6	-23,0	-25,0
Total	36,1	36,8	36,9	1,8	0,3	2,1
Resto						
14-18	41,1	40,5	25,3	-1,6	-37,5	-38,5
18-25	41,3	42,7	40,0	3,2	-6,3	-3,3
25-55	45,8	42,1	41,6	-8,2	-1,1	-9,2
55-65	43,2	44,8	38,6	3,7	-13,8	-10,6
Total	42,8	42,2	39,7	-1,4	-5,8	-7,2
Todos						
14-18	41,1	40,5	25,8	-1,5	-36,4	-37,3
18-25	42,1	43,9	42,3	4,3	-3,8	0,3
25-55	47,1	46,1	46,0	-2,2	-0,2	-2,3
55-65	45,5	46,2	42,1	1,5	-8,8	-7,4
Total	46,1	45,5	44,9	-1,2	-1,5	-2,6

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.22
INGRESO LABORAL INDIVIDUAL MENSUAL POR EDAD

Jefes	Medias			Tasa de crecimiento (en porcentaje)		
	1986	1992	1998	92-86	98-92	98-86
14-18	951,1	0,0	299,7	-	-	-68,5
18-25	1.629,2	1.428,4	1.201,1	-12,3	-15,9	-26,3
25-55	2.326,8	1.893,0	1.982,4	-18,6	4,7	-14,8
55-65	1.991,5	1.536,8	2.160,5	-22,8	40,6	8,5
Total	2.254,2	1.829,4	1.967,0	-18,8	7,5	-12,7
Cónyuges						
14-18	727,3	-	40,0	-	-	-94,5
18-25	936,8	1.275,0	996,3	36,1	-21,9	6,3
25-55	1.402,8	1.236,1	1.403,3	-11,9	13,5	0,0
55-65	1.489,6	884,1	1.179,5	-40,6	33,4	-20,8
Total	1.378,9	1.221,4	1.369,2	-11,4	12,1	-0,7
Resto						
14-18	696,6	679,8	365,6	-2,4	-46,2	-47,5
18-25	1.076,0	921,9	901,8	-14,3	-2,2	-16,2
25-55	1.522,8	1.273,8	1.130,4	-16,3	-11,3	-25,8
55-65	999,3	1.388,5	1.319,9	39,0	-4,9	32,1
Total	1.170,1	989,8	967,4	-15,4	-2,3	-17,3
Todos						
14-18	702,9	679,8	353,7	-3,3	-48,0	-49,7
18-25	1.152,3	1.035,5	961,2	-10,1	-7,2	-16,6
25-55	2.051,3	1.693,7	1.765,6	-17,4	4,2	-13,9
55-65	1.903,1	1.457,6	1.947,6	-23,4	33,6	2,3
Total	1.876,1	1.532,1	1.647,6	-18,3	7,5	-12,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.23
ESTIMACION POR HECKMAN DE LA ECUACION
DE SALARIOS HORARIOS. JEFES DE HOGAR
 Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

Variables	Coeficientes (razones z entre paréntesis)		
	1986	1992	1998
Ecuación salarios			
pric	0,2151 (5,761)	0,2162 (4,011)	0,1529 (2,551)
seci	0,4098 (9,801)	0,3367 (5,661)	0,3312 (5,047)
secc	0,6285 (13,188)	0,6229 (10,185)	0,5847 (8,766)
supi	0,9028 (15,624)	0,9516 (12,713)	0,8578 (11,671)
supc	1,3129 (23,677)	1,2607 (18,242)	1,3596 (18,078)
hombre	0,3185 (6,268)	0,1834 (3,707)	0,1020 (1,688)
edad	0,0391 (4,166)	0,0546 (4,882)	0,0436 (3,732)
edad2	-0,0004 (-3,519)	-0,0006 (-4,661)	-0,0004 (-2,733)
constante	0,5515 (2,621)	0,1959 (0,806)	0,3038 (1,049)
Ecuación de selección (variable dependiente:= 1 si trabaja)			
pric	0,2803 (2,399)	0,2212 (1,429)	0,3807 (2,969)
seci	0,3395 (2,416)	0,5737 (2,987)	0,5416 (3,697)
secc	0,5744 (3,228)	0,5575 (2,827)	0,5542 (3,604)
supi	0,5848 (2,299)	1,0563 (3,318)	0,7508 (3,772)
supc	1,4112 (3,676)	1,0181 (375)	1,0027 (5,319)
hombre	1,0395 (6,837)	0,7840 (4,001)	0,7061 (5,31)
edad	0,0870 (2,69)	0,1141 (3,012)	0,0894 (3,172)
edad2	-0,0012 (-3,201)	-0,0016 (-3,589)	-0,0012 (-3,54)
casado	0,0170 (0,113)	0,1559 (0,841)	0,0917 (0,69)
hijos	0,0060 (0,155)	-0,0178 (-0,442)	0,0639 (1,688)
concorre	-0,9109 (-3,065)	-1,0407 (3,28)	-0,5049 (-2,124)
constante	-0,9777 (-1,436)	-1,3567 (-1,682)	-1,3452 (-2,328)
Número de Obs.	2130	1404	1927
Chi 2	193,79	124,61	170,32
Log Lik.	-2088,8369	-1368,3098	-2115,3656
Rho	0,3311	0,6786	0,1466
Sigma	0,5612	0,5747	0,5993
Lambda	0,1858	0,3900	0,0878

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.24
ESTIMACION POR HECKMAN DE LA ECUACION
DE SALARIOS HORARIOS. CONYUGES

Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

Variables	Ceficientes (razones z entre paréntesis)		
	1986	1992	1998
Ecuación salarios			
pric	-0,0304 (-0,42)	-0,1731 (-1,695)	-0,2044 (-1,677)
seci	0,1925 (2,254)	-0,0243 (-0,211)	-0,0952 (-0,72)
secc	0,5366 (6,93)	0,2652 (2,445)	0,2646 (2,037)
supi	0,6668 (5,871)	0,5173 (3,666)	0,5426 (3,527)
supc	0,8608 (7,778)	0,5764 (4,183)	0,8938 (5,909)
hombre	-0,1893 (-0,852)	0,2626 (1,28)	0,1885 (1,149)
edad	0,0435 (2,374)	0,0343 (1,533)	0,0456 (1,984)
edad2	-0,0005 (-2,233)	-0,0004 (-1,393)	-0,0005 (-1,688)
constante	0,9658 (2,382)	1,1095 (2,283)	0,6275 (1,202)
Ecuación de selección (variable dependiente:= 1 si trabaja)			
pric	-0,2902 (-3,267)	-0,0513 (-0,381)	0,0521 (0,374)
seci	-0,1364 (-1,245)	0,0129 (0,083)	-0,0207 (-0,137)
secc	-0,0316 (-0,307)	0,1556 (1,066)	0,1031 (0,683)
supi	0,3210 (1,876)	0,5239 (2,433)	0,4111 (2,091)
supc	0,7552 (5,23)	1,0577 (5,62)	1,0161 (6,334)
hombre	1,4477 (3,267)	1,7185 (2,97)	1,4065 (4,834)
edad	0,1153 (4,923)	0,1757 (5,577)	0,1206 (4,573)
edad2	-0,0016 (-5,259)	-0,0023 (-5,668)	-0,0015 (-4,537)
hijos	-0,1826 (-6,96)	-0,1797 (-5,46)	-0,1661 (-5,356)
concorre	-0,0929 (-0,337)	0,3501 (1,04)	0,1709 (0,763)
estadoj	0,0105 (0,131)	-0,6382 (-3314)	-0,6276 (-4,259)
constante	-2,1226 (-4,814)	-2,7184 (-4,571)	-1,9098 (-3,663)
Número de Obs.	1965	1116	1418
Chi 2	169,76	154,13	221,57
Log Lik.	-1612,6519	-998,0446	-1434,0947
Rho	-0,0267	0,0379	0,0883
Sigma	0,5627	0,5492	0,6756
Lambda	-0,0150	0,0208	0,0597

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.25
ESTIMACION POR HECKMAN DE LA ECUACION
DE SALARIOS HORARIOS. RESTO

Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

Variables	Coeficientes (razones z entre paréntesis)		
	1986	1992	1998
Ecuación salarios			
pric	0,0270 (0,332)	0,3349 (2,884)	0,1731 (1,255)
seci	0,1801 (2,13)	0,4361 (3,795)	0,1416 (1,057)
secc	0,3504 (3,856)	0,5726 (4,546)	0,2787 (1,963)
supi	0,5384 (5,666)	0,7100 (5,919)	0,6424 (4,635)
supc	0,6351 (5,429)	0,8109 (5,432)	0,8797 (5,419)
hombre	0,0711 (1,547)	0,0701 (1,405)	0,1086 (1,911)
edad	0,0598 (3,947)	0,0797 (4,267)	0,0485 (2,354)
edad2	-0,0007 (-3,316)	-0,0009 (-3,545)	-0,0005 (-1,956)
men18	-0,0932 (-1,203)	-0,0338 (-0,406)	-0,2315 (-1,639)
constante	0,5056 (1,839)	-0,2793 (-0,749)	0,3127 (0,749)
Ecuación de selección (variable dependiente:= 1 si trabaja)			
pric	0,1020 (0,653)	0,5917 (2,874)	0,4206 (2,067)
seci	0,1753 (1,073)	0,8538 (4,015)	0,4456 (2,247)
secc	0,3610 (1,847)	0,7899 (3,296)	0,5362 (2,521)
supi	0,7454 (3,637)	1,5396 (5,794)	0,6107 (2,695)
supc	0,8953 (2,439)	1,3888 (3,766)	1,3937 (4,558)
hombre	0,7307 (8,734)	0,4630 (4,703)	0,5694 (7,006)
edad	0,2180 (7,4)	0,1686 (4,836)	0,1996 (6,986)
edad2	-0,0031 (-8,0259)	-0,0022 (-4,832)	-0,0026 (-7,042)
casado	-0,9927 (-6,896)	-0,4060 (-2,373)	-0,1409 (-1,091)
men18	-0,4972 (-3,67)	-0,3063 (-1,925)	-0,7986 (-5,487)
concorre	-1,6899 (-13,474)	-1,7389 (-11,237)	-0,6626 (-5,328)
estadoj	0,1863012 (2,008)	-0,1623588 (-1,112)	-0,0789281 (-0,716)
estadoc	-0,0232 (-0,237)	-0,0005 (-0,005)	0,1251 (1,465)
constante	-3,1103 (-6,23)	-2,6912 (-4,358)	-3,4450 (-6,842)
Número de Obs.	1684	1090	1490
Chi 2	954,1	590,8	645,75
Log Lik.	-1096,6644	-769,5582	-1164,8734
Rho	0,1122	0,3726	0,3167
Sigma	0,4826	0,4770	0,5757
Lambda	0,0541	0,1777	0,1823

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.26
ESTIMACION POR TOBIT DE LA ECUACION
DE OFERTA LABORAL. JEFES DE HOGAR
 Variable dependiente: horas trabajadas por semana

Coeficientes (razones t entre paréntesis)			
Variables	1986	1992	1998
pric	3,9989 (3,336)	2,9998 (1,69)	7,6038 (3,957)
seci	3,9924 (2,946)	7,4547 (3,78)	12,7278 (6,195)
secc	5,6984 (3,72)	3,7789 (1,853)	11,5068 (5,401)
supi	4,4180 (2,112)	5,7436 (2,149)	12,7103 (5,074)
supc	2,8083 (1,582)	5,2378 (2,255)	13,3487 (6,06)
hombre	15,2924 (8,715)	11,0772 (4,845)	15,0913 (8,038)
edad	1,4489 (4,579)	0,9534 (2,468)	1,5192 (3,949)
edad2	-0,0199 (-5,321)	-0,0150 (-3,248)	-0,0206 (-4,456)
casado	1,7091 (1,118)	3,3768 (1,652)	4,9088 (2,843)
hijos	0,4011 (1,19)	0,0064 (0,015)	0,1989 (0,456)
concorre	-14,0826 (-4,574)	-16,2041 (-4,315)	-7,4152 (-2,24)
constante	4,3942 (0,679)	17,5783 (2,193)	-7,8889 (-1,007)
Número de Obs.	2130	1404	1927
Chi 2	320,49	174	316,5
Log Lik	-8859,3612	-5880,3941	-8112,0765
Pseudo R2	0,0178	0,0146	0,0191
Sigma	19,0001	19,6319	22,6919

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.27
ESTIMACION POR TOBIT DE LA ECUACION
DE OFERTA LABORAL. CONYUGES

Variable dependiente: horas trabajadas por semana

Coeficientes (razones t entre paréntesis)			
Variables	1986	1992	1998
pric	-11,5852 (-3,001)	-0,8331 (-0,158)	6,5645 (1,26)
seci	-6,1111 (-1,285)	1,6344 (0,27)	2,6896 (0,478)
secc	-0,2847 (-0,064)	8,1426 (1,432)	8,8753 (1,583)
supi	12,0820 (1,699)	18,4916 (2,277)	15,2088 (2,125)
supc	23,6409 (4,07)	32,6159 (4,806)	32,9244 (5,74)
hombre	58,9783 (3,843)	44,9860 (3,38)	42,3503 (5,7)
edad	5,1680 (5,053)	6,5939 (5,414)	4,7906 (4,911)
edad2	-0,0694 (-5,339)	-0,0850 (-5,455)	-0,0600 (-4,915)
hijos	-8,4541 (-7,412)	-7,3819 (-5,847)	-6,8438 (-6,159)
concorre	-6,9088 (-0,594)	9,0871 (0,772)	3,5735 (0,451)
estadoj	1,2622 (0,369)	-25,8924 (-3,669)	-20,6084 (-4,258)
constante	-95,3190 (-4,923)	-99,8388 (-4,321)	-78,6827 (-4,065)
Número de Obs.	1965	1116	1418
Chi 2	146,7	129,49	197,03
Log Lik	-3470,6671	-2502,0042	-3407,5339
Pseudo R2	0,0192	0,0252	0,0281
Sigma	46,7584	42,6309	40,9975

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.28
ESTIMACION POR TOBIT DE LA ECUACION
DE OFERTA LABORAL. RESTO

Variable dependiente: horas trabajadas por semana

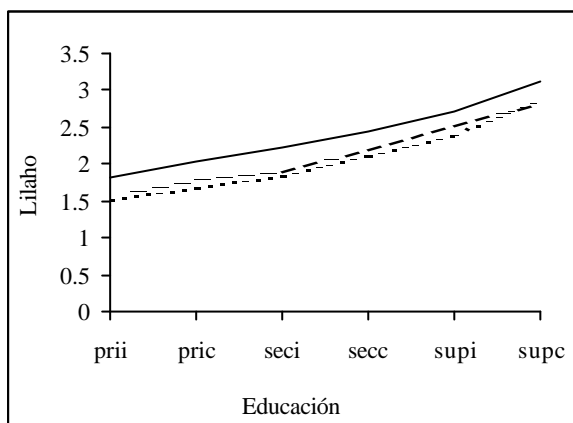
Coeficientes (razones t entre paréntesis)			
Variables	1986	1992	1998
pric	6,5265 (1,63)	16,5169 (3,094)	13,5748 (2,281)
seci	4,3179 (1,038)	19,4012 (3,583)	14,6651 (2,512)
secc	7,7446 (1,66)	17,9790 (3,009)	16,2022 (2,633)
supi	21,0866 (4,064)	39,7456 (5,859)	18,1565 (2,709)
supc	10,6628 (1,62)	23,1498 (3,108)	27,8638 (3,86)
hombre	20,8078 (10,133)	14,8407 (6,134)	19,1221 (8,303)
edad	5,6068 (7,96)	3,4066 (4,049)	5,4914 (6,857)
edad2	-0,0805 (-8,618)	-0,0468 (-4,13)	-0,0738 (-6,963)
casado	-23,1697 (-6,411)	-7,6537 (-1,818)	-3,5713 (-0,996)
men18	-16,5106 (-4,683)	-14,6823 (-3,618)	-34,8701 (-7,717)
concurr	-52,9343 (-15,923)	-54,3772 (-13,539)	-23,7191 (-6,475)
estadoj	4,0505 (1,745)	-5,6771 (-1,619)	-1,7252 (-0,557)
estadoc	-2,5408 (-1,011)	1,2688 (0,478)	2,3529 (0,961)
constante	-71,6790 (-5,874)	-43,2795 (-2,895)	-89,3041 (-6,233)
Número de Obs.	1684	1090	1490
Chi 2	1077,45	658,9	732,64
Log Lik	-3550,5749	-2602,4816	-3249,7207
Pseudo R2	0,1317	0,1124	0,1013
Sigma	31,6351	31,4037	33,959

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO

Hombres de 40 años

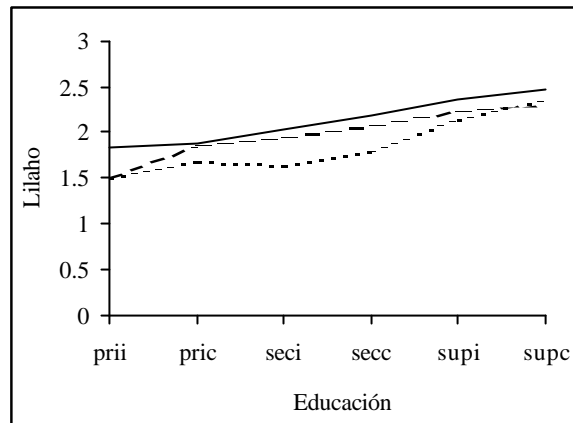
GRAFICO A3.1
JEFES



Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.2
RESTO



Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

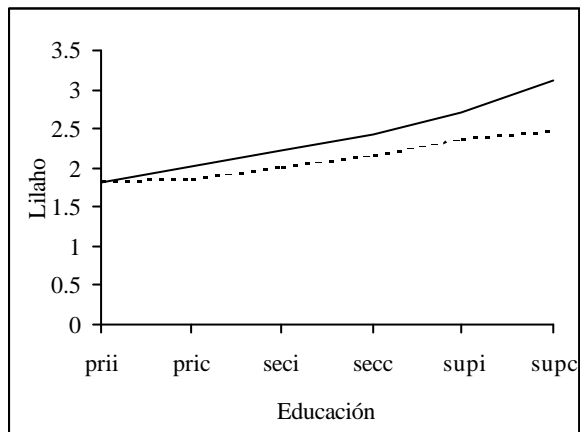
----- 1986 ——— 1992 - - - 1998

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO

Hombres de 40 años

GRAFICO A3.3

1986

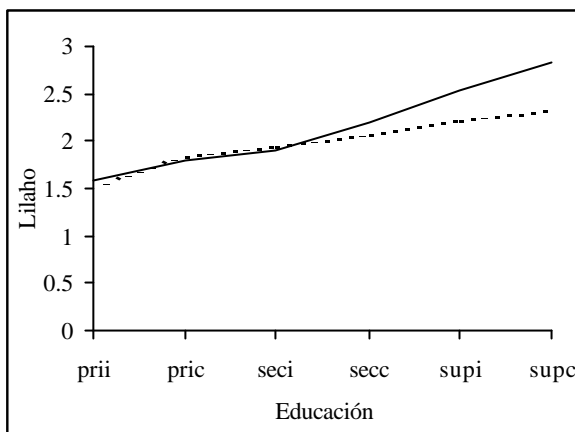


Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.4

1992



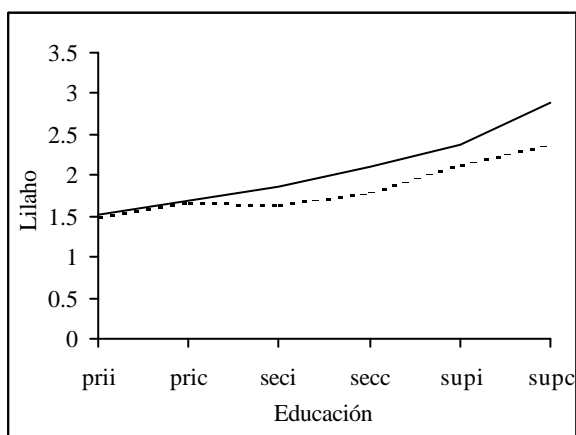
Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.5

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO. 1998

Hombres de 40 años



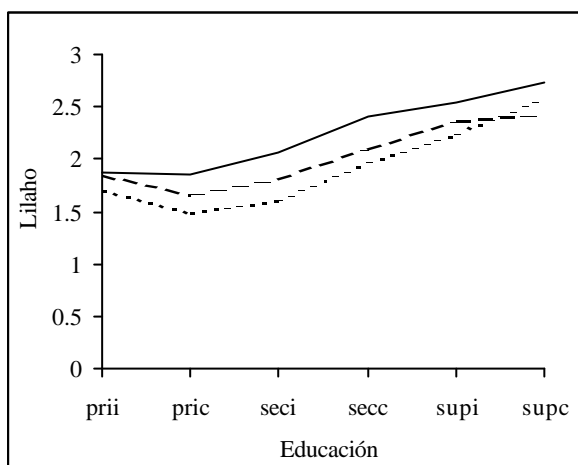
Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— Jefes - - - Resto

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO
Mujeres de 40 años

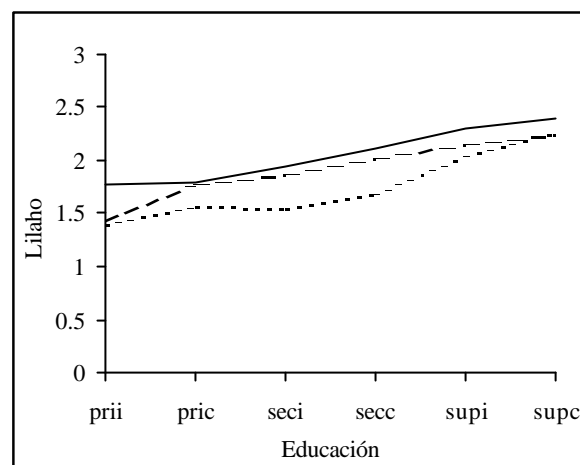
GRAFICO A3.6
CONYUGES



Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prij: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.7
RESTO



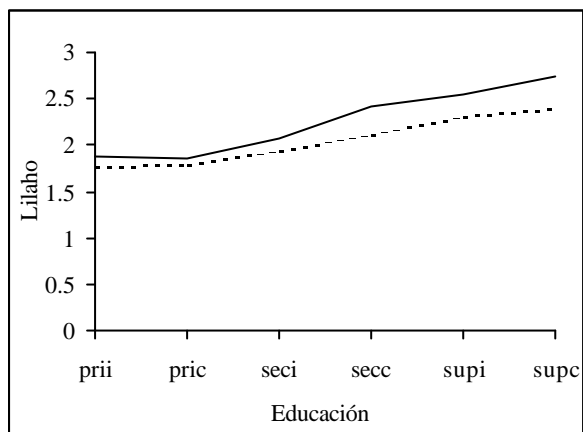
Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prij: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— 1986 — — — 1992 - - - 1998

EFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO
Mujeres de 40 años

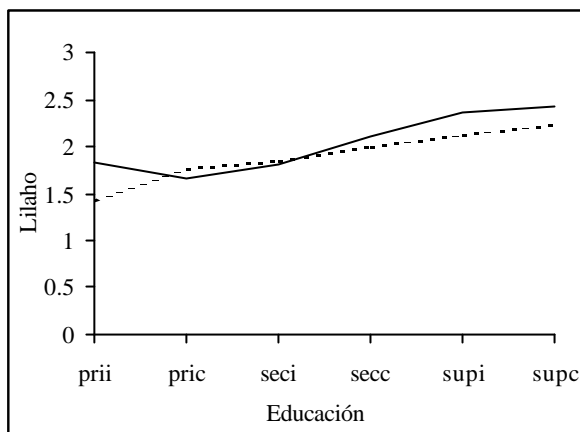
GRAFICO A3.8
1986



Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

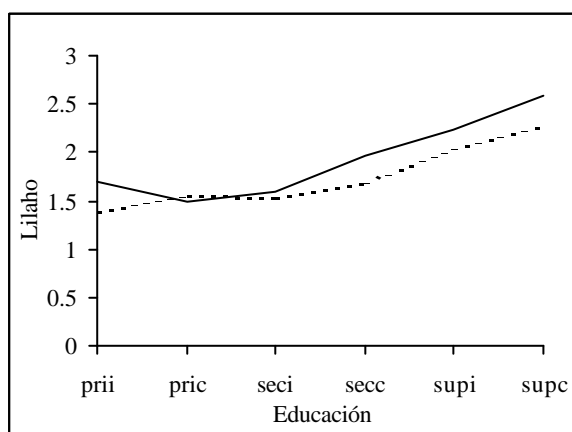
GRAFICO A3.9
1992



Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.10
1998



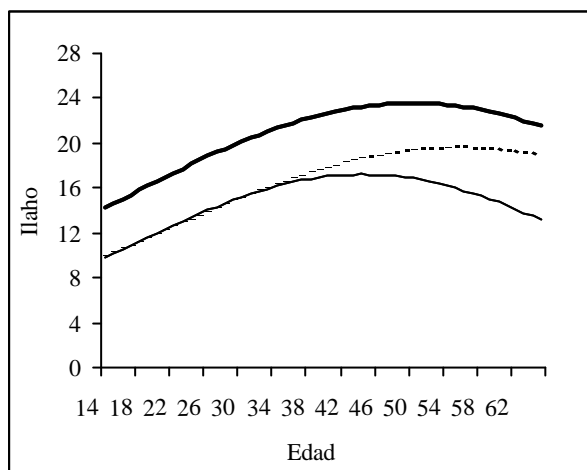
Nota: Lilaho representa el logaritmo del ingreso laboral horario; Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— Cónyuges - - - - Resto

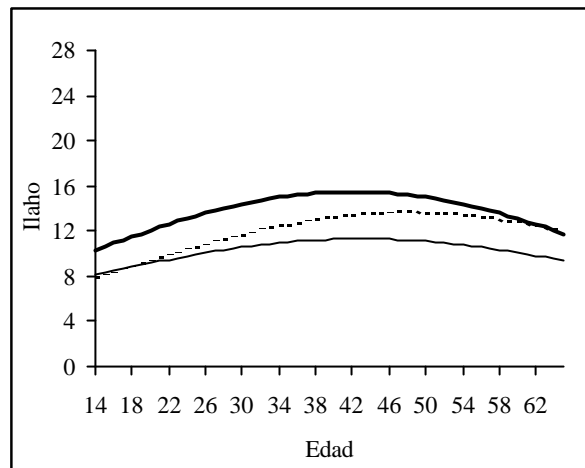
EFFECTO DE LA EDAD SOBRE EL SALARIO HORARIO

GRAFICO A3.11
JEFES HOMBRES CON EDUCACION SUPERIOR COMPLETA



Nota: Ilaho significa ingreso laboral horario.
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.12
CONYUGES MUJERES CON EDUCACION SUPERIOR COMPLETA



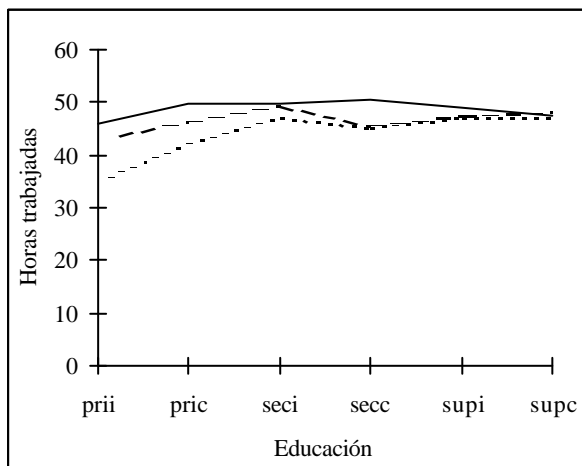
Nota: Ilaho significa ingreso laboral horario.
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— 1986 — — — 1992 - - - 1998

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE LA OFERTA LABORAL

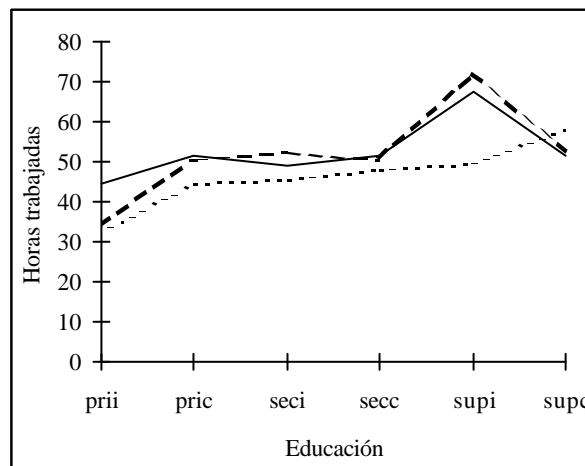
Hombres de 40 años

GRAFICO A3.13
JEFES



Nota: Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Se-
ci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi:
superior incompleta y Supc: superior completa.
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.14
RESTO



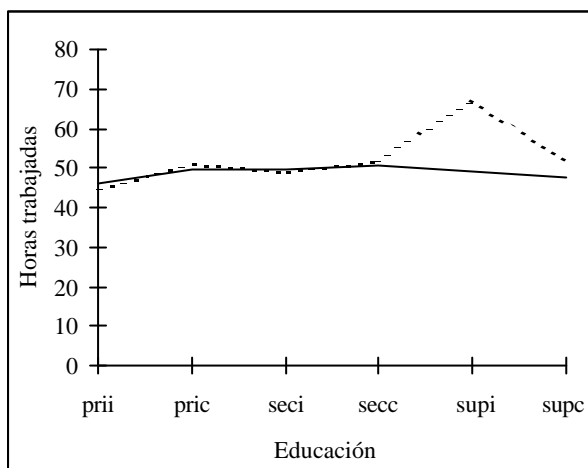
Nota: Prii: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Se-
ci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi:
superior incompleta y Supc: superior completa.
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— 1986 — — — 1992 - - - 1998

EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE EL SALARIO HORARIO

Hombres de 40 años

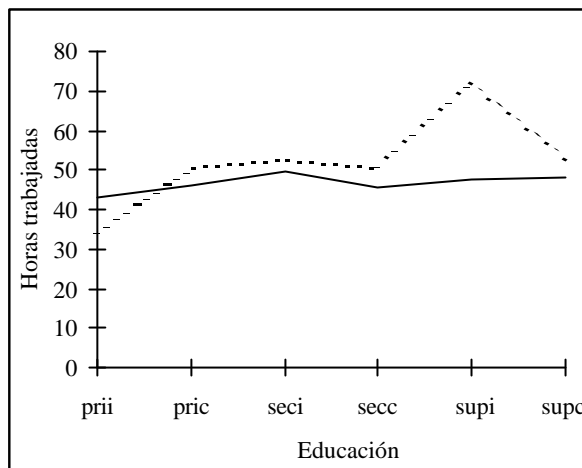
GRAFICO A3.15
1986



Nota: Prij: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.16
1992

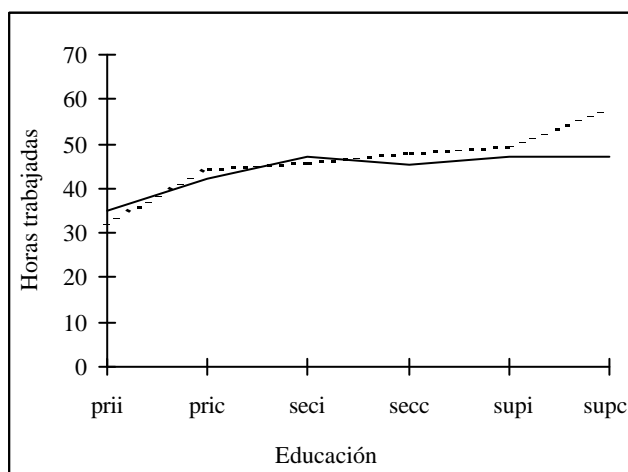


Nota: Prij: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A3.17
EFFECTO DE LA EDUCACION SOBRE
EL SALARIO HORARIO. 1998

Hombres de 40 años



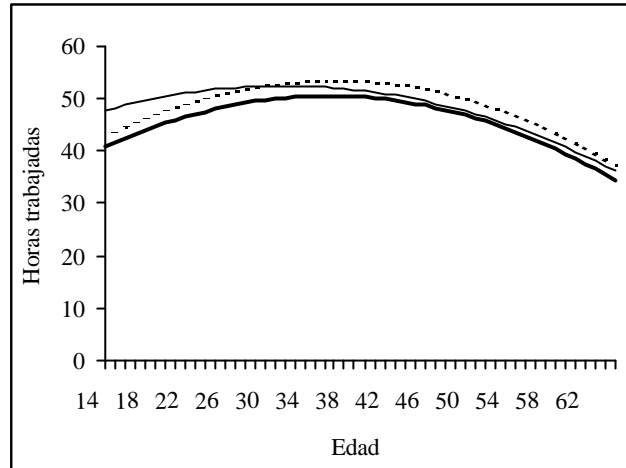
Nota: Prij: primaria incompleta; Pric: primaria completa; Seci: secundaria incompleta; Secc: secundaria completa; Supi: superior incompleta y Supc: superior completa.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

———— Jefes - - - Resto

EFFECTO DE LA EDAD SOBRE LA OFERTA LABORAL

GRAFICO A3.18
JEFES HOMBRES CON EDUCACION
SUPERIOR COMPLETA



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

——— 1986 ——— 1992 - - - 1998

CUADRO A3.29
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESCOMPOSICIONES
DEL CAMBIO EN EL COEFICIENTE DE GINI. INGRESO LABORAL
INDIVIDUAL Y FAMILIAR EQUIVALENTE. 1986-1992

AÑO BASE 1986

	Ingresos individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1986	39,2		40,3	
1992	37,7	-1,5	41,0	0,8
precio	38,4	-0,8	39,9	-0,4
educación	38,3		39,7	
sexo	38,0		40,5	
edad	40,6		39,8	
resto				
inobservables	39,5	0,3	40,6	0,3
empleo	39,0	-0,2	41,1	0,8
resto		-0,8		0,1

AÑO BASE 1992

	Ingreso individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1986	39,2		40,3	
1992	37,7	-1,5	41,0	0,8
precio	38,6	-0,9	41,4	-0,3
educación	39,6		42,2	
sexo	39,0		40,9	
edad	38,0		42,3	
resto				
inobservables	37,4	0,3	40,8	0,2
empleo	39,5	-1,8	41,2	-0,2
resto		0,9		1,1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.30
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESCOMPOSICIONES
DEL CAMBIO EN EL COEFICIENTE DE GINI. INGRESO LABORAL
INDIVIDUAL Y FAMILIAR EQUIVALENTE. 1992-1998

AÑO BASE 1992

	Ingresos individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1992	37,7		41,0	
1998	45,2	7,5	49,4	8,4
precio	39,7	2,0	42,6	1,6
educación	40,0	2,4	42,7	1,7
sexo	37,0	-0,7	41,2	0,1
edad	40,5	2,8	42,9	1,9
resto		-2,5		-2,1
inobservables	39,1	1,4	42,2	1,1
empleo	40,8	3,1	42,6	1,6
resto		0,9		4,1

AÑO BASE 1998

	Ingresos individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1992	37,7		41,0	
1998	45,2	7,5	49,4	8,4
precio	42,8	2,4	47,0	2,5
educación	42,9	2,3	47,2	2,2
sexo	45,9	-0,8	49,4	0,0
edad	44,4	0,8	48,1	1,3
resto		0,1		-1,1
inobservables	44,0	1,1	48,3	1,1
empleo	43,4	1,8	48,1	1,4
resto		2,2		3,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A3.31
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. DESCOMPOSICIONES
DEL CAMBIO EN EL COEFICIENTE DE GINI. INGRESO LABORAL
INDIVIDUAL Y FAMILIAR EQUIVALENTE. 1986-1998

AÑO BASE 1986

	Ingresos individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1986	39,2		40,3	
1998	45,2	6,0	49,4	9,1
precio	40,0	0,8	41,3	1,0
educación	39,9	0,7	40,9	0,6
sexo	37,3	-1,8	40,7	0,4
edad	41,5	2,4	40,9	0,6
resto		-0,4		
inobservables	41,0	1,8	41,8	1,5
empleo	42,0	2,8	42,7	2,5
resto		0,5		4,2

AÑO BASE 1998

	Ingresos individuales		Ingresos familiares	
	Nivel	Cambio	Nivel	Cambio
1986	39,2		40,3	
1998	45,2	6,0	49,4	9,1
precio	43,8	1,4	47,7	1,8
educación	44,1	1,0	48,3	1,1
sexo	47,1	-1,9	49,4	0,0
edad	43,4	1,8	48,8	0,6
resto		0,5		0,0
inobservables	43,7	1,4	48,1	1,3
empleo	44,5	0,6	48,4	1,1
resto		2,5		5,0

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

10.1. MUESTRAS DE LA DISTRIBUCION NORMAL BIVARIADA

Esta nota describe el procedimiento seguido para obtener muestras aleatorias de la distribución normal bivariada. El mismo se basa en Fishman (1996, pp. 226).

Sea Z un vector aleatorio de n posiciones con distribución normal multivariada con $E(Z) = m$ y $V(Z) = S$, en donde m es un vector de dimensión m , y S es una matriz $m \times m$ simétrica y definida positiva. Sea X un conjunto de n variables con distribución normal estándar.

Teorema: $Z = m + cX$, en donde c es una matriz subtriangular única tal que $S = cc'$ (c es la descomposición de Choleski de X)

Prueba: como Z es una combinación lineal de un vector normal, entonces también tiene una distribución normal. Solo queda evaluar los momentos de Z . De acuerdo a la definición de Z , $E(Z) = m$. Por otro lado, $V(Z) = E[(Z-m)(Z-m)'] = E(cXX'c') = cE(XX')c' = cc' = S$, lo que completa la prueba.

Esto sugiere el siguiente algoritmo para tomar muestras aleatorias de la distribución normal multivariada. A partir de S , encontrar su descomposición de Choleski (c), tomar una muestra indepen-

diente de n números con la distribución normal estándar (X) y computar Z de acuerdo a la relación anterior

En el caso de la distribución normal bivariada

$$\text{Si } S = \begin{bmatrix} a & b \\ b & c \end{bmatrix} \text{ y } c = \begin{bmatrix} c1 & 0 \\ c2 & c3 \end{bmatrix}$$

Entonces, dados valores para S , es posible encontrar $c1$, $c2$ y $c3$ resolviendo el sistema de 3 ecuaciones con 3 incógnitas $S = cc'$. Luego de algo de álgebra simple, la solución es:

$$c1 = \sqrt{a}$$

$$c2 = b/\sqrt{a}$$

$$c3 = \sqrt{c - b^2/a}$$

Llamemos $s1$ y $s2$ a los desvíos estándar de Z_1 y Z_2 respectivamente, y ρ al coeficiente de corrección.

Entonces,

$$a = V(Z_1) = s1^2$$

$$c = V(Z_2) = s2^2$$

$$b = \text{Cov}(Z_1, Z_2) = \rho s1 s2$$

y de acuerdo a las fórmulas anteriores, $c1 = s1$; $c2 = s2 \rho$, y $c3 = s2 \sqrt{1 - \rho^2}$

Entonces, para el caso $m=0$, $Z=cX$, lo que en nuestro caso da:

$$Z_1 = s1 X_1$$

$$Z_2 = s2 \rho X_1 + s2 \sqrt{1 - \rho^2} X_2 = s2 (\rho X_1 + \sqrt{1 - \rho^2} X_2)$$

que permite obtener una muestra de la distribución normal bivariada a partir de dos números normales independientes.

Capítulo 4

La desigualdad en los ingresos laborales: un análisis de descomposiciones en base al índice de Theil

Una de las técnicas más utilizadas para caracterizar el nivel y evolución de la desigualdad en la distribución del ingreso es la de descomposición de algún indicador de desigualdad. En este capítulo se aplica esta técnica al índice de Theil de los ingresos laborales familiares equivalentes (es decir, ajustados por adulto equivalente y economías de escala internas al hogar) de las ondas de octubre de 1980, 1986, 1992 y 1998 del Aglomerado Gran Buenos Aires.

El análisis de descomposiciones consiste en dividir a la población objetivo en grupos, de acuerdo a alguna variable potencialmente explicativa de las diferencias de ingresos. Para ciertos indicadores, entre los que se incluye el Theil, la desigualdad global puede expresarse como la suma de la desigualdad intergrupala y de la desigualdad intragrupal. La desigualdad “explicada” por el análisis es la intergrupala, tomándose a la intragrupal como un residuo “no explicado” por la descomposición. La variación del indicador de Theil también puede descomponerse en la suma de tres efectos: (i) el intergrupala, que capta los cambios en los ingresos medios de los grupos, (ii) el intragrupal, que captura cambios en la desigualdad dentro de cada grupo y (iii) el efecto participación, que refleja cambios en la participación relativa de cada grupo (ver Cardosa (1995) y Gasparini (1999)).

El resto del trabajo presenta la descomposición de los ingresos laborales por edades y por educación siguiendo el esquema de análisis de Gasparini (1999).

1. DESCOMPOSICION POR EDADES

Los ingresos laborales suelen no ser uniformes a lo largo de la vida de las personas. Por el contrario es común que presentan forma de “U” invertida: crecen durante la primera etapa de la vida laboral del individuo y alcanzan un máximo en la madurez. Para este trabajo se tomó una muestra de personas cuyas edades varían entre los 18 y los 65 años y se la dividió en seis grupos según la edad. La información básica se presenta en el Cuadro N° 32.

La forma típica del perfil de ingresos se mani-

fiesta en los tres primeros años considerados, pero, curiosamente, no en 1998. Tomando la totalidad del período bajo estudio, se observa que los ingresos laborales cayeron para las personas menores de 50 años, mientras que crecieron para las mayores. Si se toma el período 1980-1992, se puede observar que los ingresos cayeron para todos los grupos (tanto para el período 1980-1986, como para el 1986-1992). El notable ensanchamiento de la brecha de ingresos por grupos de edades se produjo entre 1992 y 1998. Las últimas dos columnas del Cuadro N° 32 muestran los índices de Theil brutos y estandarizados por el tamaño de la población. De estas columnas se desprende que en general la desigualdad es creciente con el nivel de edad.

Los resultados de la descomposición del Cuadro N° 33 muestran que las diferencias de ingresos entre grupos de edades no constituyen un factor importante en la explicación del nivel de desigualdad en los ingresos laborales. Si bien la contribución de la edad en la descomposición aumenta en el último año -lo cual refleja el incremento de los ingresos laborales horarios de los trabajadores de mayor edad- su nivel sigue siendo bajo.⁵⁸

Los resultados de la descomposición del cambio en el Theil se presentan en el Cuadro N° 34. El papel de la edad en la descomposición del cambio en el Theil para la totalidad del período bajo estudio (1980-1998) parece ser más importante que su papel en la descomposición del nivel. De cualquier forma, el factor determinante es el efecto intragrupal, mientras que el efecto participación resulta ser poco relevante.

El efecto intragrupal es positivo, debido al aumento en la desigualdad medida por el índice de Theil para todos los grupos de edades. El efecto intergrupala, por otro lado, resulta ser positivo debido al aumento de la diferencia entre los ingresos medios de los grupos de menor y mayor edad.

⁵⁸ Comparado con los resultados de Gasparini (1999) la contribución del componente intergrupala resulta superior, posiblemente porque en el presente trabajo se amplía el grupo de análisis y se toman trabajadores tanto full-time como part-time entre 18 y 65 años, en lugar de entre 25 y 55 como en el artículo mencionado.

CUADRO N° 32
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDAD. 1980, 1986, 1992 Y 1998

1980	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
18-25	7,8	69%	425.393	19,2%	0,162	0,125
26-33	11,5	102%	503.965	22,7%	0,265	0,202
34-41	12,8	113%	428.439	19,3%	0,277	0,214
42-49	12,5	110%	380.358	17,1%	0,291	0,227
50-57	12,0	106%	333.468	15,0%	0,328	0,258
58-65	12,0	106%	148.146	6,7%	0,295	0,248
Total	11,3	100%	2.219.769	100,0%	0,284	0,195

1986	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 86-80 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
18-25	6,8	69%	-12,5%	386.382	16,7%	0,149	0,116
26-33	9,2	93%	-20,1%	517.753	22,3%	0,169	0,128
34-41	11,6	118%	-9,2%	494.475	21,3%	0,291	0,222
42-49	11,4	115%	-9,0%	393.126	16,9%	0,298	0,231
50-57	9,7	98%	-19,4%	330.959	14,3%	0,246	0,193
58-65	10,6	107%	-12,0%	197.184	8,5%	0,399	0,328
Total	9,9	100%	-12,8%	2.319.879	100,0%	0,269	0,183

1992	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 92-86 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
18-25	6,1	71%	-10%	509.712	18,3%	0,150	0,114
26-33	8,5	99%	-7%	576.073	20,7%	0,224	0,169
34-41	10,1	117%	-13%	607.304	21,8%	0,341	0,256
42-49	9,5	110%	-17%	551.712	19,8%	0,251	0,190
50-57	8,6	100%	-11%	349.726	12,5%	0,263	0,206
58-65	8,6	100%	-19%	194.650	7,0%	0,285	0,234
Total	8,6	100%	-12%	2.789.177	100,0%	0,271	0,183

1998	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 98-92 (%)	Cambio 98-80 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
18-25	5,3	57%	-13%	-22%	533.826	15,3%	0,162	0,123
26-33	8,7	92%	1%	-6%	741.846	21,2%	0,281	0,208
34-41	9,6	102%	-4%	-17%	751.458	21,5%	0,332	0,245
42-49	10,1	107%	7%	-11%	675.357	19,3%	0,300	0,224
50-57	11,9	127%	38%	24%	525.600	15,0%	0,428	0,325
58-65	12,3	131%	42%	16%	269.936	7,7%	0,537	0,430
Total	9,4	100%	9%	-5%	3.498.023	100,0%	0,366	0,243

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

CUADRO N° 33
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDAD. 1980, 1986, 1992 Y 1998

Descomposición del Theil								
Theil	1980		1986		1992		1998	
	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje
Total (T)	0,284	100%	0,269	100%	0,271	100%	0,366	100%
Intergrupala (TE)	0,013	5%	0,015	5%	0,012	5%	0,026	7%
Intragrupala (TD)	0,271	95%	0,254	95%	0,259	95%	0,340	93%

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

CUADRO N° 34
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDAD. 1980, 1986, 1992 Y 1998

Descomposición de los cambios en el Theil				
	98-92	98-80	86-80	92-86
Cambio total	9,446	8,164	-1,568	0,286
Efecto intragrupal (E1)	6,851	5,536	-2,213	0,741
Efecto participación (E2)	0,268	0,206	0,269	0,039
Efecto intergrupala (E3)	2,431	2,390	0,360	-0,511

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

Los resultados para el período 1992-1998 son muy similares a los del período 1980-1998.⁵⁹ En la descomposición para el período 1986-1992 si bien se conserva el orden de importancia de los distintos efectos, se observa que el efecto intergrupala es negativo. Probablemente esto se deba a que disminuye la diferencia entre los ingresos medios de los distintos grupos de edad. El período 1980-1986 es el único que presenta una reducción en la desigualdad. Esta reducción se debe por completo al efecto intragrupal: se observa una reducción en los niveles de desigualdad para la mayoría de los grupos. Este efecto más que compensa las contribuciones positivas a la desigualdad de los efectos intergrupala y participación.

2. DESCOMPOSICION POR EDUCACION

La educación afecta los ingresos laborales de los individuos, traduciéndose en salarios en promedio más altos. Para la descomposición se dividió a la po-

blación en seis grupos, de acuerdo al máximo nivel educativo alcanzado. En el Cuadro N° 35 se presenta la información básica.

Se observa que los ingresos laborales son crecientes en el nivel educativo. En el período 1980-1998 los ingresos laborales para todos los grupos cayeron, aunque se observa un aumento de los mismos, para algunos grupos educativos, entre 1992 y 1998. En cuanto a las participaciones de cada grupo, se puede notar a grandes rasgos que disminuyó la proporción de individuos con un menor nivel educativo (primaria completa e incompleta) frente a aquellos con estudios más avanzados. Los indicadores de desigualdad de Theil son en general crecientes en el nivel educativo.

Los resultados de la descomposición del nivel del Theil por grupos educativos (Cuadro N° 36) indican que si bien la mayor parte de la dispersión es intragrupal, el nivel educativo de las personas "explica" una proporción importante de la desigualdad en los ingresos laborales. Esta proporción ha disminuido entre 1986 y 1992, pero ha aumentado en los últimos años.⁶⁰

⁵⁹ La comparación con Gasparini (1999) indica un efecto intergrupala algo mayor en el presente análisis.

⁶⁰ Estos resultados son consistentes con Gasparini (1999).

CUADRO N° 35
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDUCACION. 1980, 1986, 1992 Y 1998

1980	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
Primaria incompleta	7,7	68%	430.551	19,4%	0,173	0,133
Primaria completa	8,9	79%	843.604	38,0%	0,216	0,159
Secundaria incompleta	10,2	90%	392.726	17,7%	0,202	0,157
Secundaria completa	14,7	130%	318.612	14,4%	0,219	0,173
Superior incompleto	18,2	160%	97.590	4,4%	0,181	0,158
Superior completo	28,1	248%	136.686	6,2%	0,194	0,164
Total	11,3	100%	2.219.769	100,0%	0,284	0,195

1986	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 86-80 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
Primaria incompleta	6,6	67%	-14,3%	368.531	15,9%	0,156	0,122
Primaria completa	7,7	78%	-13,4%	799.195	34,4%	0,201	0,148
Secundaria incompleta	9,1	92%	-11,2%	456.762	19,7%	0,188	0,144
Secundaria completa	11,2	114%	-23,5%	391.058	16,9%	0,176	0,137
Superior incompleto	14,7	149%	-19,2%	116.549	5,0%	0,140	0,120
Superior completo	21,6	219%	-23,1%	187.784	8,1%	0,289	0,238
Total	9,9	100%	-12,8%	2.319.879	100,0%	0,269	0,183

1992	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 92-86 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
Primaria incompleta	5,8	68%	-12%	261.713	9,4%	0,119	0,095
Primaria completa	6,4	74%	-16%	913.239	32,7%	0,165	0,120
Secundaria incompleta	7,0	82%	-22%	554.375	19,9%	0,169	0,128
Secundaria completa	9,1	105%	-19%	554.415	19,9%	0,189	0,143
Superior incompleto	13,0	150%	-12%	170.425	6,1%	0,290	0,241
Superior completo	16,6	192%	-23%	335.010	12,0%	0,272	0,214
Total	8,6	100%	-12%	2.789.177	100,0%	0,271	0,183

1998	Ingresos laborales	Porcentaje de la media	Cambio 98-92 (%)	Cambio 98-80 (%)	Personas	Porcentaje	Theil	Theil estandarizado
Primaria incompleta	6,1	64%	4%	-9%	258.121	7,4%	0,236	0,189
Primaria completa	5,9	63%	-8%	-23%	1.020.017	29,2%	0,177	0,128
Secundaria incompleta	6,7	71%	-5%	-26%	714.546	20,4%	0,238	0,177
Secundaria completa	9,5	100%	4%	-16%	658.249	18,8%	0,339	0,253
Superior incompleto	11,2	119%	-14%	-24%	258.548	7,4%	0,209	0,168
Superior completo	19,4	206%	17%	-10%	588.542	16,8%	0,267	0,201
Total	9,4	100%	9%	-5%	3.498.023	100,0%	0,366	0,243

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

CUADRO N° 36
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDUCACION. 1980, 1986, 1992 Y 1998

Descomposición del Theil								
Theil	1980		1986		1992		1998	
	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje	Valor	Porcentaje
Total (T)	0,284	100%	0,269	100%	0,271	100%	0,366	100%
Intergrupala (TE)	0,081	29%	0,069	26%	0,068	25%	0,112	31%
Intragrupala (TD)	0,203	71%	0,200	74%	0,204	75%	0,254	69%

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

El Cuadro N° 37 presenta los resultados de la descomposición de los cambios en el índice de Theil. En el período 1980-1998 el principal efecto es el intragrupal. El efecto intergrupala es importante y positivo. En cuanto al efecto participación, también es positivo

probablemente debido al aumento de la participación de los grupos de mayor nivel educativo, que son los que presentan además mayores niveles de dispersión de ingresos y valores medios más alejados del promedio general.

CUADRO N° 37
AGLOMERADO GRAN BUENOS AIRES. INGRESOS LABORALES
POR GRUPOS DE EDUCACION. 1980, 1986, 1992 Y 1998

Descomposición de los cambios en el Theil				
	98-80	98-92	92-86	86-80
Cambio total	8,164	9,446	0,286	-1,568
Efecto intragrupal (E1)	4,943	4,045	-0,391	-0,403
Efecto participación (E2)	1,518	1,548	1,597	0,849
Efecto intergrupala (E3)	2,788	3,829	-0,822	-1,955

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

Los resultados para el período 1992-1998 son similares. Los tres efectos son positivos. En particular, el efecto intergrupala es muy significativo, aunque algo inferior al intragrupal.⁶¹ En el período 1986-1992 la desigualdad crece, siendo el efecto participación el factor determinante de dicho aumento. Se puede observar que disminuye la participación de los grupos de menor educación, mientras que se incrementa la participación de los tres grupos de mayor nivel educativo, siendo estos grupos los que presentan ingresos medios mayores al promedio y mayores índices de dispersión de salarios. Los efectos inter e intragrupal son negativos, siendo este último poco

significativo en la explicación del cambio en el Theil. El efecto intergrupala contribuye disminuyendo la desigualdad: se observa que para la gran mayoría de los grupos se reduce la diferencia de los ingresos medios con respecto al promedio general.

La disminución en la desigualdad de los ingresos laborales horarios entre 1980 y 1986 se debe principalmente al efecto intergrupala, debido a que los salarios medios de los grupos con mayor nivel educativo disminuyen en una mayor proporción con respecto al promedio general que los demás grupos. El efecto intragrupal también es negativo, pero su importancia en la explicación del cambio en la desigualdad es menor. Con respecto al efecto participación, el mismo es positivo: aumenta la participación de los grupos de mayor nivel educativo, que tienen ingresos superiores al promedio general y mayores índices de desigualdad.

⁶¹ El resultado de un efecto intragrupal positivo y grande contrasta con el obtenido en Gasparini (1999) y es consistente con el resultado tradicional obtenido en otros estudios para países desarrollados.

Capítulo 5

Desigualdad distributiva y desarrollo económico regional en Argentina

1. INTRODUCCION

En forma similar a la mayoría de los fenómenos económicos relevantes (como el desempleo, el crecimiento, etc.) la problemática de la distribución del ingreso en Argentina presenta una marcada dimensión regional: en cualquier período los índices de desigualdad difieren entre las distintas regiones del país, haciendo que el problema de la inequidad distributiva sea relativamente más acuciante en algunas provincias que en otras.

Si bien existen tantas causas de la inequidad distributiva como determinantes del ingreso, los economistas prestan particular interés a la relación entre el grado de desarrollo de una región y el grado de desigualdad en la distribución del ingreso. Este enfoque, asociado usualmente a las ideas de Kuznets (1955), establece una relación en forma de U invertida entre la desigualdad en la distribución del ingreso (expresada en términos de algún indicador de la misma) y el grado de desarrollo de una región. Esto significa que la desigualdad crece en primer lugar y luego decrece a medida que aumenta el grado de desarrollo de la economía.

El objetivo de este capítulo consiste en explorar los determinantes de las disparidades regionales en la inequidad distributiva, poniendo especial énfasis en su relación con el grado de desarrollo. El estudio de estas disparidades resulta beneficioso en dos aspectos fundamentales. En primer lugar, la heterogeneidad de las provincias argentinas genera la posibilidad de hacer un estudio de los determinantes de la inequidad distributiva. En segundo lugar, el grado de importancia de las disparidades interregionales puede ser oportunamente utilizada para dilucidar en qué medida las políticas agregadas para hacer más equitativa la distribución del ingreso deben ser complementadas con instrumentos de carácter regional.

La organización del capítulo es la siguiente. En la sección 2 se introduce la discusión teórica que sirve como fundamento al ejercicio empírico desarrollado en las restantes secciones. En la sección 3 se efectúa un análisis descriptivo de la situación a nivel regional en términos de la distribución del ingreso, de acuerdo al comportamiento de varios indicadores computados en base a la Encuesta Permanente de Hogares. En la

sección 4 se realizan diferentes estimaciones para explorar los determinantes de la desigualdad. En la sección 5 se resumen las conclusiones del capítulo y en la sección 6 se presenta un Anexo Estadístico.

2. DETERMINANTES DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN LA DESIGUALDAD

Existen varias teorías frecuentemente citadas para dar cuenta de la evolución de la desigualdad en la distribución del ingreso. Como se mencionara en la introducción, las ideas desarrolladas en primer lugar por Kuznets (1955) y luego por Robinson (1976) han recibido particular atención, tanto por su consistencia teórica como por su relevancia empírica.

La *hipótesis de Kuznets* sugiere que la relación entre la desigualdad en la distribución del ingreso y el grado de desarrollo económico debería seguir una forma de U invertida: la inequidad distributiva crece en las etapas iniciales del desarrollo económico, pero a partir de cierto punto este proceso se revierte y la relación se vuelve decreciente, de modo que, empíricamente, bajos niveles de desigualdad distributiva se corresponden con regiones de desarrollo muy alto o muy bajo.

Originariamente los fundamentos de esta relación eran los siguientes. En las primeras fases de desarrollo el sector agrícola tiende a disminuir su importancia en la economía global en favor del sector industrial, hecho reflejado en una caída de su participación relativa en el producto y en el empleo. Inicialmente las personas que se movilizan de un sector a otro constituyen un grupo relativamente pequeño que experimenta un incremento en el ingreso per cápita. Este cambio produce en la economía global un crecimiento en el grado de desigualdad en favor de las personas en los sectores industriales y urbanos. A medida que el sector agrícola se hace pequeño dado que más personas se movilizan de este sector relativamente pobre al sector industrial rico, la desigualdad en la distribución del ingreso nuevamente se ve afectada debido a varios factores. La disminución en la fuerza laboral agrícola produce un incremento en los salarios reales de este sector. Asimismo, muchos trabajadores que se habían

incorporado al sector industrial de forma precaria tienden a mejorar también su posición relativa con respecto a los trabajadores más ricos. Todas estas fuerzas combinadas, que se producen en una etapa posterior del desarrollo, tienden a reducir los niveles de desigualdad en la economía.

Más recientemente, distintas teorías incorporan elementos adicionales a la interpretación estándar de esta relación. Específicamente, en algunos modelos el grado de mayor desarrollo se manifiesta a través de la transición de una economía con un sistema financiero poco sofisticado a una economía con instrumentos financieros modernos.

En otras teorías, el sector o región pobre es básicamente aquel que utiliza una tecnología obsoleta mientras que el sector rico utiliza técnicas avanzadas. El paso de uno a otro debido a cambios y adelantos tecnológicos requiere un proceso de capacitación y reeducación. Inicialmente esta evolución está asociada con un aumento en el grado de desigualdad: una proporción pequeña de personas participan de los beneficios de los nuevos avances tecnológicos. A medida que más gente intenta moverse al sector más favorecido, el problema anterior se agudiza, es decir aumenta la desigualdad. Solamente recién cuando una mayor cantidad de personas son efectivamente incorporadas en este sector, beneficiándose de las superiores técnicas, la desigualdad comienza a disminuir.

En síntesis, las teorías mencionadas contribuyen a justificar teóricamente los efectos de los distintos grados de desarrollo de una economía sobre la distribución de los ingresos. Varios autores han estudiado empíricamente la relación de Kuznets, contrastando en mayor o menor medida la relación en forma de U invertida. Dos estudios recientes son Gustafsson y Johansson (1999) y Bulir y Gulde (1995).

Se intentará en las secciones subsiguientes utilizar estas teorías para obtener conclusiones acerca del comportamiento de la desigualdad en las distintas regiones de la República Argentina.

3. ASPECTOS REGIONALES DE LA DESIGUALDAD

En esta sección se realiza un análisis del comportamiento de algunos de los indicadores más frecuentemente utilizados para medir el grado de desigualdad. A tal efecto, se computan para las distintas regiones una batería de indicadores que permiten evaluar la evolución regional de las disparidades en la distribución del ingreso.

El estudio estadístico se basa en la información proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares. Es importante remarcar que dada la estructura de *panel rotativo* de la misma, las diferencias observadas en éstos pueden atribuirse tanto a cambios efectivamente producidos en la distribución del ingreso, a encuestas realizadas sobre diferentes muestras de personas o al efecto de ambos factores actuando a la vez.⁶²

A continuación se describe la evolución de los indicadores resumen presentados anteriormente discriminados regionalmente. Los valores aquí presentados fueron calculados utilizando información obtenida para los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998. La distribución analizada es la del ingreso per cápita familiar y responde al concepto relevado por el INDEC sin ningún tipo de ajustes. Los indicadores son calculados a partir de la distribución decílica.⁶³ Las medidas utilizadas corresponden al coeficiente de variación, el coeficiente de Gini, el coeficiente de Schutz, el índice de entropía de Theil y el índice de Atkinson con distintos coeficientes de aversión a la desigualdad (riesgo).

3.1. COEFICIENTE DE VARIACION

Este indicador es fundamentalmente una medida de dispersión de la distribución de ingresos y se obtiene luego de estandarizar al desvío típico de los ingresos ajustados per cápita familiar de aquellos que conforman la muestra por la media muestral. Esto último es conveniente básicamente para propósitos comparativos.

Los valores de esta medida para los años precisados anteriormente se muestran en el Cuadro A5.1. En la segunda columna se presenta la evolución que tiene el coeficiente de variación en el período 1990-1998. En la tercera columna se realiza un ordenamiento de los aglomerados en el cual a la región con el valor más alto se le asigna el número uno. En la cuarta columna, se calcula el promedio y el desvío estándar de esta medida a lo largo del tiempo para cada aglomerado y en la quinta se ubica a cada una de las regiones de acuerdo al comportamiento de estos últimos resultados.

En promedio el coeficiente de variación pasa de 0,606 en 1990 a 0,656 en 1992, luego se estabiliza en los años 1994 y 1996 para luego aumentar nuevamente a 0,685. Resistencia y Tucumán son aquellos aglomerados que experimentan una elevada disper-

⁶² Ver capítulo 1.

⁶³ Esto explica las diferencias en los valores de los indicadores respecto a otros capítulos de este trabajo.

sión en la distribución de ingresos de su población. Se observa también una variación apreciable de esta medida en estas localidades a lo largo del tiempo. En cambio, Santa Rosa y Río Gallegos tienen un índice bajo en relación al resto de las regiones tomando valores también relativamente estables desde 1990 a 1998.

3.2. COEFICIENTE DE GINI

La interpretación más sencilla de este índice emplea el concepto de curva de Lorenz. Tanto el coeficiente de Gini como el coeficiente de Schutz constituyen dos formas alternativas de medir cuán distante se encuentra una distribución de ingresos dada, representada por la curva de Lorenz, de una distribución de referencia idealmente perfecta representada por una recta de 45°. El coeficiente de Gini, en este caso, mide el área entre la curva de Lorenz y la recta de 45°.

La información necesaria para construir la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini se encuentra resumida en el Cuadro A5.2. Es interesante observar que en cada uno de los cinco años bajo análisis la participación del decil más pobre en el aglomerado Neuquén es la más baja en relación al resto de los aglomerados. Tomando en cuenta todos los períodos, la participación del decil más pobre está comprendida entre 1,70% (1996) y 4,29% (1998) mientras que la participación del decil más rico fluctúa en todo este período desde un 20,92% (1990) a un 33,47% (1992).

En el Cuadro A3.3 se calcula el promedio de los porcentajes de ingreso acumulado en cada uno de los deciles para cada uno de los años. Es posible, entonces, construir una curva de Lorenz utilizando estos valores. Las curvas correspondientes a los años 1990 y 1998 son representadas en el Gráfico A5.1. De acuerdo al comportamiento de estas curvas es posible percibir un crecimiento en la desigualdad global con el transcurso del tiempo.

En el Cuadro A5.4 se muestran las correlaciones simples entre los coeficientes de Gini calculados para los cinco años mencionados. Como puede observarse la correlación es positiva señalando que aquellos aglomerados con alto (bajo) grado de desigualdad en un año tienen también un alto (bajo) nivel de desigualdad en el año con el cual se está comparando.

En el Cuadro A5.5 aparece el valor del coeficiente de Gini calculado para las distintas regiones. En primer lugar se puede apreciar a partir de la evolución de dicho coeficiente un aumento en el promedio del mismo a lo largo de los años: en 1990 éste toma un valor de 0,313 mientras que en 1998 alcanza un valor

de 0,342. El mayor incremento (en términos promedio) se produce en el período 1990-1992 (cerca de un 4,6%). Posteriormente se mantiene significativamente estable en el período 1992-1996 y luego vuelve a crecer un 4,1% entre 1996 y 1998. También puede apreciarse que la dispersión en los valores que toma el coeficiente de Gini en los distintos aglomerados en principio decrece de 0,032 en 1990 a 0,029 en 1992 y luego vuelve a crecer al pasar del año 1996 a 1998.

Analizando individualmente cada uno de los aglomerados, la evolución de este indicador parece ser bastante disímil. Por un lado, Río Gallegos tiene un comportamiento relativamente estable, manteniéndose constantemente entre aquellos aglomerados con menor desigualdad. Esto puede verificarse observando el lugar que ocupa en un ordenamiento donde aquellos aglomerados con mayor desigualdad son ubicados en primer lugar. Esto último aparece en la tercera columna del cuadro. Río Gallegos ocupa en el año 1990 el lugar número 22 (sobre un total de 22 aglomerados) y luego el puesto 21 en los restantes años (sobre un total de 24 en 1992 y 22 en 1994, 1996 y 1998). Santa Rosa también experimenta un comportamiento similar ocupando los lugares 16 en 1990, 23 en 1992, 19 en 1994 y 22 en 1998. Tierra del Fuego y San Luis también tienen de acuerdo al comportamiento del coeficiente de Gini en estas regiones un grado relativamente más bajo de desigualdad en la distribución del ingreso.

Por otro lado, Resistencia, Tucumán, Gran Buenos y Neuquén se encuentran entre aquellos aglomerados con mayor índice de desigualdad. Especialmente los dos primeros aglomerados experimentan variaciones bruscas en el coeficiente a lo largo del tiempo.

3.3 COEFICIENTE DE SCHUTZ

Mientras que el coeficiente de Gini es una medida de área, el coeficiente de Schutz es una medida de distancia entre la curva de Lorenz y la recta de 45°. Específicamente este último mide la distancia vertical máxima entre la curva y la recta de 45° tomando así valores comprendidos entre cero y uno. Mientras que un valor igual a cero corresponde a una asignación de ingresos perfectamente distribuida, un valor igual a uno corresponde a una distribución en la cual la desigualdad es máxima.

En el Cuadro A5.6 se presentan los valores que toma el coeficiente de Schutz en los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998. Al igual que los indicadores de desigualdad presentados anteriormente, este coefi-

ciente también experimenta un crecimiento en el promedio a lo largo del tiempo tomando en 1990 un valor igual a 0,229 y en 1998 un valor cercano a 0,25.

Según esta medida, Chaco, Tucumán, Gran Buenos Aires y Neuquén son aquellas regiones con mayor grado de desigualdad mientras que Río Gallegos, Santa Rosa, Tierra del Fuego y Paraná aquellas con menor desigualdad en promedio a lo largo de los años bajo estudio.

3.4. INDICE DE ENTROPIA DE THEIL

Un indicador resumen frecuentemente utilizado es el índice de entropía de Theil que se define como:

$$T = \frac{1}{N} \sum_i \frac{Y_i}{m} \cdot \ln \left(\frac{Y_i}{m} \right)$$

El valor calculado se puede ver para el período y los aglomerados bajo estudio en el Cuadro A5.7. En promedio y como en todos los casos previos, este indicador aumenta a lo largo del tiempo comenzando en 1990 con un valor igual a 0,164 y alcanzando un valor de 0,202 en 1998. En los períodos intermedios, el crecimiento también ha sido sostenido.

Resistencia, Tucumán, Gran Buenos Aires y Jujuy forman parte del grupo con mayor desigualdad según este índice mientras que el grupo diametralmente opuesto está formado por Río Gallegos, Santa Rosa, Tierra del Fuego y Santiago del Estero.

3.5. INDICE DE ATKINSON

El índice de Atkinson se define como

$$A = \frac{Y^*}{m}$$

donde Y^* es el ingreso igualmente distribuido que genera un nivel de bienestar similar al de la distribución actual. En este capítulo se considera una función de bienestar social tipo CES con parámetro de aversión a la desigualdad $(1-\alpha)$. De acuerdo a los valores asumidos por el parámetro a , distintos son los juicios de valores que existen con respecto a cambios en el bienestar de los individuos. Por ejemplo, a medida que a tiende a uno, la función de bienestar social se vuelve más utilitarista y la desigualdad se vuelve irrelevante, mientras que a medida que a tiende a menos infinito, la función converge a una Rawlsiana donde sólo interesa el ingreso del individuo más pobre.

En el Cuadro A5.8 se presentan los resultados luego de haber efectuado el cálculo del coeficiente de Atkinson con diferentes valores del parámetro a . Se utilizaron los siguientes valores: 0; 0,5; -0,5; -1; -10 y - infinito. Este último corresponde en términos prácticos a un valor negativo muy grande. Puede apreciarse un crecimiento en el promedio de este índice a lo largo del tiempo de la misma forma que ocurre con el resto de los indicadores.

Los ordenamientos de acuerdo a los valores que asume el coeficiente de Atkinson pueden resumirse en la siguiente tabla de acuerdo al valor del parámetro utilizado en la función de bienestar social:

CUADRO N° 38

ORDENAMIENTO SEGUN VALORES QUE ASUME EL INDICE DE ATKINSON (a)

	Aglomerados con mayor desigualdad	Aglomerados con menor desigualdad
$a = 0$	Tucumán, Resistencia Neuquén y Gran Buenos Aires	Santa Rosa, Río Gallegos, Rosario y Tierra del Fuego
$a = 0,5$	Resistencia, Tucumán, Neuquén y Gran Buenos Aires	Río Gallegos, Santa Rosa, Tierra del Fuego y Santiago
$a = -0,5$	Neuquén, Tucumán, Resistencia y Gran Buenos Aires	Santa Rosa, Río Gallegos, Rosario y La Plata
$a = -1$	Neuquén, Tucumán, Resistencia y Gran Buenos Aires	Santa Rosa, Río Gallegos, Rosario y La Plata
$a = -10$	Neuquén, Tucumán, Resistencia y Salta	Santa Rosa, Rosario, La Plata y Río Gallegos
$a = -\infty$	Neuquén, Tucumán, Resistencia y Salta	Tierra del Fuego, Santa Rosa, Rosario y La Plata

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

3.6. RELACION ENTRE LOS INDICADORES

Siguiendo el análisis descriptivo efectuado anteriormente es posible afirmar que las distintas medidas no arrojan resultados y ordenamientos muy distintos. En el Cuadro A5.9 se muestran las correlaciones simples entre las distintas medidas descriptas anteriormente. Es evidente el alto grado de correlación positiva entre las mismas en todos los años. El comportamiento de los coeficientes de Atkinson con parámetros $a = -10$ y $a = -\infty$ es diferente al de las otras medidas. Esto puede apreciarse por los bajos niveles de correlación de las mismas con el resto.

Finalmente se representa en el Gráfico A5.2 la evolución de los indicadores calculando el promedio de todos los aglomerados. Tal como se mencionó anteriormente todos experimentan un crecimiento entre puntas. También puede verse un comportamiento acentuadamente similar entre el coeficiente de Schutz y el coeficiente de Atkinson con $a = -0,5$ por un lado y del índice de Theil y el coeficiente de Atkinson con parámetro $a = 0$ por otro.

4. DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD

Esta sección presenta resultados de la estimación de un modelo simple de desigualdad distributiva para las distintas provincias argentinas. La medida resumen utilizada como indicador de la desigualdad en esta sección del trabajo es el coeficiente de Gini.

Los determinantes de la desigualdad son evaluados considerando un panel de coeficientes de Gini observados para 22 aglomerados en los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998. De acuerdo a la hipótesis de Kuznets, se estimó, en primer lugar, una relación entre el logaritmo del coeficiente de Gini ($lgini$) y el logaritmo de la energía eléctrica facturada per cápita ($leefpc$) y el cuadrado de este último ($leefpcsq$). Se utilizó esta variable en lugar del PBI per cápita dado que se asume que refleja en mejor medida la teoría subyacente a otras medidas disponibles actualmente en Argentina para las distintas provincias.

En el Cuadro A5.10 se muestran los resultados de la estimación de la relación anteriormente mencionada, incluyendo una constante y asumiendo efectos fijos específicos por provincias (en las primeras dos columnas) y efectos aleatorios (en las dos últimas columnas). En lo que respecta a los coeficientes de $leefpc$ y $leefpcsq$ en la regresión de efectos aleatorios y de acuerdo a esta muestra, no puede decirse que estos

valores resulten ser significativamente distintos de cero (los valores del estadístico t son 1,271 y $-1,399$ respectivamente). No obstante, los signos que toman éstos permite presuponer que efectivamente existe una relación en forma de U invertida entre la desigualdad y el indicador de desarrollo económico. El coeficiente de $leefpc$ es, en cambio, estadísticamente distinto de cero en la regresión estimada asumiendo efectos fijos (el estadístico t toma un valor igual a 3,981) mientras que el coeficiente de $leefpcsq$ no lo es ($t = -1,298$). Los signos de ambos coeficientes permiten asumir nuevamente la existencia de la relación explicada anteriormente. Tal como lo demuestran los valores de los respectivos R^2 , estas regresiones no tienen un alto nivel explicativo por lo que se intentaron nuevas especificaciones.

Entonces, en segundo lugar, se considera un panel que incluye además de las anteriores, algunas otras variables. Se introducen cuatro variables de control con el propósito de capturar los distintos niveles de educación completados en cada una de las regiones: cantidad de alumnos que cursaron y completaron el ciclo primario ($lprim$), cantidad de alumnos que cursaron y completaron el ciclo secundario ($lsecund$), cantidad de alumnos que cursaron y completaron el ciclo terciario no universitario ($lterc$) y cantidad de alumnos con estudios universitarios completos ($lu-niv$). Los valores de estas variables corresponden al año 1991 y están expresadas en logaritmo. Otra variable también incluida en la regresión es la tasa de deserción ($ldeserc$) también correspondiente al año 1991 en cada una de las provincias. En el Cuadro A5.11 aparecen los resultados de esta regresión. Por supuesto, los resultados de la estimación considerando efectos fijos son los mismos que los anteriores dado que las nuevas variables incluidas son distintas entre regiones pero no varían en el tiempo. Es interesante observar que los resultados obtenidos luego de suponer efectos aleatorios indican que la relación cuadrática entre el logaritmo del coeficiente de Gini y el logaritmo de la energía eléctrica facturada per cápita es estadísticamente relevante (el estadístico t es igual a 3,048 para el coeficiente de $leefpc$ y es igual a $-2,566$ para el correspondiente a $leefpcsq$). El resto de las variables de control son individual y conjuntamente no significativamente distintas de cero.

En cambio sí es importante el comportamiento de la tasa de mortalidad infantil correspondiente al año 1996.⁶⁴ La relación estimada puede valorarse en el

⁶⁴ Las tasas de natalidad y mortalidad de cada región resultan no ser significativas al momento de ser agregadas como variables de control en esta regresión.

Cuadro A5.12. Incluyendo la proporción de hogares con necesidades básicas insatisfechas (información del año 1991) como una variable explicativa adicional se obtienen los resultados presentados en el Cuadro A5.13. Con esta especificación del modelo se obtienen los mejores resultados.

De la relación estimada pueden realizarse las siguientes observaciones. Existe una relación en forma de U invertida estadísticamente significativa entre la desigualdad y el nivel de desarrollo de una región aproximado por un indicador como es la energía eléctrica facturada per cápita. El coeficiente de Gini aumenta a una tasa decreciente a medida que aumenta la energía eléctrica facturada per cápita hasta alcanzar un máximo y luego decrece. Los coeficientes significativamente distintos de cero son 0,1327 para logaritmo de energía eléctrica facturado per cápita (*leefpc*) y $-0,0691$ para la misma variable elevada al cuadrado (*leefpcsq*).

Los valores que asumen los coeficientes de las variables educativas permiten inferir que aquellas regiones con mayores proporciones de alumnos en el ciclo primario, terciario y universitario tienen un mayor grado de desigualdad en la distribución del ingreso. En cambio sucede lo contrario en aquellas regiones con mayor cantidad de alumnos en términos relativos en el secundario. El coeficiente es igual a $-0,3721$ y es significativamente distinto de cero. También se puede observar que las regiones que tienen un índice de necesidades básicas insatisfechas más alto son aquellas donde existe un mayor grado de desigualdad.

Por último, se intentó cuantificar el efecto del desempleo sobre el coeficiente de Gini. En primer lugar, se efectuó simplemente una regresión del logaritmo del coeficiente de Gini sobre el logaritmo de la tasa de desempleo (*ldeempl*). Los valores estimados aparecen en el Cuadro A5.14. Los valores de los coeficientes de la variable tasa de desempleo en las regresiones asumiendo por un lado efectos fijos y por otro efectos aleatorios son bastante similares. En ambos casos el valor es positivo corroborando una correlación directa entre la tasa de desempleo y la desigualdad en la distribución de ingresos.

Se incorporaron, siguiendo la metodología anterior, las variables de control presentadas previamente. Las regresiones arrojaron los resultados condensados en los Cuadros A5.15 y A5.16. El valor del coeficiente del logaritmo de la tasa de des-

empleo está comprendido entre 0,0339 y 0,0461 según las distintas regresiones cuando diferentes variables de control son incorporadas en la estimación.

5. CONCLUSIONES

El análisis descriptivo realizado permite concluir que existe un alto grado de concordancia entre la mayoría de los indicadores comúnmente utilizados en estudios empíricos. También se puede observar que todos los indicadores experimentan un crecimiento entre puntas evidenciando un comportamiento relativamente estable en los períodos intermedios. Los ordenamientos que surgen con respecto a los índices de desigualdad decreciente también son altamente semejantes.

El análisis empírico efectuado posteriormente sugiere la relevancia de la hipótesis de Kuznets para el caso de las regiones de Argentina: existe una relación de U invertida entre el índice utilizado para describir la desigualdad y la variable que captura distintos niveles de desarrollo. Esto es compatible con resultados obtenidos para casos similares, donde también se observa que en distintos grados de desarrollo de la economía la desigualdad se ve afectada de distinta forma. Se puede concluir con esto que los distintos niveles de desarrollo de las regiones de la República Argentina son un factor relevante para explicar las disparidades interregionales en la inequidad distributiva y que el fenómeno de elevados grados de disparidad distributiva se corresponde con niveles intermedios de desarrollo.

Tal como se señalara en la introducción, los resultados de este trabajo señalan una nueva faceta en lo que respecta a la coordinación entre políticas de índole nacional y regional. A la luz de los resultados empíricos obtenidos, una medida global de política económica o social orientada a mejorar la distribución del ingreso ignora el hecho documentado por este trabajo: que el problema de la distribución desigual del ingreso presenta un claro componente regional, el cual puede ser en parte atribuido al desigual desarrollo de las distintas regiones. De este modo, es aconsejable una adecuada complementación entre políticas globales y locales orientadas a mejorar la distribución del ingreso.

6. ANEXO

CUDRO A5.1
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE VARIACION

	Aglomerados	Evolución					Ranking *					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar****	
1	Bahía Blanca	0,5939	0,6077	0,7821			11	19	2			0,6612	0,1049	9	24	
2	Gran Buenos Aires	0,7259	0,6813		0,7421	0,7992	2	7		2	3	0,7371	0,0487	4	12	
3	La Plata	0,5475	0,7248	0,5576		0,6106	18	4	19		19	0,6101	0,0813	17	22	
4	Catamarca	0,6306	0,6778	0,7164	0,6089		7	8	5	15		0,6584	0,0482	10	10	
5	Resistencia	0,6695	0,8518	0,7221	0,7127	0,8687	6	1	4	4	1	0,7650	0,0894	1	23	
6	Comodoro Rivad.		0,5865	0,6082	0,6015	0,6886		20	15	16	10	0,6212	0,0458	15	9	
7	Córdoba	0,5421	0,6231	0,6107		0,6222	20	15	14		16	0,5995	0,0387	21	6	
8	Corrientes	0,5927	0,6759		0,6375	0,6726	12	10		13	12	0,6447	0,0388	12	7	
9	Paraná	0,5224	0,6154	0,6113	0,6389	0,6400	21	17	13	12	14	0,6056	0,0483	20	11	
10	Formosa	0,6291	0,6773	0,6962	0,7111	0,7883	8	9	6	5	4	0,7004	0,0580	7	14	
11	Jujuy	0,7161	0,7925	0,6882	0,6566	0,8491	3	3	7	8	2	0,7405	0,0788	3	21	
12	Santa Rosa	0,5645	0,5256	0,5486		0,5210	16	24	20		22	0,5399	0,0203	24	2	
13	La Rioja	0,5690	0,6116	0,6852	0,6164	0,7514	14	18	8	14	6	0,6467	0,0718	11	20	
14	Mendoza	0,6152	0,6561	0,6638	0,6516	0,6277	10	11	9	9	15	0,6429	0,0205	13	3	
15	Posadas	0,5617	0,8167	0,7283	0,7246		17	2	3	3		0,7078	0,1063	6	25	
16	Neuquén	0,6840	0,7154	0,6516	0,7762	0,7457	4	6	11	1	8	0,7146	0,0491	5	13	
17	Salta	0,5809	0,6177	0,6273	0,6695	0,6956	13	16	12	7	9	0,6382	0,0450	14	8	
18	San Juan	0,6234	0,6320	0,6019	0,7067	0,7674	9	13	17	6	5	0,6663	0,0690	8	18	
19	San Luis	0,5091	0,5576	0,6617	0,6479	0,6539	22	22	10	10	13	0,6060	0,0687	19	17	
20	Río Gallegos	0,4738	0,5592	0,5016	0,5320	0,5586	23	21	22	19	21	0,5250	0,0372	25	5	
21	Rosario	0,5457	0,6502	0,5890		0,6738	19	12	18		11	0,6147	0,0582	16	15	
22	Santa Fe	0,6771	0,6238		0,5180	0,6130	5	14		20	18	0,6080	0,0662	18	16	
23	Santiago del Estero			0,6052	0,5660	0,5772			16	18	20	0,5828	0,0202	22	1	
24	Tierra del Fuego	0,5673	0,5542	0,5380	0,5907	0,6138	15	23	21	17	17	0,5728	0,0300	23	4	
25	Tucumán	0,8107	0,7180	0,8111	0,6447	0,7466	1	5	1	11	7	0,7462	0,0698	2	19	
	Promedio	0,6066	0,6563	0,6457	0,6477	0,6857										
	Desvío estándar	0,0791	0,0829	0,0789	0,0683	0,0936										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.2

DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA FAMILIAR POR DECIL. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ. AÑO 1990-1998

AÑO 1990

Aglomerados	Deciles										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 Bahía Blanca	0,00%	3,87%	8,73%	14,89%	22,47%	29,42%	37,96%	47,07%	59,44%	75,31%	100,00%
2 Gran Buenos Aires	0,00%	3,40%	7,53%	13,55%	19,64%	25,46%	34,09%	43,38%	55,32%	70,97%	100,00%
3 La Plata	0,00%	4,10%	9,43%	15,96%	23,32%	29,58%	38,28%	48,66%	62,38%	76,76%	100,00%
4 Catamarca	0,00%	2,98%	7,69%	13,28%	20,10%	27,79%	37,01%	46,80%	58,60%	74,17%	100,00%
5 Resistencia	0,00%	2,69%	7,10%	12,33%	19,04%	26,56%	34,66%	45,11%	56,87%	73,46%	100,00%
6 Comodoro Rivad.											
7 Córdoba	0,00%	3,42%	8,03%	14,27%	21,39%	29,23%	39,16%	49,55%	62,07%	77,35%	100,00%
8 Corrientes	0,00%	2,74%	7,05%	13,31%	19,84%	27,87%	37,31%	47,66%	60,64%	75,87%	100,00%
9 Paraná	0,00%	3,52%	8,63%	14,24%	22,62%	32,21%	40,99%	51,00%	63,44%	77,23%	100,00%
10 Formosa	0,00%	2,72%	7,20%	12,61%	18,86%	26,45%	35,18%	45,36%	59,57%	75,14%	100,00%
11 Jujuy	0,00%	2,56%	7,58%	13,19%	19,39%	26,51%	34,71%	43,78%	55,64%	71,25%	100,00%
12 Santa Rosa	0,00%	3,54%	8,52%	14,82%	21,47%	28,55%	37,99%	48,89%	61,58%	76,30%	100,00%
13 La Rioja	0,00%	3,11%	8,22%	14,18%	21,26%	29,17%	38,68%	49,11%	60,63%	76,26%	100,00%
14 Mendoza	0,00%	3,31%	8,03%	13,77%	20,51%	28,38%	36,85%	47,14%	59,39%	74,57%	100,00%
15 Posadas	0,00%	2,87%	7,54%	13,45%	20,17%	28,82%	37,17%	47,88%	62,18%	77,45%	100,00%
16 Neuquén	0,00%	2,45%	6,56%	11,47%	18,17%	25,04%	34,29%	45,41%	57,91%	72,73%	100,00%
17 Salta	0,00%	2,76%	7,43%	13,27%	20,22%	28,66%	38,27%	48,22%	61,05%	76,06%	100,00%
18 San Juan	0,00%	2,84%	7,67%	13,53%	20,34%	28,17%	36,95%	47,33%	59,77%	74,12%	100,00%
19 San Luis	0,00%	3,56%	8,59%	14,86%	22,38%	30,98%	40,39%	50,46%	63,10%	78,32%	100,00%
20 Río Gallegos	0,00%	3,92%	8,98%	15,62%	23,20%	31,70%	41,04%	52,75%	65,19%	79,08%	100,00%
21 Rosario	0,00%	3,85%	8,88%	15,55%	23,58%	30,42%	38,69%	49,66%	61,40%	76,80%	100,00%
22 Santa Fe	0,00%	3,43%	8,33%	14,30%	21,27%	28,47%	35,90%	46,01%	57,12%	71,99%	100,00%
23 Santiago del Estero											
24 Tierra del Fuego											
25 Tucumán	0,00%	2,45%	6,31%	11,01%	16,44%	22,81%	30,79%	40,15%	52,32%	68,81%	100,00%
45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%
Promedio	0,00%	3,19%	7,91%	13,79%	20,71%	28,28%	37,11%	47,33%	59,80%	75,00%	100,00%
Desvío estándar	0,00%	0,51%	0,81%	1,26%	1,80%	2,21%	2,48%	2,81%	3,04%	2,61%	0,00%
Máximo	0,00%	4,10%	9,43%	15,96%	23,58%	32,21%	41,04%	52,75%	65,19%	79,08%	100,00%
Mínimo	0,00%	2,45%	6,31%	11,01%	16,44%	22,81%	30,79%	40,15%	52,32%	68,81%	100,00%

Continúa

CUADRO A5.2
DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA
FAMILIAR POR DECIL. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ. AÑOS 1990-1998

Continuación

AÑO 1992

Aglomerados		Deciles										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	Bahía Blanca	0,00%	3,01%	8,29%	13,85%	19,23%	27,18%	36,18%	46,71%	61,09%	75,37%	100,00%
2	Gran Buenos Aires	0,00%	2,92%	7,56%	11,47%	17,66%	25,30%	34,23%	44,33%	56,81%	73,31%	100,00%
3	La Plata	0,00%	2,87%	8,21%	12,50%	18,27%	25,41%	33,64%	43,89%	56,92%	70,86%	100,00%
4	Catamarca	0,00%	2,91%	7,26%	13,10%	19,53%	27,11%	35,66%	46,82%	57,84%	72,17%	100,00%
5	Resistencia	0,00%	2,59%	6,77%	11,39%	17,46%	24,12%	31,21%	41,05%	51,95%	66,53%	100,00%
6	Comodoro Rivad.	0,00%	3,03%	8,22%	14,25%	21,39%	30,13%	38,19%	48,18%	59,82%	75,63%	100,00%
7	Córdoba	0,00%	3,10%	7,80%	13,61%	19,80%	28,16%	37,79%	48,02%	60,50%	73,87%	100,00%
8	Corrientes	0,00%	3,28%	8,05%	14,04%	20,56%	28,98%	37,05%	48,04%	58,32%	71,62%	100,00%
9	Paraná	0,00%	3,33%	8,16%	14,13%	20,26%	27,86%	36,43%	46,16%	59,02%	75,03%	100,00%
10	Formosa	0,00%	2,80%	7,23%	13,00%	19,42%	27,35%	35,81%	45,54%	57,79%	72,31%	100,00%
11	Jujuy	0,00%	2,84%	7,27%	12,39%	18,27%	25,13%	33,69%	43,85%	54,69%	68,07%	100,00%
12	Santa Rosa	0,00%	3,51%	9,16%	14,78%	20,72%	29,57%	39,19%	49,60%	63,14%	78,16%	100,00%
13	La Rioja	0,00%	3,15%	7,59%	13,58%	20,74%	27,47%	36,89%	46,96%	58,85%	75,31%	100,00%
14	Mendoza	0,00%	3,05%	8,00%	13,80%	19,60%	27,25%	36,30%	46,80%	58,00%	73,03%	100,00%
15	Posadas	0,00%	3,04%	7,25%	11,93%	17,70%	25,04%	33,32%	42,67%	53,21%	67,41%	100,00%
16	Neuquén	0,00%	2,55%	6,49%	11,63%	17,65%	24,89%	34,30%	44,01%	56,56%	71,54%	100,00%
17	Salta	0,00%	2,78%	7,67%	13,82%	20,38%	27,50%	37,09%	47,59%	58,89%	74,78%	100,00%
18	San Juan	0,00%	3,14%	8,00%	13,89%	20,62%	29,30%	37,14%	47,34%	59,47%	73,54%	100,00%
19	San Luis	0,00%	3,44%	8,65%	15,37%	22,47%	30,67%	40,98%	51,23%	62,18%	75,49%	100,00%
20	Río Gallegos	0,00%	3,66%	8,22%	14,49%	21,47%	29,48%	39,18%	49,03%	61,19%	76,46%	100,00%
21	Rosario	0,00%	3,62%	8,83%	15,51%	20,02%	28,13%	37,23%	47,85%	58,62%	72,83%	100,00%
22	Santa Fe	0,00%	3,14%	7,99%	13,87%	19,47%	26,67%	35,66%	46,65%	59,65%	74,66%	100,00%
23	Santiago del Estero											
24	Tierra del Fuego	0,00%	2,88%	7,93%	14,03%	21,54%	30,93%	40,06%	49,42%	62,40%	76,44%	100,00%
25	Tucumán	0,00%	2,69%	6,89%	11,51%	18,18%	26,45%	34,28%	44,05%	56,35%	71,26%	100,00%
	45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%
	Promedio	0,00%	3,06%	7,81%	13,42%	19,68%	27,50%	36,31%	46,49%	58,47%	73,15%	100,00%
	Desvío estándar	0,00%	0,30%	0,65%	1,20%	1,41%	1,92%	2,32%	2,42%	2,74%	2,92%	0,00%
	Máximo	0,00%	3,66%	9,16%	15,51%	22,47%	30,93%	40,98%	51,23%	63,14%	78,16%	100,00%
	Mínimo	0,00%	2,55%	6,49%	11,39%	17,46%	24,12%	31,21%	41,05%	51,95%	66,53%	100,00%

Continúa

CUADRO A5.2
DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA
FAMILIAR POR DECIL. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ. AÑOS 1990-1998

Continuación

AÑO 1994

Aglomerados	Deciles										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 Bahía Blanca	0,00%	3,03%	7,10%	11,95%	17,40%	23,98%	32,30%	42,32%	54,09%	69,06%	100,00%
2 Gran Buenos Aires											
3 La Plata	0,00%	3,44%	8,65%	15,37%	22,47%	30,67%	40,98%	51,23%	62,18%	75,49%	100,00%
4 Catamarca	0,00%	3,23%	7,29%	12,50%	18,73%	25,85%	33,80%	43,55%	55,95%	71,36%	100,00%
5 Resistencia	0,00%	2,84%	7,64%	13,15%	18,80%	25,25%	33,46%	43,92%	55,71%	71,16%	100,00%
6 Comodoro Rivad.	0,00%	2,87%	7,91%	13,64%	20,12%	28,27%	37,29%	48,33%	60,17%	74,68%	100,00%
7 Córdoba	0,00%	3,04%	8,03%	13,35%	19,96%	28,27%	36,77%	47,71%	59,94%	74,78%	100,00%
8 Corrientes											
9 Paraná	0,00%	2,97%	7,82%	14,37%	20,92%	28,24%	36,93%	46,82%	59,29%	74,93%	100,00%
10 Formosa	0,00%	2,74%	7,39%	12,75%	19,61%	26,81%	35,45%	45,00%	56,28%	71,85%	100,00%
11 Jujuy	0,00%	3,48%	8,19%	14,57%	21,32%	28,06%	37,96%	46,99%	57,18%	71,26%	100,00%
12 Santa Rosa	0,00%	3,95%	8,82%	13,85%	21,13%	29,40%	39,09%	48,48%	61,30%	77,51%	100,00%
13 La Rioja	0,00%	2,96%	7,69%	13,15%	19,69%	26,78%	35,38%	45,49%	57,36%	72,00%	100,00%
14 Mendoza	0,00%	2,91%	7,22%	12,97%	19,14%	26,20%	34,72%	44,84%	57,77%	73,47%	100,00%
15 Posadas	0,00%	2,82%	7,23%	12,29%	18,84%	25,85%	34,25%	43,81%	55,87%	70,72%	100,00%
16 Neuquén	0,00%	2,30%	6,14%	11,49%	17,83%	25,03%	34,53%	45,44%	57,75%	74,96%	100,00%
17 Salta	0,00%	3,03%	8,30%	13,79%	21,16%	28,80%	37,63%	47,10%	59,25%	73,79%	100,00%
18 San Juan	0,00%	3,14%	7,81%	13,48%	20,48%	28,40%	37,40%	47,15%	59,75%	75,30%	100,00%
19 San Luis	0,00%	2,98%	7,85%	14,19%	20,72%	27,95%	36,88%	46,24%	58,67%	72,48%	100,00%
20 Río Gallegos	0,00%	3,58%	8,65%	15,48%	22,26%	30,67%	40,10%	50,59%	63,60%	78,72%	100,00%
21 Rosario	0,00%	3,87%	9,20%	14,50%	20,76%	28,88%	37,84%	48,16%	60,67%	75,16%	100,00%
22 Santa Fe											
23 Santiago del Estero	0,00%	2,73%	7,21%	12,83%	19,34%	26,83%	35,82%	47,59%	60,12%	75,75%	100,00%
24 Tierra del Fuego	0,00%	3,01%	7,93%	13,77%	21,15%	29,51%	38,99%	51,03%	62,62%	77,44%	100,00%
25 Tucumán	0,00%	2,49%	6,59%	11,00%	16,86%	23,63%	32,04%	40,84%	52,15%	68,51%	100,00%
45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%
Promedio	0,00%	3,06%	7,76%	13,38%	19,94%	27,42%	36,35%	46,48%	58,53%	73,65%	100,00%
Desvío estándar	0,00%	0,40%	0,73%	1,15%	1,48%	1,97%	2,40%	2,70%	2,84%	2,71%	0,00%
Máximo	0,00%	3,95%	9,20%	15,48%	22,47%	30,67%	40,98%	51,23%	63,60%	78,72%	100,00%
Mínimo	0,00%	2,30%	6,14%	11,00%	16,86%	23,63%	32,04%	40,84%	52,15%	68,51%	100,00%

Continúa

CUADRO A5.2
DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA
FAMILIAR POR DECIL. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ. AÑOS 1990-1998

Continuación

AÑO 1996

Aglomerados	Deciles											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1 Bahía Blanca												
2 Gran Buenos Aires	0,00%	2,85%	7,19%	11,63%	17,81%	24,75%	32,43%	42,56%	54,61%	70,95%	100,00%	
3 La Plata												
4 Catamarca	0,00%	3,10%	7,47%	13,36%	19,46%	27,36%	36,34%	47,53%	59,16%	75,54%	100,00%	
5 Resistencia	0,00%	2,43%	6,77%	11,97%	18,34%	26,00%	35,26%	44,35%	57,04%	71,28%	100,00%	
6 Comodoro Rivad.	0,00%	2,94%	7,62%	13,51%	21,21%	29,53%	38,49%	48,69%	60,01%	74,71%	100,00%	
7 Córdoba												
8 Corrientes	0,00%	2,99%	8,08%	14,19%	20,38%	28,21%	37,16%	47,86%	58,89%	73,39%	100,00%	
9 Paraná	0,00%	3,08%	7,74%	13,55%	20,26%	28,69%	38,17%	48,30%	59,11%	73,16%	100,00%	
10 Formosa	0,00%	2,99%	7,38%	12,61%	18,45%	25,82%	34,51%	44,22%	56,70%	71,32%	100,00%	
11 Jujuy	0,00%	2,73%	7,38%	12,59%	19,45%	27,82%	36,53%	46,64%	57,75%	73,22%	100,00%	
12 Santa Rosa												
13 La Rioja	0,00%	3,22%	7,81%	13,44%	20,15%	28,10%	36,23%	46,78%	59,36%	74,83%	100,00%	
14 Mendoza	0,00%	2,51%	7,08%	12,70%	19,04%	26,57%	34,51%	44,53%	58,30%	74,33%	100,00%	
15 Posadas	0,00%	2,60%	6,80%	12,87%	19,08%	26,27%	34,83%	44,03%	55,73%	70,83%	100,00%	
16 Neuquén	0,00%	1,70%	5,60%	10,31%	16,61%	23,84%	32,57%	42,65%	55,25%	69,49%	100,00%	
17 Salta	0,00%	2,08%	6,52%	11,53%	18,24%	26,72%	35,72%	45,20%	57,24%	73,52%	100,00%	
18 San Juan	0,00%	2,70%	7,27%	12,71%	19,36%	26,03%	35,31%	44,35%	56,50%	71,49%	100,00%	
19 San Luis	0,00%	2,44%	7,15%	12,62%	19,26%	27,70%	36,43%	46,69%	58,57%	73,56%	100,00%	
20 Río Gallegos	0,00%	2,86%	8,06%	14,12%	21,45%	29,72%	39,41%	49,73%	62,32%	77,98%	100,00%	
21 Rosario												
22 Santa Fe	0,00%	3,46%	8,77%	15,35%	21,39%	30,89%	38,98%	50,26%	62,21%	79,04%	100,00%	
23 Santiago del Estero	0,00%	3,23%	8,21%	14,32%	21,51%	29,45%	39,22%	49,70%	61,09%	76,02%	100,00%	
24 Tierra del Fuego	0,00%	2,38%	7,16%	12,88%	19,81%	27,61%	36,18%	46,79%	60,28%	76,82%	100,00%	
25 Tucumán	0,00%	2,32%	6,69%	12,41%	18,15%	26,45%	37,01%	45,82%	58,83%	74,38%	100,00%	
45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%	
Promedio	0,00%	2,73%	7,34%	12,93%	19,47%	27,38%	36,27%	46,34%	58,45%	73,79%	100,00%	
Desvío estándar	0,00%	0,43%	0,70%	1,13%	1,33%	1,76%	1,98%	2,32%	2,14%	2,50%	0,00%	
Máximo	0,00%	3,46%	8,77%	15,35%	21,51%	30,89%	39,41%	50,26%	62,32%	79,04%	100,00%	
Mínimo	0,00%	1,70%	5,60%	10,31%	16,61%	23,84%	32,43%	42,56%	54,61%	69,49%	100,00%	

Continúa

CUADRO A5.2
DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA
FAMILIAR POR DECIL. DATOS PARA CONSTRUIR CURVAS DE LORENZ. AÑOS 1990-1998

Continuación

AÑO 1998

Aglomerados		Deciles										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	Bahía Blanca											
2	Gran Buenos Aires	0,00%	2,45%	6,61%	11,09%	16,82%	23,57%	31,70%	41,43%	53,26%	68,76%	100,00%
3	La Plata	0,00%	3,15%	7,59%	13,37%	19,79%	28,33%	37,64%	48,17%	59,82%	74,66%	100,00%
4	Catamarca											
5	Resistencia	0,00%	2,19%	5,91%	11,19%	16,81%	23,24%	30,30%	38,73%	49,18%	67,05%	100,00%
6	Comodoro Rivad.	0,00%	2,58%	7,38%	12,81%	18,96%	26,76%	35,64%	46,00%	57,60%	71,85%	100,00%
7	Córdoba	0,00%	2,66%	7,33%	13,24%	20,13%	27,83%	37,20%	48,21%	60,52%	74,07%	100,00%
8	Corrientes	0,00%	2,80%	7,33%	12,32%	18,53%	25,67%	34,27%	44,80%	57,26%	73,33%	100,00%
9	Paraná	0,00%	2,84%	7,15%	12,89%	20,37%	27,93%	37,15%	48,25%	59,37%	73,37%	100,00%
10	Formosa	0,00%	2,58%	6,47%	11,46%	17,21%	24,47%	32,00%	41,58%	54,75%	68,91%	100,00%
11	Jujuy	0,00%	2,54%	6,22%	11,18%	17,08%	23,64%	31,55%	40,69%	51,22%	66,90%	100,00%
12	Santa Rosa	0,00%	4,29%	9,41%	14,89%	22,10%	30,16%	40,47%	50,27%	63,01%	77,56%	100,00%
13	La Rioja	0,00%	2,78%	7,49%	12,48%	18,64%	26,28%	34,62%	44,30%	54,95%	69,66%	100,00%
14	Mendoza	0,00%	3,27%	7,65%	13,46%	19,84%	27,31%	35,39%	46,08%	59,61%	74,53%	100,00%
15	Posadas											
16	Neuquén	0,00%	2,13%	6,16%	11,64%	17,49%	25,22%	34,40%	43,61%	54,57%	70,57%	100,00%
17	Salta	0,00%	2,26%	6,19%	10,91%	17,50%	25,04%	33,15%	43,28%	56,41%	73,21%	100,00%
18	San Juan	0,00%	2,84%	7,54%	12,69%	18,20%	25,85%	33,55%	43,60%	54,70%	69,17%	100,00%
19	San Luis	0,00%	3,00%	7,99%	13,62%	20,31%	28,61%	36,93%	47,07%	58,32%	72,79%	100,00%
20	Río Gallegos	0,00%	2,62%	7,14%	13,41%	20,63%	28,85%	38,37%	48,61%	61,95%	77,21%	100,00%
21	Rosario	0,00%	3,08%	7,67%	13,91%	20,49%	28,16%	35,77%	46,03%	57,45%	72,26%	100,00%
22	Santa Fe	0,00%	2,98%	8,47%	13,84%	20,27%	28,27%	36,98%	47,11%	59,68%	74,68%	100,00%
23	Santiago del Estero	0,00%	2,92%	7,47%	13,58%	20,83%	28,72%	37,99%	48,25%	60,72%	76,26%	100,00%
24	Tierra del Fuego	0,00%	2,49%	6,78%	12,64%	19,81%	27,94%	37,16%	48,07%	60,08%	74,79%	100,00%
25	Tucumán	0,00%	2,25%	6,78%	11,75%	18,02%	25,40%	32,95%	43,65%	55,39%	70,31%	100,00%
	45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%
	Promedio	0,00%	2,76%	7,22%	12,65%	19,08%	26,69%	35,24%	45,36%	57,26%	72,36%	100,00%
	Desvío estándar	0,00%	0,46%	0,82%	1,09%	1,53%	1,96%	2,61%	3,03%	3,50%	3,09%	0,00%
	Máximo	0,00%	4,29%	9,41%	14,89%	22,10%	30,16%	40,47%	50,27%	63,01%	77,56%	100,00%
	Mínimo	0,00%	2,13%	5,91%	10,91%	16,81%	23,24%	30,30%	38,73%	49,18%	66,90%	100,00%

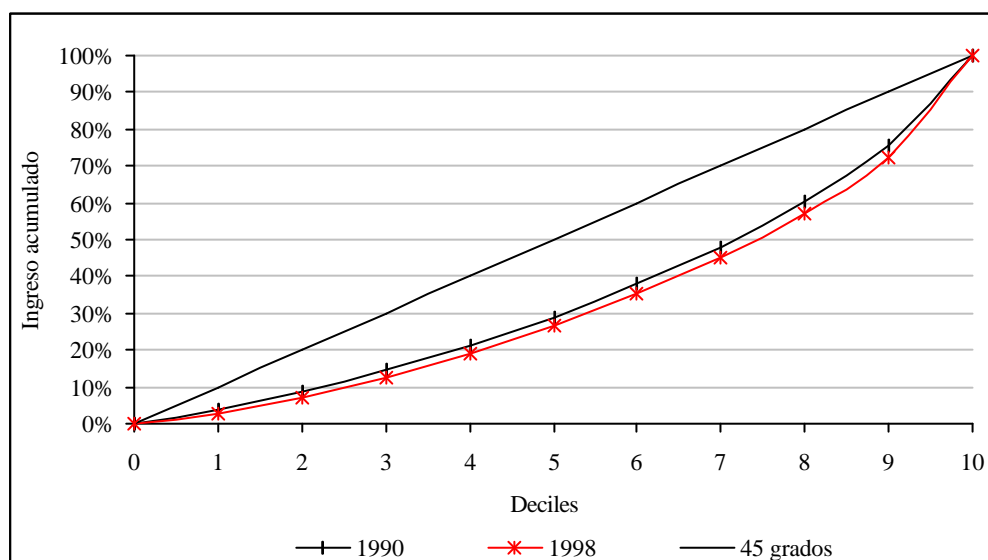
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.3
DISTRIBUCION DE LA PROPORCION DEL INGRESO AJUSTADO PER CAPITA FAMILIAR POR DECIL. PROMEDIO. AÑOS 1990-1998

Año	Deciles										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1990	0,00%	4,08%	8,77%	14,60%	21,47%	29,03%	37,83%	48,01%	60,35%	75,38%	100,00%
1992	0,00%	3,06%	7,81%	13,42%	19,68%	27,50%	36,31%	46,49%	58,47%	73,15%	100,00%
1994	0,00%	3,06%	7,76%	13,38%	19,94%	27,42%	36,35%	46,48%	58,53%	73,65%	100,00%
1996	0,00%	2,73%	7,34%	12,93%	19,47%	27,38%	36,27%	46,34%	58,45%	73,79%	100,00%
1998	0,00%	2,76%	7,22%	12,65%	19,08%	26,69%	35,24%	45,36%	57,26%	72,36%	100,00%
45 grados	0,00%	10,00%	20,00%	30,00%	40,00%	50,00%	60,00%	70,00%	80,00%	90,00%	100,00%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A5.1
CURVA DE LORENZ. AÑOS 1990 Y 1998



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.4
TABLA DE CORRELACIONES ENTRE LOS COEFICIENTES DE GINI. AÑOS 1990-1998

	gini90	gini92	gini94	gini96	gini98
gini90	1,0000				
gini92	0,7966	1,0000			
gini94	0,8241	0,6222	1,0000		
gini96	0,6172	0,5399	0,5553	1,0000	
gini98	0,7417	0,8301	0,5258	0,6055	1,0000

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.5
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE GINI

Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking	
	1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****
1 Bahía Blanca	0,3017	0,3182	0,3775	0,3222		14	16	2	12		0,3299	0,0330	12	25
2 Gran Buenos Aires	0,3533	0,3528		0,3704	0,3886	2	7		2	3	0,3663	0,0170	3	8
3 La Plata	0,2830	0,3548		0,3085	0,3150	18	6		18	19	0,3153	0,0297	16	22
4 Catamarca	0,3232	0,3352	0,3555	0,3214		8	9	5	13		0,3338	0,0157	8	7
5 Resistencia	0,3444	0,3938	0,3561	0,3531	0,4108	5	1	4	4	1	0,3717	0,0290	1	21
6 Comodoro Rivad.		0,3023	0,3134	0,3066	0,3409		20	17	19	11	0,3158	0,0173	15	9
7 Córdoba	0,2911	0,3147	0,3163		0,3176	17	19	13		17	0,3099	0,0126	18	3
8 Corrientes	0,3154	0,3201		0,3177	0,3474	11	12		16	10	0,3252	0,0149	14	6
9 Paraná	0,2723	0,3192	0,3154	0,3159	0,3213	21	13	14	17	15	0,3088	0,0206	19	14
10 Formosa	0,3339	0,3375	0,3442	0,3520	0,3811	6	8	7	5	4	0,3497	0,0189	6	12
11 Jujuy	0,3508	0,3676	0,3220	0,3317	0,3980	4	3	12	10	2	0,3540	0,0302	5	23
12 Santa Rosa	0,2967	0,2843	0,2930		0,2757	16	23	19		22	0,2874	0,0094	24	1
13 La Rioja	0,2987	0,3189	0,3390	0,3202	0,3576	15	15	9	14	9	0,3269	0,0223	13	16
14 Mendoza	0,3161	0,3283	0,3415	0,3409	0,3257	10	10	8	8	13	0,3305	0,0107	10	2
15 Posadas	0,3049	0,3769	0,3567	0,3539		13	2	3	3		0,3481	0,0305	7	24
16 Neuquén	0,3520	0,3607	0,3491	0,3840	0,3684	3	4	6	1	5	0,3628	0,0141	4	4
17 Salta	0,3081	0,3190	0,3143	0,3464	0,3641	12	14	15	7	7	0,3304	0,0239	11	18
18 San Juan	0,3185	0,3151	0,3142	0,3485	0,3637	9	17	16	6	8	0,3320	0,0227	9	17
19 San Luis	0,2747	0,2790	0,3241	0,3312	0,3227	20	24	10	11	14	0,3063	0,0271	22	20
20 Río Gallegos	0,2570	0,2936	0,2727	0,2887	0,3024	22	21	21	21	21	0,2829	0,0181	25	10
21 Rosario	0,2823	0,3147	0,3019		0,3303	19	18	18		12	0,3073	0,0203	21	13
22 Santa Fe	0,3264	0,3245		0,2793	0,3154	7	11		22	18	0,3114	0,0219	17	15
23 Santiago del Estero			0,3236	0,2945	0,3065			11	20	20	0,3082	0,0146	20	5
24 Tierra del Fuego		0,2888	0,2891	0,3202	0,3205		22	20	15	16	0,3046	0,0181	23	11
25 Tucumán	0,3978	0,3567	0,3918	0,3359	0,3670	1	5	1	9	6	0,3698	0,0255	2	19
Promedio	0,3137	0,3282	0,3291	0,3292	0,3428									
Desvío estándar	0,0329	0,0297	0,0294	0,0259	0,0345									

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.6
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE SCHUTZ

	Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****	
1	Bahía Blanca	0,2293	0,2382	0,2770			11	12	2			0,2482	0,0254	8	3	
2	Gran Buenos Aires	0,2662	0,2577		0,2757	0,2857	2	7		1	3	0,2713	0,0121	3	20	
3	La Plata	0,2172	0,2636	0,1933		0,2236	16	3	22		19	0,2244	0,0292	18	1	
4	Catamarca	0,2320	0,2434	0,2645	0,2366		8	10	4	12		0,2441	0,0144	10	16	
5	Resistencia	0,2534	0,2895	0,2654	0,2565	0,3127	5	1	3	5	1	0,2755	0,0252	1	4	
6	Comodoro Rivad.		0,2182	0,2271	0,2151	0,2436		20	17	17	12	0,2260	0,0128	17	18	
7	Córdoba	0,2084	0,2221	0,2323		0,2280	20	19	12		18	0,2227	0,0104	20	21	
8	Corrientes	0,2269	0,2295		0,2284	0,2573	13	15		15	9	0,2355	0,0146	14	15	
9	Paraná	0,1901	0,2384	0,2318	0,2183	0,2285	22	11	13	16	16	0,2214	0,0190	21	9	
10	Formosa	0,2482	0,2446	0,2500	0,2578	0,2842	6	8	8	4	4	0,2569	0,0160	5	13	
11	Jujuy	0,2622	0,2631	0,2301	0,2347	0,2931	3	4	14	14	2	0,2566	0,0254	6	2	
12	Santa Rosa	0,2201	0,2081	0,2152		0,2003	14	22	19		22	0,2109	0,0086	24	24	
13	La Rioja	0,2132	0,2311	0,2462	0,2377	0,2570	17	14	9	11	10	0,2370	0,0165	13	12	
14	Mendoza	0,2315	0,2370	0,2528	0,2549	0,2461	9	13	7	7	11	0,2445	0,0100	9	23	
15	Posadas	0,2283	0,2733	0,2619	0,2597		12	2	5	3		0,2558	0,0193	7	8	
16	Neuquén	0,2571	0,2599	0,2547	0,2743	0,2639	4	5	6	2	8	0,2620	0,0077	4	25	
17	Salta	0,2178	0,2291	0,2290	0,2480	0,2685	15	16	15	8	6	0,2385	0,0200	12	7	
18	San Juan	0,2305	0,2286	0,2285	0,2565	0,2645	10	17	16	6	7	0,2417	0,0174	11	10	
19	San Luis	0,1961	0,1933	0,2376	0,2357	0,2307	21	24	11	13	14	0,2187	0,0221	23	5	
20	Río Gallegos	0,1896	0,2097	0,1990	0,2059	0,2163	23	21	21	20	21	0,2041	0,0102	25	22	
21	Rosario	0,2131	0,2277	0,2216		0,2423	18	18	18		13	0,2262	0,0123	16	19	
22	Santa Fe	0,2410	0,2434		0,2102	0,2302	7	9		18	15	0,2312	0,0151	15	14	
23	Santiago del Estero			0,2418	0,2078	0,2201			10	19	20	0,2232	0,0173	19	11	
24	Tierra del Fuego	0,2131	0,2058	0,2101	0,2382	0,2284	19	23	20	10	17	0,2191	0,0137	22	17	
25	Tucumán	0,2985	0,2595	0,2916	0,2474	0,2705	1	6	1	9	5	0,2735	0,0214	2	6	
	Promedio	0,2297	0,2381	0,2392	0,2400	0,2498										
	Desvío estándar	0,0260	0,0232	0,0245	0,0210	0,0284										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.7
EVOLUCION DEL INDICE DE THEIL

	Agglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****	
1	Bahía Blanca	0,1528	0,1670	0,2454			13	18	2			0,1884	0,0499	9	25	
2	Gran Buenos Aires	0,2156	0,2046		0,2303	0,2588	2	7		2	3	0,2274	0,0235	3	12	
3	La Plata	0,1336	0,2175	0,1354		0,1647	19	5	21		19	0,1628	0,0392	17	21	
4	Catamarca	0,1737	0,1930	0,2132	0,1677		8	9	5	15		0,1869	0,0206	10	8	
5	Resistencia	0,1961	0,2782	0,2163	0,2140	0,2977	5	1	4	4	1	0,2405	0,0446	1	24	
6	Comodoro Rivad.		0,1531	0,1638	0,1593	0,1995		20	16	17	10	0,1690	0,0209	15	10	
7	Córdoba	0,1363	0,1681	0,1653		0,1706	18	16	14		17	0,1601	0,0160	21	6	
8	Corrientes	0,1621	0,1849		0,1730	0,1979	11	10		12	11	0,1795	0,0154	14	4	
9	Paraná	0,1252	0,1669	0,1652	0,1729	0,1770	21	19	15	13	14	0,1614	0,0208	19	9	
10	Formosa	0,1803	0,1939	0,2028	0,2102	0,2512	7	8	6	5	4	0,2077	0,0268	7	16	
11	Jujuy	0,2125	0,2435	0,1893	0,1862	0,2802	3	3	10	10	2	0,2224	0,0397	4	22	
12	Santa Rosa	0,1434	0,1300	0,1384		0,1234	16	24	19		22	0,1338	0,0088	24	1	
13	La Rioja	0,1464	0,1671	0,1960	0,1680	0,2258	15	17	8	14	8	0,1807	0,0307	13	18	
14	Mendoza	0,1652	0,1829	0,1921	0,1905	0,1739	10	11	9	8	15	0,1809	0,0114	12	2	
15	Posadas	0,1497	0,2559	0,2181	0,2168		14	2	3	3		0,2101	0,0442	6	23	
16	Neuquén	0,2058	0,2184	0,1969	0,2539	0,2337	4	4	7	1	6	0,2217	0,0227	5	11	
17	Salta	0,1555	0,1694	0,1686	0,2009	0,2167	12	15	13	7	9	0,1822	0,0255	11	15	
18	San Juan	0,1699	0,1703	0,1616	0,2086	0,2338	9	14	17	6	5	0,1888	0,0310	8	19	
19	San Luis	0,1213	0,1354	0,1827	0,1846	0,1797	22	23	11	11	13	0,1607	0,0300	20	17	
20	Río Gallegos	0,1061	0,1408	0,1188	0,1346	0,1485	23	22	22	19	21	0,1298	0,0171	25	7	
21	Rosario	0,1331	0,1767	0,1510		0,1889	20	12	18		12	0,1624	0,0251	18	13	
22	Santa Fe	0,1870	0,1727		0,1273	0,1654	6	13		20	18	0,1631	0,0255	16	14	
23	Santiago del Estero			0,1691	0,1437	0,1530			12	18	20	0,1553	0,0129	22	3	
24	Tierra del Fuego	0,1427	0,1410	0,1364	0,1653	0,1710	17	21	20	16	16	0,1513	0,0157	23	5	
25	Tucumán	0,2684	0,2169	0,2648	0,1892	0,2317	1	6	1	9	7	0,2342	0,0333	2	20	
	Promedio	0,1645	0,1854	0,1814	0,1849	0,2020										
	Desvío estándar	0,0373	0,0380	0,0366	0,0322	0,0452										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = 0

	Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****	
1	Bahía Blanca	0,1366	0,1571	0,2077			15	14	2			0,1671	0,0366	11	25	
2	Gran Buenos Aires	0,1844	0,1883		0,2019	0,2232	4	7		2	3	0,1994	0,0175	4	11	
3	La Plata	0,1220	0,1904	0,1244		0,1529	20	6	21		18	0,1474	0,0319	20	24	
4	Catamarca	0,1593	0,1722	0,1855	0,1576		8	9	6	13		0,1686	0,0130	9	5	
5	Resistencia	0,1802	0,2281	0,1888	0,1932	0,2492	5	1	5	4	1	0,2079	0,0294	2	23	
6	Comodoro Rivad.		0,1430	0,1532	0,1487	0,1796		20	14	17	11	0,1561	0,0162	15	7	
7	Córdoba	0,1310	0,1539	0,1536		0,1605	17	17	13		15	0,1498	0,0129	16	4	
8	Corrientes	0,1573	0,1590		0,1559	0,1810	9	12		14	10	0,1633	0,0119	13	3	
9	Paraná	0,1201	0,1522	0,1530	0,1555	0,1630	21	19	15	15	14	0,1488	0,0166	18	8	
10	Formosa	0,1713	0,1741	0,1800	0,1843	0,2162	6	8	7	7	4	0,1852	0,0181	6	13	
11	Jujuy	0,1871	0,2021	0,1597	0,1706	0,2325	3	3	12	11	2	0,1904	0,0285	5	22	
12	Santa Rosa	0,1336	0,1258	0,1303		0,1152	16	23	20		22	0,1262	0,0080	25	1	
13	La Rioja	0,1385	0,1553	0,1728	0,1546	0,1924	14	15	9	16	9	0,1627	0,0205	14	16	
14	Mendoza	0,1504	0,1636	0,1751	0,1793	0,1594	12	10	8	9	17	0,1656	0,0117	12	2	
15	Posadas	0,1475	0,2091	0,1900	0,1909		13	2	4	5		0,1844	0,0261	7	21	
16	Neuquén	0,1923	0,1980	0,1920	0,2352	0,2116	2	4	3	1	5	0,2058	0,0182	3	14	
17	Salta	0,1509	0,1584	0,1525	0,1933	0,2048	11	13	16	3	7	0,1720	0,0252	8	20	
18	San Juan	0,1573	0,1531	0,1505	0,1848	0,1974	10	18	17	6	8	0,1686	0,0211	10	18	
19	San Luis	0,1173	0,1244	0,1617	0,1736	0,1599	22	24	11	10	16	0,1474	0,0249	21	19	
20	Río Gallegos	0,1035	0,1314	0,1156	0,1340	0,1489	23	22	22	19	20	0,1267	0,0176	24	12	
21	Rosario	0,1227	0,1553	0,1362		0,1658	19	16	18		12	0,1450	0,0193	23	15	
22	Santa Fe	0,1599	0,1593		0,1238	0,1528	7	11		20	19	0,1490	0,0171	17	9	
23	Santiago del Estero			0,1632	0,1351	0,1472			10	18	21	0,1485	0,0141	19	6	
24	Tierra del Fuego	0,1304	0,1369	0,1344	0,1647	0,1656	18	21	19	12	13	0,1464	0,0173	22	10	
25	Tucumán	0,2314	0,1938	0,2262	0,1826	0,2069	1	5	1	8	6	0,2082	0,0208	1	17	
	Promedio	0,1515	0,1660	0,1639	0,1710	0,1812										
	Desvío estándar	0,0298	0,0271	0,0277	0,0265	0,0332										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Continúa

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON.
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = 0,5

Continuación

Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking	
	1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****
1 Bahía Blanca	0,0726	0,0814	0,1136			14	15	2			0,0892	0,0216	9	25
2 Gran Buenos Aires	0,1003	0,0988		0,1086	0,1209	2	7		2	3	0,1071	0,0101	4	12
3 La Plata	0,0641	0,1022	0,0650		0,0796	20	6	21		19	0,0777	0,0178	17	23
4 Catamarca	0,0835	0,0914	0,1000	0,0817		8	9	5	15		0,0892	0,0084	10	7
5 Resistencia	0,0944	0,1266	0,1016	0,1020	0,1372	5	1	4	4	1	0,1124	0,0185	1	24
6 Comodoro Rivad.		0,0742	0,0794	0,0771	0,0949		20	16	17	11	0,0814	0,0092	15	9
7 Córdoba	0,0671	0,0806	0,0800		0,0829	18	18	14		17	0,0776	0,0072	19	5
8 Corrientes	0,0801	0,0859		0,0823	0,0952	10	11		13	10	0,0859	0,0066	14	3
9 Paraná	0,0614	0,0801	0,0798	0,0821	0,0851	21	19	15	14	13	0,0777	0,0093	18	10
10 Formosa	0,0884	0,0922	0,0959	0,0989	0,1172	6	8	7	5	4	0,0985	0,0112	7	15
11 Jujuy	0,1000	0,1113	0,0872	0,0894	0,1284	3	3	10	11	2	0,1033	0,0170	5	21
12 Santa Rosa	0,0695	0,0643	0,0675		0,0599	16	24	20		22	0,0653	0,0042	24	1
13 La Rioja	0,0714	0,0809	0,0924	0,0810	0,1046	15	17	8	16	9	0,0861	0,0127	13	16
14 Mendoza	0,0791	0,0868	0,0922	0,0929	0,0837	11	10	9	9	16	0,0869	0,0058	12	2
15 Posadas	0,0746	0,1162	0,1022	0,1021		13	2	3	3		0,0988	0,0174	6	22
16 Neuquén	0,0999	0,1045	0,0978	0,1224	0,1115	4	4	6	1	5	0,1072	0,0100	3	11
17 Salta	0,0768	0,0822	0,0803	0,0988	0,1060	12	14	13	6	8	0,0888	0,0128	11	17
18 San Juan	0,0820	0,0809	0,0783	0,0985	0,1079	9	16	17	7	7	0,0895	0,0130	8	18
19 San Luis	0,0598	0,0650	0,0861	0,0897	0,0850	22	23	11	10	14	0,0771	0,0137	20	20
20 Río Gallegos	0,0526	0,0683	0,0588	0,0673	0,0746	23	22	22	19	21	0,0643	0,0086	25	8
21 Rosario	0,0641	0,0831	0,0720		0,0888	19	13	18		12	0,0770	0,0111	21	14
22 Santa Fe	0,0868	0,0834		0,0631	0,0798	7	12		20	18	0,0782	0,0105	16	13
23 Santiago del Estero			0,0835	0,0698	0,0753			12	18	20	0,0762	0,0069	22	4
24 Tierra del Fuego	0,0685	0,0696	0,0679	0,0828	0,0843	17	21	19	12	15	0,0746	0,0082	23	6
25 Tucumán	0,1256	0,1030	0,1232	0,0933	0,1099	1	5	1	8	6	0,1110	0,0136	2	19
Promedio	0,0793	0,0880	0,0866	0,0892	0,0960									
Desvío estándar	0,0168	0,0162	0,0161	0,0146	0,0196									

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

Continúa

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON.
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = -0,5

Continuación

	Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****	
1	Bahía Blanca	0,1917	0,2254	0,2831			15	13	2			0,2334	0,0462	12	25	
2	Gran Buenos Aires	0,2527	0,2659		0,2791	0,3072	5	6		3	3	0,2762	0,0233	4	12	
3	La Plata	0,1729	0,2645	0,1787		0,2189	21	7	21		19	0,2088	0,0424	22	24	
4	Catamarca	0,2270	0,2425	0,2563	0,2259		8	9	6	13		0,2379	0,0144	9	2	
5	Resistencia	0,2559	0,3078	0,2618	0,2737	0,3380	4	1	5	4	1	0,2874	0,0347	3	21	
6	Comodoro Rivad.		0,2060	0,2209	0,2147	0,2545		20	12	17	11	0,2240	0,0212	15	8	
7	Córdoba	0,1906	0,2193	0,2200		0,2325	17	16	13		14	0,2156	0,0178	17	5	
8	Corrientes	0,2300	0,2207		0,2211	0,2560	7	15		14	10	0,2320	0,0166	13	3	
9	Paraná	0,1752	0,2154	0,2191	0,2204	0,2335	19	19	15	15	13	0,2127	0,0220	19	10	
10	Formosa	0,2466	0,2459	0,2527	0,2562	0,2977	6	8	7	9	5	0,2598	0,0216	6	9	
11	Jujuy	0,2620	0,2752	0,2196	0,2432	0,3150	3	4	14	12	2	0,2630	0,0358	5	22	
12	Santa Rosa	0,1914	0,1831	0,1868		0,1651	16	23	20		22	0,1816	0,0115	25	1	
13	La Rioja	0,2006	0,2218	0,2418	0,2200	0,2653	14	14	9	16	9	0,2299	0,0246	14	13	
14	Mendoza	0,2133	0,2303	0,2475	0,2575	0,2259	13	10	8	8	16	0,2349	0,0176	11	4	
15	Posadas	0,2165	0,2819	0,2638	0,2673		12	2	4	5		0,2574	0,0284	7	19	
16	Neuquén	0,2752	0,2794	0,2792	0,3377	0,3000	2	3	3	1	4	0,2943	0,0261	1	16	
17	Salta	0,2211	0,2280	0,2166	0,2822	0,2934	10	11	16	2	6	0,2483	0,0365	8	23	
18	San Juan	0,2257	0,2167	0,2156	0,2590	0,2703	9	18	17	7	8	0,2375	0,0255	10	15	
19	San Luis	0,1715	0,1787	0,2274	0,2511	0,2256	22	24	11	10	17	0,2109	0,0342	21	20	
20	Río Gallegos	0,1520	0,1886	0,1693	0,1989	0,2216	23	22	22	18	18	0,1861	0,0268	24	17	
21	Rosario	0,1751	0,2167	0,1920		0,2319	20	17	19		15	0,2039	0,0253	23	14	
22	Santa Fe	0,2206	0,2264		0,1808	0,2186	11	12		20	20	0,2116	0,0208	20	6	
23	Santiago del Estero			0,2371	0,1953	0,2147			10	19	21	0,2157	0,0209	16	7	
24	Tierra del Fuego	0,1851	0,2015	0,1983	0,2436	0,2428	18	21	18	11	12	0,2143	0,0271	18	18	
25	Tucumán	0,3173	0,2720	0,3097	0,2658	0,2914	1	5	1	6	7	0,2912	0,0226	2	11	
	Promedio	0,2161	0,2339	0,2317	0,2447	0,2554										
	Desvío estándar	0,0396	0,0338	0,0357	0,0364	0,0420										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Continúa

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON.
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = -1

Continuación

Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking	
	1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****
1 Bahía Blanca	0,2386	0,2856	0,3427			17	12	3			0,2890	0,0521	13	25
2 Gran Buenos Aires	0,3075	0,3312		0,3419	0,3754	6	6		4	4	0,3390	0,0282	4	15
3 La Plata	0,2169	0,3261	0,2283		0,2774	22	7	21		19	0,2622	0,0500	22	24
4 Catamarca	0,2866	0,3032	0,3140	0,2859		9	9	7	13		0,2974	0,0136	9	1
5 Resistencia	0,3216	0,3708	0,3225	0,3439	0,4086	4	1	5	3	1	0,3535	0,0368	3	19
6 Comodoro Rivad.		0,2633	0,2821	0,2748	0,3205		20	12	17	10	0,2852	0,0248	15	9
7 Córdoba	0,2447	0,2772	0,2789		0,2985	15	15	13		13	0,2748	0,0223	18	5
8 Corrientes	0,2965	0,2733		0,2788	0,3200	7	16		14	11	0,2921	0,0211	12	3
9 Paraná	0,2263	0,2697	0,2782	0,2777	0,2965	19	18	14	15	14	0,2697	0,0262	19	10
10 Formosa	0,3129	0,3083	0,3153	0,3160	0,3640	5	8	6	11	7	0,3233	0,0229	6	6
11 Jujuy	0,3266	0,3346	0,2692	0,3074	0,3803	3	5	17	12	2	0,3236	0,0405	5	21
12 Santa Rosa	0,2425	0,2351	0,2363		0,2091	16	23	20		22	0,2308	0,0148	25	2
13 La Rioja	0,2572	0,2800	0,3006	0,2768	0,3260	14	14	10	16	9	0,2881	0,0262	14	11
14 Mendoza	0,2680	0,2878	0,3094	0,3269	0,2829	13	11	8	7	18	0,2950	0,0232	11	8
15 Posadas	0,2800	0,3393	0,3255	0,3328		11	3	4	6		0,3194	0,0269	7	13
16 Neuquén	0,3475	0,3487	0,3568	0,4287	0,3772	2	2	2	1	3	0,3718	0,0340	1	17
17 Salta	0,2861	0,2907	0,2734	0,3635	0,3703	10	10	15	2	5	0,3168	0,0462	8	23
18 San Juan	0,2872	0,2724	0,2733	0,3225	0,3300	8	17	16	8	8	0,2971	0,0274	10	14
19 San Luis	0,2217	0,2283	0,2847	0,3218	0,2829	20	24	11	9	17	0,2679	0,0422	20	22
20 Rfo Gallegos	0,1972	0,2394	0,2191	0,2609	0,2905	23	22	22	18	15	0,2414	0,0362	24	18
21 Rosario	0,2214	0,2686	0,2398		0,2884	21	19	19		16	0,2545	0,0297	23	16
22 Santa Fe	0,2711	0,2844		0,2329	0,2771	12	13		20	20	0,2664	0,0230	21	7
23 Santiago del Estero			0,3035	0,2501	0,2765			9	19	21	0,2767	0,0267	17	12
24 Tierra del Fuego	0,2326	0,2627	0,2582	0,3175	0,3144	18	21	18	10	12	0,2771	0,0373	16	20
25 Tucumán	0,3857	0,3381	0,3768	0,3412	0,3644	1	4	1	5	6	0,3613	0,0211	2	4
Promedio	0,2729	0,2925	0,2904	0,3101	0,3196									
Desvío estándar	0,0470	0,0377	0,0411	0,0448	0,0478									

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

Continúa

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON.
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = -10

Continuación

	Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking		
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****	
1	Bahía Blanca	0,5179	0,6220	0,6209			20	11	12			0,5869	0,0598	21	22	
2	Gran Buenos Aires	0,5783	0,6343		0,6418	0,6916	13	10		11	5	0,6365	0,0464	9	18	
3	La Plata	0,4883	0,6394	0,5673		0,6052	23	7	18		20	0,5751	0,0649	23	23	
4	Catamarca	0,6254	0,6343	0,5980	0,6112		10	9	17	17		0,6172	0,0159	16	1	
5	Resistencia	0,6620	0,6740	0,6433	0,6946	0,7249	4	2	6	5	2	0,6798	0,0314	3	11	
6	Comodoro Rivad.		0,6188	0,6393	0,6297	0,6749		13	7	13	9	0,6407	0,0243	8	6	
7	Córdoba	0,5716	0,6108	0,6178		0,6655	14	15	15		11	0,6164	0,0385	17	13	
8	Corrientes	0,6558	0,5877		0,6243	0,6481	6	19		15	13	0,6290	0,0307	12	9	
9	Paraná	0,5589	0,5824	0,6269	0,6134	0,6425	16	20	10	16	15	0,6048	0,0339	19	12	
10	Formosa	0,6582	0,6478	0,6558	0,6251	0,6752	5	5	4	14	8	0,6524	0,0182	5	2	
11	Jujuy	0,6775	0,6436	0,5639	0,6561	0,6809	3	6	19	10	7	0,6444	0,0476	6	19	
12	Santa Rosa	0,5561	0,5591	0,5122		0,4727	17	22	22		22	0,5250	0,0409	25	15	
13	La Rioja	0,6082	0,6052	0,6277	0,5964	0,6506	11	16	9	18	12	0,6176	0,0217	15	4	
14	Mendoza	0,5852	0,6168	0,6344	0,6843	0,5911	12	14	8	7	21	0,6223	0,0399	14	14	
15	Posadas	0,6386	0,6193	0,6456	0,6725		9	12	5	8		0,6440	0,0220	7	5	
16	Neuquén	0,6922	0,6795	0,7105	0,7861	0,7319	1	1	1	1	1	0,7200	0,0419	1	16	
17	Salta	0,6525	0,6497	0,6182	0,7379	0,7153	7	4	14	2	4	0,6747	0,0499	4	20	
18	San Juan	0,6422	0,6047	0,6059	0,6607	0,6431	8	18	16	9	14	0,6314	0,0249	11	7	
19	San Luis	0,5531	0,5673	0,6251	0,6927	0,6221	18	21	11	6	18	0,6121	0,0553	18	21	
20	Río Gallegos	0,5108	0,5442	0,5503	0,6398	0,6700	22	24	20	12	10	0,5830	0,0681	22	24	
21	Rosario	0,5184	0,5500	0,5176		0,6132	19	23	21		19	0,5498	0,0449	24	17	
22	Santa Fe	0,5694	0,6052		0,5657	0,6246	15	17		20	17	0,5912	0,0285	20	8	
23	Santiago del Estero			0,6564	0,5945	0,6324			3	19	16	0,6278	0,0312	13	10	
24	Tierra del Fuego	0,5132	0,6381	0,6208	0,7004	0,6863	21	8	13	4	6	0,6318	0,0740	10	25	
25	Tucumán	0,6918	0,6624	0,6869	0,7083	0,7170	2	3	2	3	3	0,6933	0,0211	2	3	
	Promedio	0,5968	0,6165	0,6157	0,6568	0,6536										
	Desvío estándar	0,0637	0,0371	0,0490	0,0536	0,0564										

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Continúa

CUADRO A5.8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE DE ATKINSON.
COEFICIENTE DE AVERSION AL RIESGO A = -INFINITO

Continuación

	Aglomerados	Evolución					Ranking*					Promedio (1990-98)**	Desvío estándar	Ranking	
		1990	1992	1994	1996	1998	1990	1992	1994	1996	1998			Promedio (1990-98)***	Desvío estándar ****
1	Bahía Blanca	0,6127	0,6995	0,6970			20	11	13			0,6697	0,0494	20	22
2	Gran Buenos Aires	0,6603	0,7077		0,7147	0,7549	13	10		11	5	0,7094	0,0388	9	19
3	La Plata	0,5896	0,7130	0,6557		0,6853	22	7	18		20	0,6609	0,0530	22	23
4	Catamarca	0,7021	0,7090	0,6773	0,6901		10	9	17	17		0,6946	0,0139	15	1
5	Resistencia	0,7313	0,7407	0,7165	0,7574	0,7814	4	2	6	5	2	0,7455	0,0250	3	11
6	Comodoro Rivad.		0,6970	0,7133	0,7056	0,7417		12	7	13	8	0,7144	0,0194	8	6
7	Córdoba	0,6579	0,6903	0,6960		0,7342	14	15	15		11	0,6946	0,0313	16	13
8	Corrientes	0,7263	0,6716		0,7014	0,7202	6	19		15	13	0,7049	0,0246	11	9
9	Paraná	0,6485	0,6673	0,7034	0,6924	0,7156	16	20	10	16	15	0,6854	0,0273	18	12
10	Formosa	0,7283	0,7199	0,7264	0,7015	0,7415	5	5	4	14	9	0,7235	0,0146	5	2
11	Jujuy	0,7438	0,7165	0,6517	0,7266	0,7459	3	6	19	10	7	0,7169	0,0384	6	18
12	Santa Rosa	0,6460	0,6490	0,6048		0,5713	17	22	22		22	0,6178	0,0370	24	17
13	La Rioja	0,6885	0,6854	0,7039	0,6784	0,7222	11	18	9	18	12	0,6957	0,0175	14	4
14	Mendoza	0,6694	0,6953	0,7090	0,7491	0,6734	12	14	8	7	21	0,6992	0,0322	13	14
15	Posadas	0,7126	0,6960	0,7181	0,7396		9	13	5	8		0,7166	0,0180	7	5
16	Neuquén	0,7553	0,7451	0,7699	0,8301	0,7870	1	1	1	1	1	0,7775	0,0334	1	15
17	Salta	0,7238	0,7216	0,6965	0,7918	0,7738	7	4	14	2	4	0,7415	0,0397	4	20
18	San Juan	0,7156	0,6855	0,6863	0,7304	0,7162	8	17	16	9	14	0,7068	0,0200	10	7
19	San Luis	0,6438	0,6557	0,7019	0,7558	0,6996	18	21	11	6	18	0,6914	0,0444	17	21
20	Río Gallegos	0,6083	0,6339	0,6415	0,7138	0,7377	21	24	20	12	10	0,6670	0,0556	21	24
21	Rosario	0,6146	0,6377	0,6134		0,6922	19	23	21		19	0,6395	0,0369	23	16
22	Santa Fe	0,6568	0,6858		0,6544	0,7016	15	16		20	17	0,6747	0,0230	19	8
23	Santiago del Estero			0,7269	0,6774	0,7077			3	19	16	0,7040	0,0249	12	10
24	Tierra del Fuego	-1,3645	0,7124	0,6985	0,7620	0,7507	23	8	12	4	6	0,3118	0,9375	25	25
25	Tucumán	0,7549	0,7314	0,7511	0,7682	0,7751	2	3	2	3	3	0,7561	0,0169	2	3
	Promedio	0,5924	0,6945	0,6936	0,7270	0,7241									
	Desvío estándar	0,4295	0,0302	0,0402	0,0429	0,0464									

Nota: * A mayor coeficiente de variación, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

** Se tomaron los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998.

*** A mayor promedio de coeficiente de variación, para el período 1990-98, corresponde un mejor ranking expresado en un valor menor.

**** A mayor desvío estándar, corresponde un ranking menor expresado en un valor mayor.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.9
TABLA DE CORRELACIONES ENTRE LOS INDICADORES. AÑOS 1990-1998
AÑO 1990

	gini90	cfvar90	schutz90	theil90	at90ap5	at90a0	at90anp5	at90an1	at90an10	at90ani
gini90	1,0000									
cfvar90	0,9789	1,0000								
schutz90	0,9793	0,9722	1,0000							
theil90	0,9924	0,9927	0,9791	1,0000						
at90ap5	0,9970	0,9824	0,9763	0,9970	1,0000					
at90a0	0,9948	0,9632	0,9644	0,9859	0,9958	1,0000				
at90anp5	0,9829	0,9341	0,9412	0,9647	0,9820	0,9951	1,0000			
at90an1	0,9615	0,8970	0,9082	0,9347	0,9589	0,9806	0,9952	1,0000		
at90an10	0,7553	0,6436	0,6482	0,7011	0,7481	0,8007	0,8523	0,8971	1,0000	
at90ani	0,7475	0,6352	0,6388	0,6929	0,7403	0,7934	0,8457	0,8913	0,9998	1,0000

AÑO 1992

	gini92	cfvar92	schutz92	theil92	at92ap5	at92a0	at92anp5	at92an1	at92an10	at92ani
gini92	1,0000									
cfvar92	0,9653	1,0000								
schutz92	0,9853	0,9286	1,0000							
theil92	0,9840	0,9943	0,9544	1,0000						
at92ap5	0,9931	0,9847	0,9676	0,9971	1,0000					
at92a0	0,9958	0,9675	0,9741	0,9869	0,9963	1,0000				
at92anp5	0,9898	0,9423	0,9708	0,9687	0,9846	0,9959	1,0000			
at92an1	0,9748	0,9108	0,9571	0,9434	0,9652	0,9837	0,9959	1,0000		
at92an10	0,7019	0,6081	0,6772	0,6529	0,6907	0,7331	0,7788	0,8242	1,0000	
at92ani	0,6903	0,5969	0,6663	0,6414	0,6790	0,7214	0,7673	0,8131	0,9995	1,0000

AÑO 1994

	gini94	cfvar94	schutz94	theil94	at94ap5	at94a0	at94anp5	at94an1	at94an10	at94ani
gini94	1,0000									
cfvar94	0,9628	1,0000								
schutz94	0,9923	0,9367	1,0000							
theil94	0,9878	0,9900	0,9690	1,0000						
at94ap5	0,9954	0,9750	0,9801	0,9960	1,0000					
at94a0	0,9940	0,9491	0,9821	0,9818	0,9948	1,0000				
at94anp5	0,9801	0,9110	0,9712	0,9553	0,9776	0,9939	1,0000			
at94an1	0,9540	0,8634	0,9474	0,9178	0,9489	0,9759	0,9939	1,0000		
at94an10	0,6552	0,5339	0,6463	0,6017	0,6549	0,7141	0,7745	0,8301	1,0000	
at94ani	0,6436	0,5255	0,6337	0,5917	0,6443	0,7030	0,7632	0,8191	0,9995	1,0000

Continúa

CUADRO A5.9
TABLA DE CORRELACIONES ENTRE LOS INDICADORES. AÑOS 1990-1998

Continuación

AÑO 1996

	gini96	cfvar96	schutz96	theil96	at96ap5	at96a0	at96anp5	at96an1	at96an10	at96ani
gini96	1,0000									
cfvar96	0,9728	1,0000								
schutz96	0,9653	0,9094	1,0000							
theil96	0,9924	0,9888	0,9408	1,0000						
at96ap5	0,9936	0,9708	0,9446	0,9953	1,0000					
at96a0	0,9814	0,9390	0,9320	0,9779	0,9935	1,0000				
at96anp5	0,9537	0,8933	0,9016	0,9460	0,9725	0,9927	1,0000			
at96an1	0,9142	0,8393	0,8584	0,9036	0,9397	0,9723	0,9934	1,0000		
at96an10	0,6861	0,5865	0,6119	0,6716	0,7319	0,7989	0,8611	0,9104	1,0000	
at96ani	0,6838	0,5845	0,6093	0,6695	0,7298	0,7969	0,8593	0,9087	1,0000	1,0000

AÑO 1998

	gini98	cfvar98	schutz98	theil98	at98ap5	at98a0	at98anp5	at98an1	at98an10	at98ani
gini98	1,0000									
cfvar98	0,9814	1,0000								
schutz98	0,9888	0,9636	1,0000							
theil98	0,9933	0,9941	0,9801	1,0000						
at98ap5	0,9972	0,9854	0,9833	0,9974	1,0000					
at98a0	0,9943	0,9680	0,9777	0,9867	0,9959	1,0000				
at98anp5	0,9802	0,9389	0,9593	0,9647	0,9810	0,9945	1,0000			
at98an1	0,9529	0,8981	0,9267	0,9303	0,9537	0,9768	0,9938	1,0000		
at98an10	0,7153	0,6364	0,6614	0,6757	0,7180	0,7701	0,8262	0,8785	1,0000	
at98ani	0,7103	0,6323	0,6558	0,6702	0,7122	0,7641	0,8201	0,8725	0,9996	1,0000

Nota: cfvar: coeficiente de variación.
 at90ap5: coeficiente de Atkinson con parámetro a = 0,5 en el año 1990.
 at90a0: coeficiente de Atkinson con parámetro a = 0 en el año 1990.
 at90anp5: coeficiente de Atkinson con parámetro a = -0,5 en el año 1990.
 at90an1: coeficiente de Atkinson con parámetro a = -1 en el año 1990.
 at90an10: coeficiente de Atkinson con parámetro a = -10 en el año 1990.
 at90ani: coeficiente de Atkinson con parámetro a = -inf en el año 1990.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.10
RELACIONES ENTRE EL COEFICIENTE GINI Y LA
ENERGIA ELECTRICA FACTURADA PER CAPITA

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1094	0,0155	-1,1096	0,0187
leefpc (1)	0,1501	0,0377	0,0333	0,0262
leefpcsq (2)	-0,0452	0,0348	-0,0288	0,0206
nobs.(3)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,1766		0,1383
R ² Overall		0,0619		0,0161

Nota: (1) logaritmo en la energía eléctrica facturada per cápita; (2) es la variable anterior elevada al cuadrado; (3) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.11
RELACION ENTRE COEFICIENTE GINI Y NIVEL EDUCATIVO

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1094	0,0155	0,2375	4,1665
leefpc (1)	0,1501	0,0377	0,0924	0,0303
leefpcsq (2)	-0,0452	0,0348	-0,0556	0,0217
lprim (3)	-		0,4559	1,2421
lsecund (4)	-		-0,1601	0,4735
lterc (5)	-		0,1509	0,1671
luniv (6)	-		0,0022	0,1165
ldeserc (7)	-		0,8276	1,5241
nobs. (8)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,1766		0,1623
R ² Overall		0,0619		0,1813

Nota: (1) logaritmo en la energía eléctrica facturada per cápita,(2) es la variable anterior elevada al cuadrado; (3) logaritmo de alumnos que cursaron y completaron la escuela primaria; (4) idem con escuela secundaria; (5) idem con educación terciaria; (6) idem con educación universitaria; (7) tasa de deserción escolar; (8) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.12
RELACION ENTRE COEFICIENTE GINI
Y MORTALIDAD INFANTIL

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1094	0,0155	-5,9546	3,6413
leefpc (1)	0,1501	0,0377	0,0985	0,0281
leefpcsq (2)	-0,0452	0,0348	-0,0473	0,0190
lprim (3)	-		-1,3393	1,0835
lsecund (4)	-		-0,5703	0,3853
lterc (5)	-		-0,0746	0,1432
luniv (6)	-		-0,0848	0,0955
ldeserc (7)	-		-1,3265	1,3217
lmorinf (8)	-		0,2216	0,0602
nobs. (9)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,1766		0,1710
R ² Overall		0,0619		0,4144

Nota: (1) logaritmo en la energía eléctrica facturada per cápita, (2) es la variable anterior elevada al cuadrado; (3) logaritmo de alumnos que cursaron y completaron la escuela primaria; (4) idem con escuela secundaria; (5) idem con educación terciaria; (6) idem con educación universitaria; (7) tasa de deserción escolar; (8) logaritmo de mortalidad infantil; (9) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.13
RELACION ENTRE COEFICIENTE GINI Y
NECESIDAD BASICA INSATISFECHA

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1094	0,0155	-0,1875	2,6896
leefpc (1)	0,1501	0,0377	0,1337	0,0283
leefpcsq (2)	-0,0452	0,0348	-0,0712	0,0177
lprim (3)	-		0,6183	0,8076
lsecund (4)	-		-0,2226	0,3066
lterc (5)	-		0,1922	0,1091
luniv (6)	-		0,1751	0,0818
ldeserc (7)	-		0,5109	0,9924
lnbi (8)	-		0,3044	0,0575
nobs. (9)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,1766		0,1677
R ² Overall		0,0619		0,5242

Nota: (1) logaritmo en la energía eléctrica facturada per cápita, (2) es la variable anterior elevada al cuadrado; (3) logaritmo de alumnos que cursaron y completaron la escuela primaria; (4) idem con escuela secundaria; (5) idem con educación terciaria; (6) idem con educación universitaria; (7) tasa de deserción escolar; (8) logaritmo de necesidades básicas insatisfechas; (9) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.14
RELACION ENTRE COEFICIENTE GINI Y DESEMPLEO

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1682	0,0430	-1,1992	0,0423
ldesempl (1)	0,0239	0,0198	0,0372	0,0185
nobs. (2)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,1820		0,0182
R ² Overall		0,1034		0,1034

Nota: (1) logaritmo del desempleo; (2) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

CUADRO A5.15
RELACION ENTRE EL COEFICIENTE GINI Y DESEMPLEO
INCLUYENDO NIVEL EDUCATIVO

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1682	0,0430	-1,5371	3,0130
ldesempl (1)	0,0239	0,0198	0,0461	0,0182
lprim (2)	-		-0,0889	0,9045
lsecund (3)	-		-0,3102	0,3421
lterc (4)	-		0,0808	0,1249
luniv (5)	-		0,0314	0,0847
ldeserc (6)	-		0,0224	1,1017
nobs. (7)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,0182		0,0182
R ² Overall		0,1034		0,3271

Nota: (1) logaritmo del desempleo; (2) logaritmo de alumnos que cursaron y completaron la escuela primaria; (3) idem con escuela secundaria; (4) idem con educación terciaria; (5) idem con educación universitaria; (6) tasa de deserción escolar; (7) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

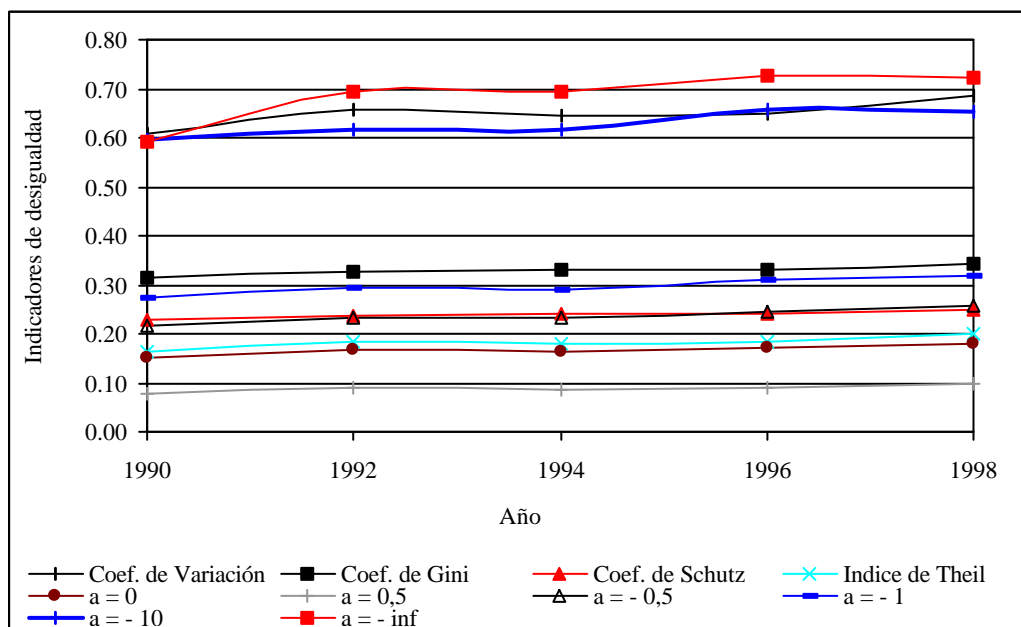
CUADRO A5.16
RELACION ENTRE EL COEFICIENTE GINI Y DESEMPLEO INCLUYENDO
NIVEL EDUCATIVO Y NECESIDADES BASICAS INSATISFECHAS

Variable	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
constante	-1,1682	0,0430	-1,8697	2,8357
ldesempl (1)	0,0239	0,0198	0,0339	0,0184
lprim (2)	-		0,0425	0,8528
lsecund (3)	-		-0,3085	0,3218
lterc (4)	-		0,1062	0,1180
luniv (5)	-		0,1366	0,0894
ldeserc (6)	-		-0,0995	1,0375
lnbi (7)			0,1503	0,0571
nobs. (8)		101		101
n		22		22
R ² Within		0,0182		0,0182
R ² Overall		0,1034		0,4138

Nota: (1) logaritmo del desempleo; (2) logaritmo de alumnos que cursaron y completaron la escuela primaria; (3) idem con escuela secundaria; (4) idem con educación terciaria; (5) idem con educación universitaria; (6) tasa de deserción escolar; (7) logaritmo de necesidades básicas insatisfechas; (8) número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

GRAFICO A5.2
EVOLUCION DE LOS INDICADORES DE DESIGUALDAD



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Capítulo 6

Resumen y conclusiones

Los problemas distributivos han pasado a formar parte del debate económico y social en Argentina. Este ascenso a los primeros planos de las discusiones es saludable, ya que toda sociedad no sólo debe generar condiciones para un crecimiento sostenido, sino que también debe procurar asignar los beneficios de ese crecimiento de la manera más equitativa posible.

1. PRINCIPALES RESULTADOS

Este trabajo constituye un aporte a la discusión de los temas distributivos en Argentina. El estudio brinda información sobre el nivel y la evolución de la desigualdad en las últimas dos décadas, evalúa el impacto de la desigualdad sobre el bienestar e investiga varios potenciales determinantes de los cambios en la distribución del ingreso. A continuación se detallan algunos de los principales resultados del trabajo.

1. La desigualdad en la distribución del ingreso ha aumentado significativamente en Argentina en las últimas dos décadas. En particular, la distribución se ha tornado sustancialmente más desigual desde 1992 hasta la actualidad. Este resultado es robusto a cambios en los indicadores de desigualdad y a los ajustes practicados por no respuesta, subdeclaración y factores demográficos. El trabajo muestra que este resultado es estadísticamente significativo, por lo que no se trata de una curiosidad muestral.

2. El patrón creciente de la desigualdad en los últimos 8 años se repite en la gran mayoría de las ciudades argentinas relevadas por la EPH. El aumento de la desigualdad fue particularmente importante en el Aglomerado Gran Buenos Aires. El Gran La Plata ha experimentado un fenómeno semejante, aunque el crecimiento en los indicadores fue algo menor. En cambio, no existe un patrón claro en la evolución de la desigualdad en Bahía Blanca y Mar del Plata.

3. Al combinar estadísticas de ingreso medio y desigualdad se puede estimar el nivel y evolución del bienestar agregado. El bienestar cayó drásticamente entre 1980 y 1982 debido a la fuerte reducción en el producto y al aumento en la desigualdad. Luego de una ligera recuperación a mediados de la década, el bienestar experimentó una nueva caída pronunciada en 1988 y 1989 debido a una disminución de los niveles de vida promedio y a un incremento sustancial en la desigualdad. 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. 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. A partir de 1996, Argentina retomó la senda de crecimiento, pero los indicadores de desigualdad continuaron registrando incrementos. Existe coincidencia entre las funciones consideradas en el trabajo en señalar un aumento del bienestar entre 1995 y 1998. En contraste, la comparación entre 1994 y 1998 resulta favorable al primer año para varios juicios de valor.

4. 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 de bienestar 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.

5. Los resultados de un estudio de descomposiciones microeconómicas sugieren que la similitud en los indicadores de desigualdad de mediados de los ochenta (1986) y principios de los noventa (1992) es la consecuencia de fuerzas que operaron en distinto sentido y se compensaron en el agregado.

6. Por el contrario, en el período 1992-1998 la gran mayoría de los determinantes estudiados en este trabajo contribuyeron al incremento de la desigualdad. Más aún, ninguno de ellos aparece en las estimaciones como predominando claramente sobre el resto. Los cambios en los retornos a la educación, a la experiencia y a factores inobservables, los cambios en la participación en el mercado laboral y las transformaciones de la estructura educativa y demográfica de la población han tenido -todos- un papel importante en llevar a la desigualdad en Argentina a valores sin precedentes. Incluso la disminución de la brecha salarial

entre sexos, potencial fuerza reductora de las inequidades, no se ha manifestado en una caída de la desigualdad en los ingresos familiares.

7. Los retornos, en términos de salarios horarios, a la educación y a la experiencia han aumentado fuertemente en el período 1992-1998. Este fenómeno da cuenta por sí solo de una caída en promedio de aproximadamente 3,5 puntos en el Gini de los ingresos familiares, lo cual en un período de 6 años constituye un cambio muy significativo. El aumento del retorno a factores inobservables (como el talento) también implicó un aumento de la desigualdad significativo, aunque algo menor al de los factores observables.

8. En los últimos años la EPH registra un aumento en las horas trabajadas de los trabajadores más educados (y con mayores salarios) y una caída en el resto. Este fenómeno naturalmente impactó sobre la desigualdad de los ingresos individuales. Su magnitud no parece ser despreciable.

9. La explosión en la tasa de desempleo en 1995 naturalmente afectó a la desigualdad. Sin embargo, este factor no parece ser considerablemente más importante que el resto en explicar los cambios distributivos en los últimos años. Si bien el desempleo afectó la desigualdad, es probable que al menos parte de la causalidad haya ido en sentido contrario: la caída salarial de miembros activos llevó a familiares, antes inactivos, a salir a buscar trabajo, lo que aumentó la tasa de desocupación.

10. El cambio en las características educativas y demográficas de la población ha tenido un efecto desigualador muy importante sobre la distribución, particularmente sobre la distribución de los ingresos familiares. En muy pocos años la participación de los graduados universitarios o de institutos terciarios en la población creció varios puntos porcentuales. La presunción es que esta transformación ha tenido un efecto desigualador sobre la distribución del ingreso en Argentina.

11. Aplicando la descomposición en desigualdad intergrupala e intragrupal al índice de Theil se concluye que el nivel educativo de las personas "explica" una proporción importante de la desigualdad en los ingresos laborales. Esta proporción ha disminuido entre 1986 y 1992, pero ha aumentado significativamente en los últimos años. La descomposición sugiere que tanto el aumento de la brecha salarial entre niveles educativos como el aumento en la dispersión salarial dentro de cada grupo han contribuido a aumentar la desigualdad. El incremento de la participación de los grupos de

mayor nivel educativo también ha tenido un efecto desigualador.

12. Existe cierta evidencia a favor de la hipótesis de Kuznets para el caso de las regiones de Argentina: existe una relación con forma de U invertida entre el coeficiente de Gini y la variable que captura distintos niveles de desarrollo regional. El trabajo destaca que el problema de la distribución desigual del ingreso presenta un claro componente regional, el cual puede ser en parte atribuido al desigual desarrollo de las distintas regiones.

El trabajo cubre algunos puntos del estudio de la distribución, pero naturalmente deja de lado muchos más. En particular, no se analizan con detenimiento algunas de las potenciales causas del incremento en la desigualdad como los cambios tecnológicos, la apertura comercial o el debilitamiento sindical. Estos puntos serán analizados en futuras investigaciones.

2. POLITICA ECONOMICA

Si bien los resultados del trabajo no son definitivos y si bien no se analizan elementos relevantes en la dinámica de la distribución, el trabajo sugiere algunas prescripciones generales de política económica que resultan útil enumerar.

2.1. AUMENTO DE LA COBERTURA EN EDUCACION Y ENTRENAMIENTO

Los capítulos anteriores remarcan la enorme importancia que tiene la educación en la determinación de la disparidad de ingresos. En particular, una de las principales causas del aumento de la desigualdad en los últimos años es el incremento del retorno a la educación, el cual se produjo a pesar del notable aumento en el número de personas con estudios secundarios y superiores.

Un incremento de la cobertura en educación, en particular en el nivel medio y superior, muy probablemente tenga un efecto igualador en el mediano plazo.⁶⁵ Si el incremento de la cobertura es importante, es posible que existan presiones a la baja de los salarios relativos de los trabajadores más educados, lo cual reduciría la desigualdad.

⁶⁵ En el corto plazo, si el aumento en la cobertura no es grande y si los salarios tardan en ajustarse, el efecto participación desigualador (ver capítulos 4 y 5) posiblemente domine.

El aumento en la cobertura tiene además un efecto de igualación de oportunidades, el cual contribuye a la equidad, más allá de que esa igualación de oportunidades se manifieste o no en una menor dispersión de ingresos.

El entrenamiento tiene un efecto semejante al de la educación formal sobre los ingresos. La generalización de los programas de entrenamiento en el trabajo y para los individuos desocupados seguramente tiene un efecto igualador sobre la distribución de ingresos.

2.2. POLITICAS LABORALES

La desocupación ha influido significativamente en el incremento de la desigualdad. Si bien en el trabajo se ofrecen argumentos por los que no parece correcto cargar a la desocupación con toda la culpa del aumento de la inequidad distributiva del último lustro, se trata sin duda de un factor desigualador que es imposible obviar. En ese sentido, las políticas pro-empleo probablemente tengan efectos igualadores. Sin embargo, es importante puntualizar que un aumento de la ocupación a costa de una fuerte caída salarial no necesariamente reduce la desigualdad.

Varias políticas laborales han sido sugeridas para aumentar el empleo y los salarios en los sectores más desfavorecidos: programas de empleo público, salario mínimo, subsidios al empleo de mano de obra con baja educación y calificación. Diseñados correctamente de modo de no generar excesivos costos de eficiencia, estos programas pueden tener importantes consecuencias distributivas.

2.3. CONDICIONES MACROECONOMICAS

Un clima macroeconómico favorable genera crecimiento, pero no necesariamente mejoras en la distribución del ingreso. La experiencia argentina desde el Plan de Convertibilidad es clara en ese aspecto. Sin embargo, por otro lado es importante recordar que las crisis macroeconómicas han generado fuertes aumentos de la desigualdad. Por ende, el mantenimiento de condiciones macroeconómicas estables parece ser una condición necesaria, aunque no suficiente, para obtener mejoras distributivas.

Adicionalmente, el crecimiento sostenido, si bien puede no reducir la desigualdad, a la larga genera incrementos en el bienestar agregado a través de aumentos generalizados, aunque posiblemente no uniformes, en el nivel de vida.

2.4. POLITICAS PUBLICAS REDISTRIBUTIVAS

Si bien el trabajo no se concentra en este punto, es importante señalar el rol que las políticas públicas redistributivas pueden tener sobre la desigualdad. En particular parece recomendable instrumentar políticas contracíclicas distributivas más fuertes que las existentes. Adicionalmente, es altamente probable que exista un margen importante para aumentar la progresividad de los impuestos, incrementar la focalización del gasto y reducir la evasión impositiva (que permitiría aumentos en el gasto social o reducciones en impuestos regresivos). Todas estas medidas contribuirían significativamente a la reducción de las disparidades de niveles de vida.

2.5. OTRAS POLITICAS

La desigualdad está afectada por una variedad de fenómenos demográficos y conductas sociales, algunas de las cuales pueden ser influidas por las políticas públicas. Para citar sólo algunos ejemplos, las políticas de planificación familiar, de formación de grupos cooperativos, o de fomento de una conciencia solidaria posiblemente tengan un efecto igualador sobre la distribución en el largo plazo.

3. COMENTARIOS FINALES

El sustancial incremento de la desigualdad en los últimos años ha puesto al tema distributivo nuevamente en el debate económico y social. Este trabajo aporta algunos elementos para hacer este debate más informado y racional. Naturalmente, muchos más esfuerzos de investigación son necesarios para arrojar luz sobre este tema de enorme trascendencia social.

Bibliografía

- Almeida dos Reis J. y Paes de Barros R.: "Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of regional differences in inequality in Metropolitan Brazil". *Journal of Development Economics* 36, 117-43. 1991.
- Altimir O.: "Estimaciones de la distribución del ingreso en la Argentina, 1953-1980". *Desarrollo Económico* 25 (100), Enero-Marzo. 1986.
- Amemiya T.: "Advanced Econometrics". Harvard University Press. 1985.
- Amiel Y. y Cowell F.: "Inequality, welfare and monotonicity". Working Paper, Ruppin Institute. 1996.
- Arias O., Hallock K. y Sosa Escudero, W.: "Individual Heterogeneity in the Returns to Education: Instrumental Variables Quantile Regression using Twins Data". Mimeo, University of Illinois at Urbana-Champaign. 1998.
- Atkinson A.: "On the measurement of inequality". *Journal of Economic Theory* 2. 1970.
- Barro R. J.: "Inequality, growth and investment". Mimeo. 1999.
- BID: "América Latina frente a la desigualdad". *Progreso Económico y Social en América Latina. Informe 1998-1999*. Washington, D.C. 1999.
- Botargues P. y Petrecollla D.: "Income distribution and relative economic affluence between populations of income earners by education in Gran Buenos Aires, Argentina 1990-1996". *Anales de la XXXII Reunión de la AAEP, Bahía Blanca*. 1997.
- Botargues P. y Petrecollla D.: "Estimaciones paramétricas y no paramétricas de la distribución del ingreso de los ocupados del Gran Buenos Aires, 1992-1997". *Económica*, en prensa. 1999.
- Bouillon C., Legovini A. y Lustig N.: "Rising inequality in Mexico: returns to household characteristics and the "Chiapas effect"". Mimeo. 1998.
- Bour J. L.: "La distribución de los ingresos laborales en la Argentina". En *La distribución del ingreso en la Argentina*. FIEL, en prensa. 1999.
- Bourguignon F., Ferreira F. y Lustig N.: "The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America". IDB-World Bank Research Proposal. 1998.
- Bourguignon F., Fournier M. y Gurgand M.: "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-1994". Mimeo. 1999.
- Buchinsky M.: "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression". *Econometrica*, March, 62 (2), pp. 405-58. 1994.
- Buhmann B., Rainwater G., Schmaus G. y Smeeding T.: "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. 1988.
- Bulir A. y Gulde A.: "Inflation and income distribution: further evidence on empirical links". IMF Working Paper 95/86, Washington: International Monetary Fund. 1995.
- Campano F. y Salvatore D.: "Economic development, income inequality and Kuznets U-shaped hypothesis". *Journal of Policy Modelling*, Vol. 10, Summer, pp. 265-80. 1988.
- Cardosa A.: "Workers or employers. Who is shaping wage inequality in Portugal?". Discussion Paper DARP 22, LSE. 1996.
- Deaton A.: "The analysis of household surveys". The Johns Hopkins University Press for the World Bank, Baltimore. 1997.

- Diéguez H. y Petrecolla A.: "Crecimiento, distribución y bienestar: una nota sobre el caso argentino". *Desarrollo Económico* 61 (26), Abril-Junio. 1976.
- Ferreira F. y Paes de Barros, R.: "Climbing a moving mountain: explaining the decline in income inequality in Brazil from 1976 to 1996". Mimeo. 1999.
- Fishman G.: "Monte Carlo". Springer-Verlag, New York. 1996.
- Gasparini L.: "Incidencia distributiva del sistema impositivo en Argentina". En *La reforma tributaria en la Argentina*. FIEL, Buenos Aires. 1998.
- Gasparini L.: "Desigualdad en la distribución del ingreso y bienestar. Estimaciones para la Argentina". En *La distribución del ingreso en la Argentina*, FIEL, en prensa. 1999.
- Gasparini, L.: "Un análisis de la distribución del ingreso en Argentina en base a descomposiciones". En *La distribución del ingreso en la Argentina*, FIEL, en prensa. 1999.
- Gasparini L. y Sosa Escudero W.: "Bienestar y distribución del ingreso en la Argentina, 1980-1998". Mimeo, UNLP. 1999.
- Gasparini L. y Weinschelbaum F.: "Medidas de desigualdad en la distribución del ingreso: algunos ejercicios de aplicación". *Económica* XXXVII, 1 y 2, La Plata. 1991.
- Gerchunoff P. y Grandes M.: "Distribución del ingreso y mercado de trabajo en el Gran Buenos Aires, 1987-1997". *Anales de la XXXIII Reunión de la AAEP*, Mendoza. 1998.
- González Rosada M. y Menéndez A.: "What is the impact of unemployment on the increasing income inequality in Argentina?". Mimeo. 1999.
- Gustafsson B. y Johansson M.: "In search of smoking guns: what makes income inequality vary over time in different countries?". *American Sociological Review*, Vol. 64, pp. 585-605. 1999.
- Heckman J.: "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply". *Econometrica*. 42, 4. 1974.
- Heckman J.: "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*. 47, pp. 153-161. 1979.
- Juhn C., Murphy K. y Pierce B.: "Wage inequality and the rise in returns to skill". *Journal of Political Economy* 101 (3), 410-442. 1993.
- Kakwani N.: "Analyzing redistribution policies". Cambridge University Press. 1986.
- Kuznets S.: "Economic growth and income inequality". *American Economic Review*, 45, 1-28. 1955.
- Lambert P.: "The distribution and redistribution of income". Manchester University Press. 1993.
- Llach J. y Montoya S.: "En pos de la equidad. La pobreza y la distribución del ingreso en el Area Metropolitana de Buenos Aires: diagnóstico y alternativas de política". 1999.
- Maloney W.: "Are labor markets in developing countries dualistic?" *The World Bank Policy Research Working Paper* 1941. 1998.
- Mas Colell A., Whinston M. y Green J.: "Microeconomic theory". Oxford University Press. 1995.
- Mincer J.: "Schooling Experience and Earnings". New York, Columbia University Press for NBER. 1974.
- Mitnik O. y Montoya S.: "Pobreza y distribución del ingreso: dinámica y características. Gran Buenos Aires, 1974-1994". *Revista Estudios* 74. Julio-Septiembre. 1995.
- Mwabu G. y Schultz P.: "Education Returns Across Quantiles of the Wage Function: Alternative Explanations for Returns to Education by Race in South Africa". *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, May, 335-339. 1996.
- Oaxaca R.: "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, Vol. 14, n° 3, October. 1973.

Pessino C.: "Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: from hyperinflation to stabilization". Serie Documentos de Trabajo n° 104, CEMA. 1995.

Robinson S.: "A note on the U-hypothesis relating income inequality and economic development". American Economic Review, 66, 3, 473-440. 1976.

Sen A.: "Real national income". Review of Economic Studies, 43, 19-39. 1976.

Shorrocks A.: "Ranking income distributions". Economica 50, 1-17. 1983.

Silverman B.: "Density estimation for statistical and data analysis". Chapman and Hall, London. 1986.