

Cambios en la distribución social del ingreso en Uruguay, 1998-2003

Marcelo Boado y Tabaré Fernández

Universidad de la República, Uruguay

Resumen

Este artículo revisa el cambio ocurrido en la distribución del ingreso antes y después de la profunda crisis económica iniciada en el año 2000, misma que culminó dos años después con la triada de desocupación, devaluación y congelamiento de los depósitos bancarios en cinco bancos. La información proviene de los microdatos generados por la Encuesta Continua de Hogares para el periodo 1998 a 2003. La principal variable en el análisis es el ingreso corriente percibido por todo concepto por los miembros del hogar el mes anterior a la realización de la encuesta, expresado en pesos constantes de diciembre de 2003. Mediante el uso de estadísticos descriptivos básicos para el periodo 1998-2003, se observa cómo ha variado el ingreso monetario medio de los hogares en pesos constantes, y su dispersión, distinguiendo entre Montevideo e interior urbano. También se presentan los coeficientes de Gini, que muestran un incremento sostenido de la desigualdad para los seis años considerados.

Palabras clave: distribución del ingreso, ingreso, crisis económica, desigualdad social, Montevideo, Uruguay.

Abstract

Changes in the income social distribution in Uruguay from 1998 to 2003

This article checks the change happened in the social distribution of income before and after the long and deep economic crisis initiated in 2000 and that was culminating two years later with the triad of dispossession, devaluation and freezing of the bank deposits in five of the more important national institutions. The information comes from the micro data generated by the Annual Survey of Households for the period 1998- 2003. The principal variable in the analysis is the current income perceived by the members of the household for any concept the month previous to the accomplishment of the survey, expressed in constant income of December, 2003. By means of the use of descriptive statisticians for the period 1998-2003, is observed how it has changed the monetary average revenue of the households in constant weight, and its dispersion, distinguishing between Montevideo and urban localities of the rest of the country. Next we present Gini's coefficients that show an steady increase of the inequality for the six considered years.

Key words: distribution of income, income, economic crisis, social inequality, Montevideo, Uruguay.

Introducción

Este artículo es un primer avance en el marco de una investigación más amplia que desarrollan los autores como parte de sus actividades en el Departamento de Sociología. El objetivo general de la investigación es explorar las relaciones entre la crisis económica, la distribución del ingreso y la estructura de clases en el Uruguay entre 1998 y 2004. La hipótesis principal

sostiene que la crisis que caracterizó al periodo no ha sido meramente una profunda recesión originada en la región, sino que ha tenido un impacto en la estructura social del Uruguay en la medida en que activó mecanismos importantes que disponen las clases sociales para terciar en la distribución del ingreso entre los hogares.

Generalmente se acepta como premisa teórica la idea de que la evolución de la desigualdad en la distribución del ingreso es resultante de dos grandes grupos de factores: uno macrosocial, relacionado con las medidas de política macroeconómica y con el régimen más general de distribución de bienestar, y otro grupo microsociales, consistente en las estrategias que desarrollan los hogares para enfrentar los periodos de crisis en los que ven reducir sus ingresos, perder el empleo y deteriorarse las condiciones laborales en general. Por un lado, durante las crisis, las medidas de política de choque, ajuste y estabilización impactan sobre la demanda interna, sobre los precios relativos y sobre los mercados financieros. La contracción de la demanda interna, principalmente de la participación del Estado en el mercado (como empleador, constructor o comprador) comporta efectos multiplicadores que son resentidos POR el mercado de trabajo. El impacto microeconómico llega a los hogares por el lado de un incremento de los precios de los servicios básicos (tarifas públicas), aumento de los alimentos, encarecimiento del crédito al consumo, y por otro lado, una caída de los ingresos, principalmente de los salarios y de las transferencias.

Si se toma como válida la anterior premisa, los efectos de la crisis sobre la distribución del ingreso, y en particular sobre la desigualdad, deberían observarse en el corto plazo. En términos generales, se ha mostrado para otros países que las crisis llevan a una disminución en la desigualdad debido a la pérdida de participación observada en el noveno y el décimo deciles, principalmente compuestos por cuadros gerenciales altos (públicos y privados) y por profesionales universitarios (Cortés y Rubalcava, 1991). Sin embargo, se puede postular que en el caso del Uruguay, las características jurídicas que revisten el empleo público (sindicalización, inamovilidad y convenios) impiden que tal contracción sea significativa. Por el contrario, es razonable pensar que las nuevas condiciones de la pugna distributiva determinadas por la crisis golpeen principalmente a los sectores menos protegidos del mercado de trabajo: empleados no calificados o semicalificados del sector privado formal y principalmente en el sector informal urbano. En consecuencia, será relevante analizar qué parte de los cambios en la desigualdad es explicable por las variaciones endógenas de las categorías ocupacionales.

Ahora bien, es razonable suponer que estos efectos macroeconómicos depresivos del ingreso no son afrontados pasivamente por los hogares y que las prácticas que se observan tienen base en la posición que cada hogar ocupa en la estructura social. En el proceso de reproducción que parte de la contracción de los recursos distribuidos, los agentes reaccionan creativamente frente a estas circunstancias. Los hogares pueden reaccionar —y de hecho se ha mostrado que lo hacen en el corto plazo— mediante diversas estrategias, por ejemplo, enviando más perceptores de ingreso al mercado de trabajo y modificando su inserción en los mercados de trabajo, particularmente aceptando ingresar como trabajadores informales en lugar de formales, o bien, diversificando la composición de los activos del hogar; contrayendo el presupuesto doméstico por distintas vías, como la reducción o sustitución de satisfactores, y por medio de cambios sociodemográficos tales como la fusión de hogares (compartiendo la vivienda entre dos generaciones) o migrando a otras regiones o hacia el exterior. Algunos de estos procesos ya han sido estudiados, por ejemplo, el reingreso al empleo por parte de los jubilados, el multiempleo o la informalización; en tanto que otros han sido relativamente menos observados: principalmente las migraciones internas e internacionales.

Pero tales decisiones para el corto plazo afectan los procesos de reproducción social en el mediano plazo, en particular, porque algunas de estas decisiones pueden afectar en la acumulación de capital cultural de la nueva generación por la vía del abandono escolar. Pero tal decisión tendrá efectos diferenciales según se verifique en el nivel primario, medio o terciario; una cuestión que además dependerá de las posiciones de clase de los hogares. Estas estrategias del hogar también afectan la conservación y cuidado de la salud.

En este primer análisis nos planteamos dos objetivos. Primero, describir la evolución del ingreso medio y de la desigualdad en su distribución para los hogares urbanos de Uruguay entre 1998 y 2003. En segundo lugar, buscamos una primera aproximación a indicadores sociodemográficos y económicos que pueden ser tomados como indicios preliminares, agregados e indirectos de las reacciones de los hogares. A partir de ambos análisis, intentaremos responder a la siguiente pregunta ¿afectó la crisis por igual a todos los hogares? El análisis se realiza con base en distintas series que cubren los seis años. El año 1998 se ha elegido en virtud de que fue el último en que se observó crecimiento económico, incremento del ingreso, disminución del desempleo y reducción de la pobreza. Si bien el proyecto en curso se propone analizar hasta el 2004, en el momento sólo está disponible para el levantamiento del año 2003.

Metodología y datos

La información utilizada en este trabajo proviene del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), que anualmente levanta el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay. El objetivo principal de la ECH es recabar información sobre el empleo y los ingresos de las personas con 14 y más años de edad que habitan en Montevideo y en las zonas urbanas del interior del país. Actualmente constituye también el principal instrumento disponible para evaluar el bienestar social de los hogares; fundamentalmente la pobreza. En nuestro caso será la fuente de información básica para estimar cómo evolucionó la distribución del ingreso antes y después de la crisis.

A continuación se exponen precisiones respecto de cuatro puntos cruciales para el tenor y objetivo de este trabajo, que son: a) el diseño muestral; b) los problemas de truncamiento; c) la estimación y determinación del ingreso de los hogares, y d) las técnicas estadísticas utilizadas.

Características de la muestra

El marco muestral de la ECH se definió a partir de los listados de vivienda provistos por el Censo Nacional de 1975, corregido posteriormente con los censos de 1985 y de 1996. La población objetivo es la población residente en viviendas particulares que constituyen uno o más hogares en Montevideo y en las localidades urbanas con 5 000 o más habitantes. En 1997, el INE tomó dos grandes decisiones de ajuste en el marco muestral. Por un lado, estableció una tercera zona del país con representatividad en la muestra: el Área Metropolitana de Montevideo. Ésta se definió como todas las zonas censales de las localidades urbanas de los departamentos limítrofes de Canelones y San José en un radio de 30 kilómetros en torno a Montevideo. Por otro lado, tomó la decisión de incluir otras ciudades en los departamentos que al menos alcanzarán los 5 000 habitantes. Sin embargo, la encuesta no tiene representatividad departamental: sólo para el interior urbano, para Montevideo y su zona metropolitana. En cada muestra mensual, el INE registra aproximadamente 57 por ciento de los hogares en Montevideo, 10 por ciento en el área metropolitana y 33 por ciento restante en las localidades urbanas del interior del país.

Cabe realizar la advertencia de que la inclusión de las localidades urbanas no es aleatoria. En principio, todas las capitales departamentales son incluidas

intencionalmente. A continuación se incluyen todas las ciudades con 15 000 y más habitantes de cada departamento. Finalmente, se selecciona al azar una localidad en el tramo entre 5 000 y 14 999 habitantes.

Truncamiento, censura y sesgos de estimación

Por definición de su marco muestral, la ECH no es representativa de la totalidad del país, dado que excluye la observación de los hogares y de las personas que habitan en las localidades más pequeñas. El fundamento de esta decisión no es claro. Tampoco lo son algunas generalizaciones que se hacen para los dos objetivos generales de la ECH sobre el supuesto de que lo no observado en la encuesta tiene el mismo comportamiento que lo observado.

Este rasgo de la cobertura muestral de la ECH supone un ‘truncamiento’ de la estructura social, tema que ha sido ampliamente tratado en la bibliografía especializada. El truncamiento se produce cuando la acumulación de distintas decisiones metodológicas conduce a que no sea observada una parte de la distribución poblacional de las variables de relevancia. El caso paradigmático es el ingreso de los hogares por los dos extremos de la distribución. Por el lado de la izquierda es razonable pensar que la encuesta trunca una proporción significativa de los hogares con muy escasos ingresos.¹ Por el lado de la derecha, el fenómeno se detecta en los máximos registrados (cuadro 4). Aquí introducimos este problema bajo los mismos principios de datos faltantes en un tramo de la distribución que es teóricamente relevante para los objetivos propuestos. El tema ha sido estudiado en otros países, por ejemplo, en México, utilizando los censos de población como fuentes alternativas de información a las encuestas de hogares (Cortés, 2001). En el Uruguay, uno de los primeros trabajos en abordar este tema fue realizado por Juan Pablo Terra, quien utilizó una comparación para 1962 entre el ingreso de sus encuestas con el ingreso nacional disponible de los hogares registrado por el Sistema de Cuentas Nacionales. Este autor señalaba lo siguiente:

Resulta una omisión en la declaración de ingresos de la encuesta urbana de 3 664 000 pesos que representa 25.9 por ciento del total. No es posible identificar con precisión donde se producen las omisiones. Globalmente los ingresos de los asalariados representan más de 70 por ciento de los declarados en la encuesta urbana, mientras los sueldos y salarios representan 55 por ciento en las cuentas nacionales. Esto

¹ Las ECH de la serie estudiada aquí sólo reportan dos o tres hogares con ingreso cero.

confirma lo que la crítica interna de la técnica de encuesta sugiere: que la omisión no se produce en la declaración de sueldos y salarios, sino sustancialmente en los rubros de utilidades, intereses, dividendos y rentas, cuyos montos globales habría más que duplicar (Terra, 1983: 191-192).

El párrafo anterior sienta para el país una hipótesis central: la diferencia observada por ambas fuentes de información sobre los ingresos de los hogares no se debe sólo a un fenómeno de subdeclaración sistemática que todos los hogares realizan por igual, sino a un problema real de truncamiento por derecha en la distribución del ingreso. Los hogares con más altos ingresos no están en la muestra. En consecuencia, no se puede corregir el truncamiento por el simple expediente de expandir los ingresos declarados en la ECH para ajustarlos a cuentas nacionales, realizando una especie de ‘socialismo estadístico’. Una metodología apropiada para tratar el problema del truncamiento por derecha debe contar con supuestos razonables. Por ejemplo, ¿cuál es la magnitud absoluta de hogares con altos ingresos que no están siendo capturados? Es evidente que la probabilidad de selección de estos hogares dependerá de su número, de tal forma que si el ingreso faltante está concentrado en pocos hogares, el truncamiento será más difícil de corregir porque estos hogares no están siendo directamente capturados por su baja probabilidad de selección; para tal fin sería necesario otro diseño muestral. Si, al contrario, suponemos que los hogares de más altos ingresos no son pocos en términos absolutos, habría que identificar su perfil como estrato en la base, para conocer los márgenes de error que se podrían cometer haciendo inferencia a partir de ellos. Si aquéllos fueran razonables, entonces sí podría trabajarse en un método de expansión de ingresos por fuentes y niveles de ingreso.

Ahora bien, tal como señala Vigorito (1999: 256) —y pese a que Terra (1983) lo señaló hace mucho tiempo— todavía no existe una propuesta metodológica consensuada para su apropiado tratamiento, en particular cuando la corrección del truncamiento se realiza observando las relaciones entre el ingreso de la ECH y el Sistema de Cuentas Nacionales.² Por lo tanto, se debe ser cauto con las conclusiones que se realicen sobre la base de las ECH. Tampoco existe un estudio en profundidad del perfil de la población que no es observada directamente porque se la deja fuera del marco muestra, con la excepción de un reciente trabajo inédito de Torres (2004), el cual seguiremos aquí.

² Vigorito sostenía que la inclusión de factores de corrección del ingreso de los hogares en la ECH computados a partir la comparación con la Encuesta de Gasto e Ingresos de los Hogares (EGIH) de 1994 “implicaría alteraciones severas sobre los micro datos originales” (Vigorito, 1999: 256).

Al aplicarse a los microdatos los correspondientes factores de expansión provistos por el propio INE, se obtuvo en el cuadro 1 la población total estimada en las viviendas incluidas en el marco muestral para cada uno de los años de la serie 1998-2003, donde el número de hogares varía entre 775 000 y 772 000; en tanto que se observa una variación de número de personas de entre 255 000 y 236 000.

CUADRO 1
NÚMERO DE HOGARES Y PERSONAS EN LAS ECH DE 1998-2003.
BASES EXPANDIDAS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Hogares totales	786 672	784 647	789 057	775 884	775 499	772 314
Población total relevada	2 522 165	2 490 096	2 504 681	2 432 508	2 393 810	2 361 913

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

El cuadro 2 presenta una comparación entre las cifras censales y los totales de la Encuesta Continua de Hogares para el año 1998. Bajo el supuesto de que la distribución de la población entre las áreas con menos de 5 000 habitantes y las áreas con más de 5 000 habitantes no se hubieran alterado drásticamente entre 1996 y 1998, se pueden extraer dos hallazgos importantes. En primer lugar, el diseño muestral no permite observar 20.5 por ciento de la población total del país radicada en zonas urbanas menores a 5 000 habitantes y en zonas rurales, esto es, aproximadamente unas 650 000 personas, según el relevamiento del Censo de 1996. En segundo lugar, la ECH alcanza una cobertura altamente satisfactoria del país urbano, al menos cuando se comparan los agregados provenientes de las dos fuentes consideradas.

El truncamiento tiene consecuencias importantes sobre el sesgo de las estimaciones. Pensemos en dos ejemplos clave. En primer lugar, si fuera razonable suponer la hipótesis de que esta población truncada de 650 000 personas percibiera un ingreso per cápita sistemáticamente menor al promedio del observado en el país urbano, todas las estimaciones presentadas estarían sobreestimando no sólo el ingreso medio, sino sobre todo subestimando la incidencia de la pobreza y su localización. Conoceríamos así la pobreza en el país urbano, pero no podríamos hacer afirmaciones sobre todo el país. En segundo lugar, si ese 25 por ciento aproximado del ingreso de cuentas nacionales de 1962 estuviera concentrado en hogares cuya fuente de ingresos fueran rentas

de capital y de la propiedad, y no hubiera variado sustancialmente en los 40 años que nos separan, entonces nuestra comprensión sobre la distribución del ingreso estaría seriamente distorsionada, pues se subestimarían los reales niveles de desigualdad existentes en el país.

CUADRO 2
COBERTURA Y TRUNCAMIENTO DE LA ECH

	Censo de 1996
<i>Censo de población de 1996</i>	
1. Población total (proyectada)	3 163 763
2. Población urbana en localidades de 5 000 y más habitantes	2 523 340
3. Población en localidades menores a 5 000 habitantes, urbanas y rurales (núm. 3)	650 392
4. Población excluida por diseño muestral	20.56%
<i>Encuesta Continua de Hogares 1998</i>	
5. Población total expandida ECH 1998	2 522 165
6. Porcentaje de población urbana cubierto por ECH 1998 (núm. 2)	99.95%

En consecuencia, y no obstante nuestro interés, asumiremos que las estimaciones que presentamos basadas en los ingresos corrientes provenientes de las ECH subestiman los verdaderos parámetros para el universo y limitan las conclusiones sobre la distribución del ingreso y sobre la desigualdad que la misma expresa.

Ingreso total, ingreso monetario y valor locativo

El objetivo de este estudio es describir la evolución del ingreso total de los hogares y comparar las distribuciones entre los años 1998 y 2003, y para ello son necesarias tres precisiones.

En primer lugar, para expresar los ingresos totales de los hogares en pesos constantes se prefirió hacerlo en pesos corrientes de 2003, y en consecuencia, proyectar a esa fecha los ingresos totales de los hogares registrados en el periodo. Para este procedimiento preferimos la opción clásica de trabajar con el índice de precios al consumo (IPC) publicado por el INE en su página web, y deseamos el índice de precios de alimentos y bebidas (IPAB), que desde

septiembre de 2002 ha adoptado el INE como proyector para actualizar la línea de pobreza.

En segundo lugar, pero de mayor importancia que la previa, se sitúa la decisión sobre qué se debe considerar ‘ingreso total’ en los estudios sobre bienestar en Uruguay. Precisamente esto se refiere a cómo se considera el ingreso monetario y no monetario de los hogares. Las ECH registran cuál es el ingreso monetario que perciben todas y cada una de las personas con 14 y más años de edad en los hogares mediante 49 variables de ingresos, las cuales se agrupan ‘oficialmente’ en: a) ingresos por actividad dependiente (salarios); b) ingreso de trabajadores no dependientes (utilidades de capital); c) ingreso por transferencias (jubilaciones, pensiones, seguros por desempleo, asignaciones familiares, hogar constituido, etc); d) otros ingresos (rentas de propiedad, utilidades bancarias), y e) ingresos provenientes del exterior (salarios, seguridad social y remesas).³ Pero, en comparación con las decisiones estadísticas adoptadas en otros países de la región, la ECH no registra otras fuentes no monetarias, tales como pagos en especie, regalos y producción para el autoconsumo. Sin embargo, a nivel del hogar, el INE ‘añade’ una fuente no monetaria, la cual es el valor locativo de la vivienda que ocupa el hogar cuando alguno de sus miembros es el propietario de ella. Así, desde el punto de vista del INE, el ‘ingreso total del hogar’ es la sumatoria de las agregaciones de todas las 49 variables que registran ingreso según diversas fuentes, más la imputación que se hace por concepto de valor locativo de la vivienda. Todas las estadísticas oficiales publicadas, y también los microdatos, utilizan este criterio.

A las ya mencionadas precauciones sobre los sesgos subyacentes en el perfil de la distribución, sobre la dispersión de la misma y sobre la magnitud de la de la pobreza, es necesario a partir de ahora incluir la conveniencia de preferir los ingresos monetarios corrientes sin el valor locativo a cuenta de no introducir compensaciones virtuales, por las razones que se expresan seguidamente.

En tercer lugar, resulta evidente el interés en examinar con detalle las implicancias empíricas y teóricas de la decisión oficial de sumar el valor locativo imputado al ingreso corriente monetario total del hogar. El cuadro 3 muestra para la serie aquí analizada cuál es la proporción que representa la imputación de ingresos en el ingreso total del hogar informado por el INE. Tal

³ Desde otro punto de vista conceptual más elaborado, las fuentes pueden reagruparse en: a) salarios; b) utilidades del capital; c) rentas de la propiedad y de otros activos, y d) transferencias; con la cautela de que no existe un criterio unívoco para discriminar el ingreso generado mediante micronegocios propios, típicos del sector informal.

como se puede apreciar, el INE añade al registro del ingreso de los hogares que poseen en propiedad la vivienda que ocupan, un monto equivalente a entre dos y tres veces el salario mínimo nacional en promedio, que es meramente virtual. En el total de ingresos reportado oficialmente, esta adición representa 22 por ciento del ingreso, guarismo que trepa a 33 por ciento para el caso de los hogares ubicados en el primer decil del ingreso. Una proporción que se ha mantenido relativamente estable a pesar de las oscilaciones ocurridas en los últimos seis años.

CUADRO 3
PARTICIPACIÓN DEL VALOR LOCATIVO EN EL INGRESO TOTAL
PROMEDIO DEL HOGAR EN LAS ECH DE 1998-2003. BASES
PONDERADAS. PESOS CONSTANTES DE DICIEMBRE DE 2003

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Valor locativo promedio imputado por habitar una vivienda propia	3 629	3 564.2	3 404.2	3 382.3	2 981.1	2 263.0
Porcentaje del valor locativo imputado en el ingreso total del hogar promedio.	22.7	22.2	22.0	22.7	22.6	21.0
Porcentaje del valor locativo imputado en el total del ingreso promedio del primer decil de la distribución del ingreso	33.3	32.9	32.5	34.4	34.6	32.9

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

La ‘compensación virtual’ del valor locativo no va necesariamente en la dirección de la ‘brecha’ que sugiere el truncamiento reseñado o la omisión con respecto a Cuentas Nacionales, porque ya a dos distribuciones desconocidas sólo le agregaríamos una tercera completamente ‘imaginaria’. Luego, y según puede verse, el efecto del valor locativo es apreciable en promedio en el conjunto de los hogares, y en especial en los menos favorecidos de la distribución del ingreso; por lo que a los pobres ‘de menos’ que ya habría por truncamiento estaríamos restando incluso una proporción sí conocida de pobres ‘de más’. O sea que ciertas estimaciones oficiales estarían subestimando ampliamente las consecuencias de la distribución y compensándola con un criterio no monetario y, como veremos ‘polivalente’ o ‘polisémico’.

Ahora bien, ¿cual es el fundamento teórico de esta imputación? Un primer argumento esgrimido sostiene que si los miembros de ese hogar desearan habitar esta vivienda, deberían incrementar su ingreso total en el valor locativo. Desde

este punto de vista, un gasto no realizado se contabiliza como ingreso. Un segundo argumento sostiene que si el hogar deseara incrementar sus ingresos actuales, podría hacerlo mediante el arriendo de su vivienda. En consecuencia, la rentabilidad potencial de un activo se transforma en ingreso corriente.

Ambas ideas nos parecen al menos discutibles. Por un lado, es necesario reafirmar que para todos los objetivos enmarcados en el análisis del bienestar actual de un hogar y en particular la desigualdad y la incidencia de la pobreza, la contabilización de un ingreso virtual, inexistente, distorsiona la evaluación de la restricción presupuestaria del hogar en los mercados, sobreestimando la utilidad derivada de los hogares. Por otro lado, también son cuestionables en sí mismos los argumentos anteriores por razones sustantivas. Para comenzar, es difícil de aceptar desde el punto de vista económico que un gasto no realizado, en consecuencia, un ahorro, pueda ser contabilizado positivamente como ingreso corriente disponible. En segundo lugar, el monto imputado como valor locativo resulta poco confiable dado que proviene de una estimación subjetiva del propietario hecha en el momento de la entrevista. Es difícil evaluar la precisión de la información en la que se funda aquella estimación. En tercer lugar, el valor locativo no es el precio de la vivienda en el mercado de arrendamientos, sino el precio inicial de oferta del bien al cual el propietario se inclinaría subjetivamente a presentar su arriendo. Finalmente, puede conjeturarse con cierta plausibilidad que el precio real de mercado podría ser muy distinto, bajo el supuesto de que todos los propietarios tomaran simultáneamente la decisión de poner en arriendo sus propiedades.

En síntesis, la noción de valor locativo tal como ha sido incorporada en la ECH es difícilmente sostenible desde el punto de vista teórico, transformándose en una suerte de ‘socialismo estadístico’ poco afortunado para el análisis de los problemas de desigualdad y pobreza. En consecuencia, y para los efectos de este análisis, hemos definido el ingreso total del hogar como aquél realmente percibido y que es originario en alguna de las cuatro primeras fuentes mencionadas: salarios, rentas de capital, rentas de propiedad y transferencias.

Medidas para la desigualdad

El artículo tiene la pretensión de describir la distribución del ingreso en el periodo delimitado, por lo que bastarán medidas estadísticas simples para reportar los cambios en el nivel de la variable de interés como para reportar su dispersión. A pesar de lo frecuente que hoy resulta leer trabajos que utilizan

como medida de concentración el índice o coeficiente de Gini, es necesario recordar que la elección de una medida estadística de desigualdad puede no ser unívoca.

En términos generales, una vez que se ha delimitado conceptualmente el objeto del estudio, la elección de una buena medida de desigualdad debería responder a tres grandes requisitos:

1. Ser invariante a las transformaciones de escala (por ejemplo, mostrar la misma concentración si se expresa el ingreso en pesos o en dólares).
2. Debe cumplir con la condición de Pigou-Dalton.
3. Debe satisfacer la condición de cambio relativo.

Adicionalmente, se puede requerir que el valor del coeficiente tenga un recorrido cerrado, pudiendo tomar valores máximos y mínimos. El cumplimiento de la condición tres incluye el cumplimiento de la condición dos pero no viceversa. Es decir, una medida que detecta y pondera más las transferencias en la distribución ocurridas entre los extremos, a la vez está cumpliendo con la condición de Pigou-Dalton respecto de que la medida sea sensible a cambios en el grado de equidistribución o concentración⁴ (Cortés y Rubalcava, 1984; Sen, 1998).

El coeficiente de concentración propuesto a principios del siglo XX por Corrado Gini, que aquí utilizaremos, cumple con el primer y segundo requisitos y también con el adicional. En forma intuitiva, se puede presentar el Gini diciendo que es una medida que resume las discrepancias o diferencias entre dos distribuciones. Por un lado, la observada, que consiste en la participación proporcional en el ingreso que acumula el *i-ésimo* hogar en el ingreso total (Q_i); esta distribución se denomina también ‘curva de Lorenz’ y resulta de interés estudiar su forma en la medida en que muestra geométricamente cómo se distribuye el ingreso, además de conocer la magnitud de su concentración. Por otro lado, se encuentra la distribución teórica que supone que si el ingreso se distribuyera democráticamente entre los hogares, cada uno recibiría una proporción acumulada igual a su posición relativa (P_i) en el total de los hogares (Cortés y Rubalcava, 1984: 47-55). Si esto último sucediera:

$$1] \quad Q_i = P_i = \frac{1}{N}$$

⁴ Esto se debe a que algunas de las medidas más populares de distribución del ingreso tienen como supuesto una distribución ideal de tipo democrática en la que todos los individuos tienen proporciones iguales en el total.

De la ecuación uno se deduce que si no existiera discrepancia entre la distribución observada y la distribución equidemocrática, entonces el grado de concentración medido por el coeficiente de Gini equivaldría a cero; si la discrepancia es máxima como en el caso de que una sola unidad concentre todo el ingreso, el Gini tomará valor uno. Formalmente, este coeficiente se define:

$$2] \quad G = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (P_i - Q_i)}{\sum_{i=1}^{n-1} P_i}$$

Presentado conceptualmente el índice que se utilizará, resulta de importancia precisar sus potencialidades y sus limitaciones. Ya se anunció que, dada su construcción, este índice satisface tres de las cuatro condiciones exigidas para que una medida de desigualdad sea tomada por buena. Sin embargo, el coeficiente de Gini informa sólo del grado de concentración, pero no de su forma; por eso dos distribuciones del ingreso en dos años distintos pueden tener igual índice pero la forma de la curva de Lorenz será distinta. Dado que detrás de los ingresos de los hogares está operando una estructura de clases sociales y no sólo de deciles, una misma concentración puede haber ocurrido mediante muy distintas transferencias entre clases sociales que tienen recursos y estrategias con diferente eficacia para resistir las recesiones y las crisis económicas. Si nuestro concepto de desigualdad es suficientemente complejo como para tratar este tema, entonces esperaríamos que las transferencias de ingreso que se suceden entre hogares ubicados en distintas posiciones sean valoradas de forma distinta. Se intuye de este argumento que la forma de la distribución es un dato de gran interés sociológico en los estudios empíricos. Esto ha llevado a desarrollar varias medidas estadísticas para capturar estos efectos, entre ellas los índices entropía de Theil.

Para los efectos de este primer análisis descriptivo, nuestra pretensión es más modesta: trabajaremos con el coeficiente de Gini comparando nuestros cálculos con otros anteriores hechos para las décadas de 1980 y 1990, y analizaremos la forma de la distribución de una forma muy clásica, a través de las participaciones porcentuales de los deciles de ingreso. Reservaremos otras técnicas para el análisis de la distribución desde las clases sociales en próximos documentos.

La evolución del ingreso medio de los hogares urbanos

El cuadro 4 muestra, para todo el país urbano, la evolución que ha tenido el ingreso monetario sin valor locativo de los hogares, en pesos constantes de diciembre de 2003; asimismo se incluye el mínimo y máximo ingreso registrado por la ECH, y el ingreso per cápita.

Tal como se puede apreciar, el ingreso de los hogares (línea 1) se redujo durante los seis años de la serie analizada. Al inicio del periodo, un hogar recibía en promedio 19 537 pesos, en el último de la serie el promedio de los hogares apenas superaba los 13 000. Si se expresan estos ingresos en números índices con base 100 en 1998 (línea 2), se observará más rápidamente que el ingreso cayó 33 por ciento en seis años. Pero, si a su vez esta tendencia se compara con lo ocurrido en el mismo periodo con la tendencia del producto bruto interno, se puede constatar que el ingreso medio disminuyó proporcionalmente más que la reducción de la economía. El reconocimiento de este fenómeno nos permite designarlo como proceso de ‘empobrecimiento absoluto’ de los hogares urbanos uruguayos.

Si bien el empobrecimiento caracterizó todo el periodo analizado, se pueden identificar dos subperiodos que ponderan la tendencia general. Por un lado, los tres primeros años se caracterizan por registrar una caída leve del ingreso equivalente a cuatro por ciento. Y por otro lado, los tres últimos años concentran la mayor proporción en la pérdida del ingreso, tanto en términos agregados como en términos promedio. Una primera y fuerte contracción se observó en el año 2001, cuando los hogares perdieron en promedio 10 por ciento del ingreso monetario que obtenían en 1998. Los dos años siguientes, la pendiente de la curva es más acentuada, mostrando caídas de 12 puntos entre 2001 y 2002, y nuevamente de otros 12 puntos entre 2002 y 2003. Las fuentes oficiales han enfatizado que durante el año 2004 la tendencia se habría modificado completamente, pero dado que aún no se dispone de los microdatos para el 2004 no podemos mostrar si en este año efectivamente se ha revertido la tendencia, o al menos, detenido la caída.

Ahora bien, el empobrecimiento constatado debe ser tomado como un marco de restricciones que puede redefinir o no las relaciones distributivas entre los agentes sociales al punto de llegarse a un cambio en la estructura social (en las posiciones relativas de los agentes).

CUADRO 4
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DEL INGRESO PROMEDIO DE LOS HOGARES 1998-2003. PAÍS URBANO.
PESOS CONSTANTES (DICIEMBRE 2003), SIN VALOR LOCATIVO IMPUTADO, BASES PONDERADAS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1. Ingreso promedio	19 527.8	19 258.2	18 753.4	17 706.7	15 301.3	13 034.3
2. Ingreso medio (base 100=1998)	100.0	98.6	96.0	90.7	78.4	66.7
3. Ingreso per cápita	7 220.7	7 166.0	7 089.3	6 804.0	6 027.8	5 158.3
4. Ingreso total de los hogares en la ECH	15 352 488 063	15 069 617 646	14 765 784 832	13 745 101 382	11 872 464 047	10 079 106 275
5. Ingreso total base 100 = 1998	100.0	98.2	96.2	89.5	77.3	65.7
6. Ingreso máximo	398 622.5	433 928.9	1 840 410.8	526 455.0	383 913.6	494 652.8
7. Ingreso medio en el primer decil	4 212.4	4 322.8	4 175.7	3 902.6	3 371.0	3 841.8
8. Ingreso medio en el primer decil (base 100=1998)	100.0	102.6	99.1	92.6	80.0	91.2
9. Ingreso medio en el 10° decil	67 554.7	69 288.0	66 728.4	63 091.1	54 682.3	61 619.9
10. Ingreso medio en el 10° decil (base 100=1998)	100.0	102.6	98.8	93.4	80.9	91.2
11. Línea de pobreza LP (promedio anual, pesos diciembre 2003)	3 080.3	3 071.3	3 075.3	3 121.5	3 116.2	3 115.8
12. Relación LP / ingreso per cápita (3/11)	2.3	2.3	2.3	2.2	1.9	1.7

En consecuencia, es esperable que desde el punto de vista sociológico pueda observarse una variedad de fenómenos propios de una pugna distributiva en el contexto de contracción de la riqueza, subprocesos que dan cuenta de cómo se reposicionan diferentes estratos sociales según sus diferentes controles de recursos (políticos y económicos).

Las filas 4 a 10 del cuadro 4 nos permiten realizar unas primeras y rudimentarias distinciones dentro del proceso analizado. Según la ECH y teniendo presente las ‘limitaciones’ planteadas en la sección anterior, es posible señalar que tanto para los más ricos (décimo decil) como para los más pobres (primer decil), la evolución del ingreso siguió un ‘mismo patrón’ de “empobrecimiento”. Las pérdidas relativas al año base son similares: 20 por ciento al año 2002. En ambos deciles extremos de la distribución se observó una caída menor en comparación al ingreso promedio con relación al año base, y en ambos casos el año 2003 marca el inicio de la recuperación para ambos sectores y en la misma proporción. Sin embargo, y valga exclusivamente como anécdota, a pesar de que el ingreso agregado de los hogares registrado por la ECH (línea 4) es el menor en la serie, el máximo observado en el 2003 es muy superior al año 1998 (línea 6), último año de bonanza.

El comportamiento de los ingresos promedio en los deciles extremos en el marco del proceso general de ‘empobrecimiento’ ya anticipa algo más sobre la distribución del ingreso: los principales movimientos —pérdidas o transferencias— tuvieron lugar en los deciles centrales más que en los extremos (al menos los inferiores).

Otra forma de darle un significado a los cambios observados es contrastar la evolución del ingreso promedio de los hogares con las necesidades más básicas, que se representan usualmente con la canasta de bienes que conforma la ‘línea de pobreza’ (LP). Para ello, la fila 11 del cuadro 4 añade el valor per cápita de la línea de pobreza calculada con base en la metodología original del INE.⁵ Y la línea 12 exhibe los resultados del coeficiente ingreso total per cápita por año con el valor de la LP. El empobrecimiento observado ha implicado que si al inicio del periodo el ingreso promedio per cápita de los hogares urbanos equivalía a 2.3 veces la línea, al final del periodo representa a 1.7 veces.⁶ Por su

⁵ En 2002 se han implementado modificaciones que condujeron a una drástica reducción de su valor. Vigorito *et al.* (2002) han criticado el débil fundamento teórico y la inconsistencia de las decisiones estadísticas tomadas. Estamos de acuerdo con esta posición y por tanto mantenemos la “vieja” línea de pobreza.

⁶ Conviene recordar que, por definición, el concepto de pobreza como recursos y el método de medición indirecto a través del ingreso reportan flujos de los hogares sin hacer afirmación sobre las posibilidades de ahorro o inversión; dos factores imprescindibles para analizar periodos medianos como el que

parte, si en 1998 el ingreso per cápita necesario para costearla se ubicaba en el segundo decil; en el año 2003 se ubica entre el tercero y cuarto decil del ingreso de hogares. El proceso de empobrecimiento de los hogares cobra un significado muy claro, ahora en términos relativos al estándar de satisfactores de las necesidades humanas, definido por el concepto indirecto de pobreza.

Antes de dar otro paso en el análisis, conviene desagregar las tendencias observadas en el empobrecimiento de los hogares según el lugar de residencia, sea Montevideo o el interior urbano del país. El cuadro 5 muestra que el ingreso medio de los hogares de Montevideo es sensiblemente superior al percibido por un hogar del interior, tal como era esperable en función de todos los antecedentes disponibles (Boado, 2003). La razón oscila entre 1.57 y 1.66 en el periodo para el ingreso medio y entre 1.70 y 1.80 para el ingreso per cápita. Con ello a la esperable diferencia 'regional' se agrega un comportamiento diferenciado de la variable ingreso según área geográfica. Si bien disminuyó el promedio en ambas regiones, fue más pronunciado el descenso en el interior urbano que en Montevideo. Mientras que al final de la serie un hogar montevideano percibía 68.1 por ciento del nivel inicial, un hogar del interior urbano percibía 66.6 por ciento. La caída en el ingreso del interior urbano comienza ya en el año 1999 y los niveles se anticipan un año a Montevideo; también la magnitud de la disminución es sistemáticamente mayor que lo verificado con Montevideo.

Debemos reconocer que las diferencias observadas más allá de las regularidades anotadas son leves, y susceptibles de discutirse en el campo de la inferencia estadística. Sin embargo, en nuestra opinión, estos hallazgos resultan empíricamente consistentes con otros estudios. Los hogares del interior parecerían ser más vulnerables que los montevideanos frente a los ciclos económicos, lo cual puede explicarse por una estructura que tiene relación con el ingreso pero también con otros factores determinantes del bienestar, una desventaja que estaría ocasionada tanto a nivel de las titularidades (en el sentido que Amartya Sen le da a este término) como también en el nivel más profundo de la estructura social (Fernández, 2003 b).

Más importante aun que reconocer la razonabilidad de los antecedentes como de la explicación, resulta sofisticar la hipótesis anteriormente expuesta: los resultados de la pugna distributiva en contexto de crisis han sido más desfavorables para algunos estratos del interior urbano que para sus homónimos de Montevideo.

estamos analizando. Una pregunta que cabría realizarse es en qué medida el empobrecimiento no ha obligado a desahorrar activos en forma irrecuperable o a suspender inversiones en capital humano irrecuperables, tales como el abandono escolar, la desatención de salud y la desnutrición crónicas.

CUADRO 5
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DEL INGRESO PROMEDIO DE LOS HOGARES 1998-2003,
DESAGREGANDO MONTEVIDEO E INTERIOR URBANO. PESOS CONSTANTES (DICIEMBRE 2003).
SIN VALOR LOCATIVO IMPUTADO. BASES PONDERADAS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>Montevideo</i>						
1) Ingreso promedio	26 069.0	26 568.5	25 696.1	24 135.4	20 812.1	17 740.5
2) Ingreso promedio (base 100 = 1998)	100.0	101.9	98.6	92.6	79.8	68.1
3) Ingreso per cápita del hogar	8 988.3	9 072.8	9 029.2	8 654.5	7 614.0	6 477.5
<i>Interior</i>						
4) Ingreso promedio	16 586.0	16 318.7	15 588.2	14 539.3	12 541.6	11 053.3
5) Ingreso promedio (base 100 = 1998)	100.0	98.4	94.0	87.7	75.6	66.6
6) Ingreso per cápita del hogar	5 288.1	5 195.9	5 049.3	4 797.6	4 333.6	3 751.1
<i>Comparaciones Montevideo-interior</i>						
1/4	1.57	1.63	1.65	1.66	1.66	1.60
3/6	1.70	1.75	1.79	1.80	1.76	1.73
Diferencia en los cambios 2-5	0.0	3.5	4.6	4.9	4.2	1.4

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

Las anteriores observaciones nos permiten proponer una primera discusión sobre las hipótesis existentes para explicar algunas características del ciclo recesivo que enfrentó la sociedad uruguaya en estos años. La interpretación oficial ha sostenido (en forma restrictiva, a nuestro entender) que la crisis cubrió sólo el año 2002; más exactamente los meses en que se descubrieron los fraudes bancarios que originaron una corrida de capitales, los dos ajustes fiscales, la devaluación, el feriado cambiario y una práctica cesación de pagos por parte del Estado frente a varios de sus proveedores. El año 2003 sería ya un momento de crecimiento (“espectacular” para algunos) en tanto que los anteriores son catalogados como “recesivos”. El concepto que subyace es de una crisis financiera que afectó sólo al sector bancario y al Estado. Sin embargo, cuando se observa el comportamiento de otras variables macroeconómicas queda claro que el proceso de deterioro de los indicadores y el empobrecimiento de los hogares comenzó ya en 1999, pero se profundizó aún más cuando los factores externos originarios en una coyuntura internacional adversa afectaron los parámetros clave del modelo económico vigente. Se trataría más bien de una crisis de ciclo largo que habría afectado varios ámbitos sociales y que tendría más características estructurales que coyunturales (Fernández, 2003a).

Evolución de la desigualdad en el país urbano

En la sección anterior se ha revisado cómo evolucionó el ingreso en el periodo considerado, pero tomando en cuenta únicamente las variaciones en el nivel. En esta sección la atención se dirigirá a los cambios en la dispersión o desigualdad con que el ingreso se ha distribuido, tanto en todo el país urbano como desagregado entre Montevideo e interior.

El objetivo es someter a discusión una segunda hipótesis disponible sobre el proceso de empobrecimiento de la sociedad uruguaya entre 1998 y el 2003. Se ha sugerido fundamentalmente en ámbitos políticos oficiales la interpretación de que “la crisis ha sido pagada por igual por todos los uruguayos”. La teoría tiene un respaldo sustantivo en los (ya clásicos) estudios que caracterizan a la sociedad uruguaya como de “amortiguadora”. Si fuera cierta esta teoría debería observarse que el proceso de empobrecimiento ya constatado se habría verificado en todos los deciles de hogares en la misma proporción, sin que alguno en particular hubiera perdido o incrementado su participación relativa en el ingreso total registrado.

Por un lado, en el anterior apartado ya hemos constatado que esta afirmación sobrelleva con éxito la comparación de las tendencias medias entre el primer y el último decil. Ahora será importante develar si los ocho restantes deciles se comportaron de la misma forma. Pero por otro lado, existe algún indicio para rechazar o al menos sospechar de la hipótesis oficial. La distinción Montevideo/interior ha permitido mostrar que el empobrecimiento ha sido más pronunciado en el interior y que esto podría deberse a diferencias históricas en la estructura social; más concretamente, en los estratos y agentes sociales.

En términos generales conviene iniciar este análisis considerando una medida resumen para todo el país: ¿cómo se ha comportado el coeficiente de Gini para todo el país urbano? Tal como lo muestra la segunda línea del cuadro 6, en el periodo 1998-2003 se observó un leve pero constante incremento de la desigualdad en la distribución del ingreso equivalente a casi dos décimas. La excepción en la tendencia está en los años 1999 y 2003, donde se reduce también levemente, aunque el valor alcanzado en éste último año es aún mayor que el observado en 1998. Tomando como base el año 1997 como el último de la anterior serie analizada por Vigorito (1999), se comprueba que la tendencia en nuestra serie confirmaría la tendencia de mediano plazo al incremento de la desigualdad en el país urbano observada desde 1986. Es decir, que la tendencia observada por esta autora desde las décadas pasadas continúa hasta el presente; por lo que la crisis no produjo una ‘igualación’ o un enlentecimiento de la desigualdad, sino que ésta siguió avanzando. Esto es importante por dos motivos: por un lado, porque, como vimos, pretende argumentarse lo contrario, esto es, que el perjuicio fue ‘parejo’, y por otro lado, porque pone de manifiesto elementos ‘latentes’ o subyacentes que hacen a las tendencias de la desigualdad ‘durables’ mas allá de auge o crisis.

En particular, importa destacar que la mayor desigualdad en la distribución se complementa con la ya observada caída en el ingreso medio desde el año 2000. Para ganar en claridad y poder formular hipótesis más precisas sobre los procesos subyacentes, se hace necesario observar si este empobrecimiento relativo se ha verificado por igual en Montevideo y en el interior urbano. Las dos últimas líneas del cuadro 6 se ocupan de este aspecto.

Al considerar esta misma tendencia desagregada según las dos grandes áreas geográficas para las que la muestra de la ECH es representativa, se observa que la concentración del ingreso siguió un comportamiento distinto en el interior y en Montevideo.

CUADRO 6
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO 1998-2003. PAÍS URBANO.
INGRESO MONETARIO CONSTANTE PER CAPITA (DICIEMBRE, 2003) BASES PONDERADAS

	1997*	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Gini (by STATA)	0.4339	0.4430	0.4410	0.4460	0.4450	0.4530	0.4490
Coefficiente de Gini *	0.4339	0.4499	0.4469	0.4542	0.4587	0.4627	0.4562
Gini (base 100 =1998)	96.5	100.0	99.3	101.0	102.0	102.8	101.4
Montevideo*	0.425	0.432	0.435	0.437	0.439	0.445	0.445
Interior*	0.383	0.409	0.393	0.397	0.403	0.410	0.400

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

*Coeficientes tomados de Vigorito, 1999, cuadro 2.B. Los cálculos de Gini han sido hechos con el programa Desigualímetro y con el ADO files giniidesc de STATA/SE.

En las localidades urbanas del interior del país, la desigualdad se mantuvo estable en torno a un valor de 0.40 durante todo el periodo, con pequeños incrementos y caídas, replicando de esta forma el comportamiento errático. Algo un poco diferente a lo que se puede constatar en Vigorito (1999) para la serie 1986-1997, donde la tendencia era al atenuamiento de la desigualdad.

Por su parte, en Montevideo, el coeficiente tuvo un incremento leve y sistemático durante el periodo, siendo mayor su incremento entre el año 2001 y 2002. Es razonable concluir, primero, que el movimiento general observado en la desigualdad es tan débil porque el incremento en Montevideo se compensa con la trayectoria errática del ingreso en el interior urbano. En segundo lugar, si esto se combina con el anterior hallazgo, es razonable pensar que han sido los estratos sociales altos asentados en Montevideo los que han resistido más eficazmente el empobrecimiento.

Esta última idea se confirma cuando se considera la tendencia, pero ¿qué ocurre si se observan las participaciones proporcionales de los hogares agrupados por deciles en el total del ingreso registrado para cada año? El cuadro 7 muestra estos datos para cada uno de los años considerados y añade una columna en la que —con un signo de más o de menos, según la comparación entre 1998 y 2003—, se nos informa que la participación del decil se incrementó o disminuyó en términos absolutos.

Comencemos por leer lo que sucede con los primeros tres deciles de ingreso. De acuerdo con la información registrada, estos deciles habrían mejorado levemente su participación relativa, aun en el contexto del empobrecimiento general. En 1998 acumulaban 12.4 por ciento del ingreso total y en 2003 mejoraron hasta 13.1 por ciento. En particular, el primer decil alcanza su más alta participación en el año 1999. Sin embargo, este resultado final sólo se respalda en la ECH del 2003. La serie muestra un comportamiento opuesto para el subperiodo 2000-2002, con un descenso sistemático de la participación en el ingreso de los hogares más pobres del país urbano.

Al concluir nuestra serie en 2003, los hogares ubicados entre los deciles quinto al octavo habían perdido participación relativa. Si bien puede dejarse en claro que los cambios son muy pequeños, no debe olvidarse lo que perdieron dentro de la pérdida general, o sea, perdieron más en términos absolutos de lo que reflejan los datos. Globalmente, estos hogares pasaron de acumular 36.5 por ciento en 1998 a 35.4 por ciento en 2003 del ingreso registrado por la ECH en el marco de un proceso de ‘achique’.

CUADRO 7
PAÍS URBANO. PARTICIPACIÓN PROPORCIONAL DEL INGRESO MONETARIO DEL HOGAR EN
EL TOTAL DEL INGRESO REGISTRADO POR LA ECH. PESOS CONSTANTES. BASES PONDERADAS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Síntesis
Primero	2.91	3.12	3.07	2.86	2.88	3.09	+
Segundo	4.38	4.50	4.35	4.18	4.18	4.56	+
Tercero	5.11	5.18	5.28	5.19	5.10	5.41	+
Total acumulado 1°-3°	12.39	12.80	12.69	12.22	12.16	13.07	+
Cuarto	6.00	6.14	5.97	6.08	5.90	6.07	=
Quinto	7.04	7.11	7.11	6.91	6.77	6.86	-
Sexto	8.09	8.05	7.78	8.23	8.09	8.06	-
Séptimo	9.78	9.36	9.37	9.52	9.56	9.21	-
Octavo	11.56	11.73	11.51	11.34	11.89	11.27	-
Total acumulado 5°-8°	36.47	36.25	35.77	36.00	36.31	35.40	-
Noveno	15.54	15.18	15.58	15.31	15.17	15.10	-
Décimo	29.60	29.62	29.99	30.39	30.47	30.36	+
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

Nota: coeficientes tomados de Vigorito, 1999, cuadro 2.B. Los cálculos de Gini han sido hechos con el programa Desigualímetro y con el ADO files gini4dsc de STATA/SE.

Igual que en el caso anterior, la serie muestra que hay algunos puntos de inflexión que no se corresponden con este panorama. Por ejemplo, el quinto decil de ingreso comenzó a perder participación relativa en el año 2001, el sexto decil comienza a perder en el 2002 y el séptimo y el octavo recién resienten la crisis en el 2003.

A partir de estos ejemplos comienza a quedar clara la ‘sensibilidad’ habitual del Gini. Este coeficiente de contraste teórico de la desigualdad de una distribución es por definición más sensible a las transferencias que afectan a las posiciones intermedias que a las extremas de la distribución. Y es claro en nuestros datos que los que más perdieron en términos reales y relativos no son los extremos, sino los deciles intermedios.

El décimo decil de ingreso registrado por la ECH muestra un comportamiento distinto que los restantes. Durante los seis años analizados, su participación relativa creció en forma sistemática, con la excepción del año 2003, en el que retrocedió al nivel del 2001. En términos relativos al proceso de reducción global del ingreso de los hogares, se observa que la estructura distributiva fue afectada de nuevo, aunque muy levemente, por la crisis en un sentido regresivo. A pesar del empobrecimiento absoluto ya detectado en términos de ingreso medio, los hogares ubicados en este último decil se enriquecieron en términos relativos.

Ya se han observado comportamientos diferenciados en el ingreso medio y per cápita según áreas geográficas, ahora corresponde considerar desde este punto de vista la evolución de la desigualdad. El cuadro 8 compara simultáneamente las participaciones en el ingreso total registrado por las ECH de hogares según su decil y su residencia.

Una primera observación se relaciona con la manera en que participa el interior urbano y Montevideo en el ingreso: mientras que aproximadamente 52 por ciento de la población en las muestras reside en Montevideo, 63 por ciento del ingreso es apropiado por los hogares que habitan ahí.

Una segunda observación de rigor en el cuadro 8 conviene hacerla desde la última columna que ensaya una síntesis de los movimientos observados. En Montevideo se replica prácticamente lo ya observado en el total nacional, con dos excepciones: el segundo y cuarto deciles. En el interior, en cambio, todos los deciles entre el primero y el sexto “ganaron” en términos relativos, a pesar del empobrecimiento que se verificó en términos absolutos. Es decir, perdieron menos.

CUADRO 8
MONTEVIDEO E INTERIOR URBANO. PARTICIPACIÓN PROPORCIONAL DEL INGRESO MONETARIO
DEL HOGAR EN EL TOTAL DEL INGRESO REGISTRADO POR LA ECH, PESOS CONSTANTES.
BASES PONDERADAS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Síntesis
<i>Montevideo</i>							
Primero	1.00	1.01	1.02	0.91	0.94	1.12	+
Segundo	1.76	1.76	1.67	1.56	1.54	1.74	-
Tercero	2.22	2.20	2.31	2.24	2.11	2.34	+
Acumulado 1° a 3°	4.98	4.96	5.00	4.70	4.59	5.20	+
Cuarto	2.85	2.84	2.70	2.85	2.79	2.85	=
Quinto	3.67	3.57	3.51	3.38	3.41	3.39	-
Sexto	4.55	3.99	4.19	4.72	4.41	4.16	-
Séptimo	5.69	5.39	5.33	5.67	5.62	5.31	-
Octavo	7.29	7.32	7.21	7.13	7.68	7.05	-
Acumulado 5° a 8°	21.20	20.27	20.25	20.90	21.11	19.91	-
Noveno	10.72	10.60	10.75	11.01	10.33	10.28	-
Décimo	23.55	24.06	24.69	24.93	25.08	24.98	+
Total	63.30	62.72	63.39	64.39	63.90	63.22	-

Continúa

CUADRO 8
MONTEVIDEO E INTERIOR URBANO. PARTICIPACIÓN PROPORCIONAL DEL INGRESO MONETARIO
DEL HOGAR EN EL TOTAL DEL INGRESO REGISTRADO POR LA ECH. PESOS CONSTANTES.
BASES PONDERADAS
(CONTINUACIÓN)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Síntesis
<i>Interior</i>							
Primero	1.91	2.12	2.05	1.95	1.94	1.98	+
Segundo	2.62	2.74	2.68	2.62	2.64	2.82	+
Tercero	2.89	2.98	2.97	2.95	2.99	3.07	+
Total acumulado 1° a 3°	7.41	7.84	7.70	7.52	7.57	7.87	+
Cuarto	3.14	3.31	3.27	3.23	3.10	3.22	+
Quinto	3.37	3.54	3.60	3.53	3.36	3.47	+
Sexto	3.54	4.06	3.59	3.51	3.68	3.90	+
Séptimo	4.08	3.97	4.03	3.85	3.94	3.90	-
Octavo	4.27	4.41	4.30	4.21	4.21	4.22	-
Total acumulado 5° a 8°	15.27	15.99	15.52	15.10	15.19	15.50	+
Noveno	4.82	4.59	4.82	4.30	4.85	4.82	=
Décimo	6.06	5.56	5.30	5.46	5.38	5.38	-
Total	36.70	37.28	36.61	35.61	36.10	36.78	+

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

Los deciles del séptimo al décimo, en cambio, perdieron participación relativa en los ingresos al final del periodo analizado. Las diferencias entre ambas áreas se pueden finalmente corroborar observando el comportamiento del último decil de ingresos: mientras que en Montevideo creció su participación relativa (perdió menos que los restantes) en el interior urbano perdió tanto en términos absolutos como relativos.

La tercera observación se dirige, entonces, a enfatizar que los movimientos más importantes en la desigualdad de todo el país urbano parecerían haber ocurrido entre los hogares montevideanos entre el cuarto y el octavo decil. En éstos el empobrecimiento relativo se ha producido en forma más acentuada que en el resto de los hogares registrados por la ECH. Desde el punto de vista sociológico, resultará de interés conocer en próximos trabajos cuáles son los estratos sociales que están ubicados ahí y qué diferencias existen con los mismos deciles en el interior de país.

Estos resultados confirman las evidencias que los índices de Gini resumían y convocaban a reflexionar: el cambio abrupto de la crisis se sintió más fuertemente en el medio urbano capitalino que en el medio urbano del interior. La desigualdad de la distribución del ingreso, pese a la pérdida general, se acentuó más en Montevideo que en el interior. En este último caso es notorio que el empobrecimiento pudo resultar más parejo. De cualquier forma, en ello pueden verse efectos macroeconómicos que no sólo obedecen a coyunturas sino a circunstancias de más largo aliento, como los efectos del atraso cambiario y de la reforma de las pasividades, al igual que el ya anotado déficit de información que ocasiona el truncamiento muestral.

Una primera aproximación a las reacciones de los hogares

El análisis de la evolución de la desigualdad por deciles conformó un cuadro más complejo que el que podría reportarse si exclusivamente se utilizara el coeficiente de Gini. Sin embargo, la evolución del ingreso y su desigualdad pueden ser conceptuados como resultantes de, por un lado, los efectos de las variables macroeconómicas, y por otro, las decisiones que adoptaron los hogares para enfrentar las reducciones en sus ingresos (Cortés, 2001).

En consecuencia, falta establecer una primera aproximación a cuáles han sido las estrategias de los hogares para afrontar la crisis. Una primera y muy

elemental forma de hacerlo es preguntarse por la forma en cómo los hogares reequilibraron la contracción del ingreso y el volumen de satisfactores necesarios para su reproducción biológica y cultural; las variables centrales aquí son el tamaño del hogar, el número de perceptores de ingresos y la tasa de dependencia. Esta nueva evidencia permitirá avanzar en la discusión de la hipótesis más general que proponemos respecto de los efectos diferenciales de la crisis sobre los hogares uruguayos según la clase social.

El cuadro 9 muestra estos resultados. A través de los deciles se observan algunos elementos constantes sobre los cuales es posible proponer hipótesis acerca de cuál fue la estrategia general de los hogares frente a la crisis. En promedio y durante los seis años analizados, se constata una disminución del tamaño de los hogares de 3.21 a 3.06 miembros; una caída de la cantidad de perceptores de ingreso de 1.92 a 1.83; en tanto que la tasa de dependencia se mantiene constante en aproximadamente 1.81 miembros por perceptor. Estas tres tendencias se mantienen con leves variaciones en todos los deciles de ingreso, cabe preguntarse entonces si estos cambios se corresponden con la dinámica natural de la segunda transición demográfica en el país, o si por el contrario, integran efectos de la crisis. Si bien, la serie con muestras transversales de hogares no permite responder adecuadamente a esta pregunta, nosotros nos inclinamos por la segunda interpretación.

En los deciles primero y segundo, al menos durante dos años, la ECH registra un incremento en el número promedio de integrantes del hogar, cambios que ocurren desfasados según el decil: en el bienio 2001 y 2002 para el primero, y el bienio 2000 y 2001 para el segundo decil. Las caídas más “marcadas” en el tamaño del hogar se verificaron en los deciles tercero, cuarto, octavo, noveno y décimo. En el primer decil se constata además un incremento muy leve en el número de perceptores de ingreso entre los años 2001 y 2003. En los deciles sexto al noveno la caída en el número de perceptores de ingreso es más acentuada. Como resultado de los dos subprocesos anteriores, en los primeros cuatro deciles se produjo una caída en la tasa de dependencia, aunque fue más pronunciada en los dos primeros. En los restantes deciles, la pérdida de miembros siguió un movimiento paralelo a la pérdida de perceptores. En el séptimo decil, al contrario, creció la tasa de dependencia. En todas las series, el año 2003 muestra un retroceso frente al 2002.

Los movimientos nuevamente son muy pequeños como para pretender fundamentar conclusiones definitivas o tajantes. Por lo tanto, nos moveremos en el plano de las hipótesis.

CUADRO 9
CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DE LOS HOGARES: TAMAÑO, PERCEPTORES
Y TASA DE DEPENDENCIA 1998-2003

Deciles	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Evolución
<i>Número de integrantes en el hogar</i>							
1	2.34	2.24	2.28	2.39	2.35	2.25	-0.09
2	2.69	2.64	2.73	2.73	2.71	2.57	-0.12
3	3.03	3.03	2.96	2.9	2.87	2.8	-0.23
4	3.23	3.13	3.21	3.05	3.08	3.06	-0.17
5	3.35	3.29	3.27	3.24	3.23	3.24	-0.11
6	3.5	3.47	3.55	3.28	3.25	3.28	-0.22
7	3.53	3.61	3.55	3.44	3.34	3.45	-0.08
8	3.69	3.6	3.59	3.6	3.38	3.52	-0.17
9	3.67	3.74	3.61	3.62	3.59	3.52	-0.15
10	3.72	3.82	3.68	3.64	3.56	3.56	-0.16
Total	3.21	3.17	3.17	3.14	3.09	3.06	-0.15
Continúa							

CUADRO 9
CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DE LOS HOGARES: TAMAÑO, PERCEPTORES
Y TASA DE DEPENDENCIA 1998-2003
(CONTINUACIÓN)

Deciles	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Evolución
<i>Número de preceptores</i>							
1	1.26	1.24	1.24	1.30	1.30	1.28	0.02
2	1.51	1.50	1.53	1.51	1.51	1.5	-0.01
3	1.69	1.67	1.64	1.63	1.60	1.61	-0.08
4	1.81	1.82	1.80	1.74	1.77	1.75	-0.06
5	1.97	1.96	1.93	1.91	1.88	1.88	-0.09
6	2.1	2.03	2.08	2.00	1.96	1.96	-0.14
7	2.29	2.24	2.17	2.17	2.06	2.1	-0.19
8	2.35	2.31	2.30	2.28	2.18	2.15	-0.20
9	2.37	2.43	2.36	2.35	2.32	2.23	-0.14
10	2.44	2.47	2.39	2.36	2.28	2.29	-0.15
Total	1.92	1.90	1.89	1.88	1.84	1.83	-0.09

Continúa

CUADRO 9
CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DE LOS HOGARES: TAMAÑO, PERCEPTORES
Y TASA DE DEPENDENCIA 1998-2003
(CONTINUACIÓN)

Deciles	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Evolución
<i>Tasa de dependencia</i>							
1	1.90	1.84	1.87	1.90	1.84	1.79	-0.11
2	1.92	1.89	1.90	1.91	1.88	1.8	-0.12
3	1.94	1.97	1.95	1.92	1.93	1.87	-0.07
4	1.96	1.87	1.94	1.88	1.88	1.9	-0.06
5	1.85	1.84	1.85	1.84	1.87	1.86	0.01
6	1.82	1.84	1.82	1.76	1.79	1.79	-0.03
7	1.67	1.74	1.77	1.70	1.73	1.78	0.11
8	1.72	1.71	1.69	1.71	1.69	1.75	0.03
9	1.69	1.66	1.67	1.67	1.68	1.69	0.00
10	1.68	1.72	1.71	1.68	1.70	1.69	0.01
Total	1.67	1.82	1.83	1.81	1.81	1.80	0.13

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

CUADRO 10
CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES URBANOS: PROMEDIO DE MENORES DE 14
Y DE MAYORES DE 60 AÑOS POR HOGAR

Deciles	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Cambio
<i>Número de personas menores de 14 años en los hogares</i>							
1	0.61	0.55	0.57	0.64	0.55	0.49	-0.12
2	0.67	0.63	0.67	0.69	0.67	0.56	-0.11
3	0.74	0.77	0.71	0.68	0.69	0.63	-0.11
4	0.81	0.72	0.73	0.67	0.70	0.71	-0.10
5	0.75	0.71	0.74	0.69	0.73	0.70	-0.05
6	0.77	0.79	0.80	0.69	0.70	0.70	-0.07
7	0.69	0.75	0.72	0.67	0.66	0.67	-0.02
8	0.78	0.68	0.68	0.72	0.59	0.71	-0.07
9	0.70	0.71	0.65	0.65	0.62	0.66	-0.04
10	0.67	0.72	0.63	0.66	0.59	0.57	-0.10
Total	0.71	0.69	0.68	0.67	0.65	0.63	-0.08

Continúa

CUADRO 10
 CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES URBANOS; PROMEDIO DE MENORES DE 14
 Y DE MAYORES DE 60 AÑOS POR HOGAR
 (CONTINUACIÓN)

Deciles	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Cambio
<i>Número de personas mayores de 60 años en los hogares</i>							
1	0.61	0.61	0.57	0.57	0.52	0.53	-0.08
2	0.69	0.69	0.67	0.65	0.62	0.66	-0.03
3	0.60	0.62	0.59	0.63	0.63	0.65	0.05
4	0.57	0.61	0.61	0.61	0.63	0.62	0.05
5	0.55	0.61	0.61	0.61	0.59	0.65	0.10
6	0.55	0.54	0.57	0.62	0.63	0.63	0.08
7	0.53	0.56	0.55	0.57	0.63	0.62	0.09
8	0.50	0.51	0.55	0.56	0.59	0.59	0.09
9	0.52	0.52	0.56	0.56	0.59	0.57	0.05
10	0.51	0.51	0.53	0.49	0.55	0.58	0.07
Total	0.57	0.58	0.58	0.59	0.6	0.61	0.04

Fuente: elaborado por los autores con base en la Encuesta Continua de Hogares de los años respectivos.

CUADRO 11
INDICADORES DEL MERCADO DE TRABAJO: PERIODO: 1998 -2003

Años	Sexo	Tasa de actividad (en %)			Tasa de empleo (en %)			Tasa de desempleo (en %)		
		Montevideo	Interior urbano	Total país urbano	Montevideo	Interior urbano	Total país urbano	Montevideo	Interior urbano	Total país urbano
1998	Total	61.4	59.3	60.4	55.1	53.4	54.3	10.2	9.9	10.1
	Hombres	73.6	73.4	73.5	67.6	67.9	67.8	8.1	7.4	7.8
	Mujeres	51.5	46.8	49.3	44.9	40.5	42.8	12.7	13.4	13.0
1999	Total	61.4	57.2	59.3	54.1	51.1	52.6	11.8	10.7	11.3
	Hombres	73.1	70.9	72.0	66.4	65.2	65.8	9.2	8.1	8.7
	Mujeres	51.9	45.0	48.6	44.2	38.6	41.5	14.8	14.3	14.6
2000	Total	61.3	57.8	59.6	52.8	50.1	51.5	13.9	13.3	13.6
	Hombres	72.1	71.6	71.9	64.3	63.9	64.1	10.9	10.8	10.9
	Mujeres	52.5	45.5	49.1	43.5	37.9	40.8	17.2	16.7	17.0
2001	Total	62.6	58.5	60.6	53.0	49.7	51.4	15.5	15.0	15.3
	Hombres	72.3	72.1	72.2	63.9	63.8	63.9	11.5	11.5	11.5
	Mujeres	54.8	46.6	50.9	44.1	37.3	40.9	19.7	19.8	19.7
2002	Total	61.2	56.9	59.1	50.8	47.3	49.1	17.0	16.9	17.0
	Hombres	71.4	70.0	70.7	61.4	61.0	61.2	14.0	12.9	13.5
	Mujeres	53.0	45.4	49.4	42.2	35.3	38.9	20.3	22.3	21.2
2003	Total	59.6	56.5	58.1	49.7	46.9	48.3	16.7	17.0	16.9
	Hombres	69.2	68.8	69.0	59.5	59.9	59.7	14.0	13.0	13.5
	Mujeres	51.9	45.7	48.9	41.7	35.5	38.8	19.6	22.4	20.8

Aclaración importante: hasta el año 1997 la encuesta cubría a las localidades de 900 y más habitantes y a partir del año 1998 cubre de 5 000 o más habitantes.
Fuente: INE.

En la bibliografía regional ha sido estudiada con detalle la diferenciación de las estrategias de los hogares frente a las crisis. En particular, se sabe que los hogares con menores ingresos persiguen su sobrevivencia compensando la disminución del ingreso per cápita mediante una reducción en algunos de los rubros más pesados del presupuesto familiar, básicamente los locativos, y por otro lado, incrementando el número de perceptores de ingreso. La primera estrategia por lo general se concreta mediante la fusión en una vivienda de hogares en distintos momentos del ciclo de vida, por ejemplo, así aparecen las parejas jóvenes viviendo en la vivienda de los padres y suegros. Y mudándose a zonas de menor costo de arrendamientos, o iniciando asentamientos periurbanos. La segunda estrategia, que supone resuelta la situación previa, apunta a lanzar al mercado a más fuerza de trabajo secundaria: mujeres, adultos mayores (en ocasiones ya jubilados) y menores de edad. En lo básico, ambas estrategias alteran la ‘tasa de dependencia’, esto es, la relación entre el volumen de necesidades y las fuentes para satisfacerlas.

Los datos comentados concuerdan con las consecuencias observacionales establecidas en las hipótesis recién mencionadas sobre las estrategias de sobrevivencia de los hogares con menores ingresos:

1. Incremento, al menos en un subperiodo del tamaño del hogar para los deciles más pobres, parecería confirmar que en esos años una proporción de estos hogares apostaron a fusionarse.
2. El incremento de los perceptores, también en algún subperiodo, muestra el intento de diversificar las entradas en el hogar. En particular, incluso conservar el número de perceptores de ingreso en un contexto macroeconómico de fuerte crecimiento del desempleo puede ser valorado como un éxito laboral.

Sin embargo, la capacidad explicativa de las anteriores hipótesis no puede ser extendida más allá del tercer decil. ¿Qué podría haber sucedido con ellos? Básicamente aquí se pueden proponer dos interpretaciones. En primer lugar, algunas de la hipótesis más razonables sobre la magnitud y composición de la reciente emigración internacional uruguaya⁷ señala que se trata de una población activa, jóvenes y adultos jóvenes, que cumplió al menos con la educación media y es predominantemente urbana. La mayor reducción del tamaño de hogar entre los deciles superiores y la caída de la tasa de dependencia en estos hogares puede

⁷ Si bien no existen estimaciones precisas, las más conservadoras hablan de 100 000 personas que se habrían ido del país entre el 2000 y el 2003.

interpretarse como un indicio de la emigración internacional. La segunda hipótesis es distinta, aunque complementaria con la anterior y señala que habría habido un cambio en el perfil etario de los hogares que permitió a algunos hogares sobrevivir a la crisis en tanto que a otros los hundi6. La estrategia general habría sido, por un lado, conservar los adultos mayores en los hogares, apuntando al efecto de “aversi6n” de la “titularidad” de un ingreso fijo (pensi6n o jubilaci6n), y por otro, postergar la natalidad.⁸ En los primeros deciles (primero y segundo), se redujo la probabilidad de encontrar adultos mayores, pero tambi6n ni6os menores de 14 a6os. En los hogares de los deciles medios y altos se increment6 la probabilidad de encontrar adultos mayores y la presencia de menores de 14 se redujo aunque en menor magnitud que en los cuatro primeros deciles.

Discusi6n de los hallazgos y nuevas preguntas

Como se6alamos en un inicio, este documento es un primer avance diagn6stico de tendencias generales y de identificaci6n de puntos clave. Hemos visto que el proceso de lenta y sistemática profundizaci6n de la desigualdad en el pa6s, que se observaba desde las d6cadas de 1980 y 1990, ha sufrido una ligera aceleraci6n. La desigualdad de ingresos alcanza a las dos macrorregiones en que usualmente se examina el fen6meno, pero hay tendencias propias en cada una de ellas.

Procuramos dejar claro que el empobrecimiento y la desigualdad estimados son inferiores a los niveles reales como consecuencia del muestreo que se aplica, no salen ni los m6s pobres si viven en localidades de menos de 5 000 habitantes, ni los superricos, encu6ntrense donde se encuentren.

Todos los trabajos que han tratado el tema de estructura social e ingresos reconocen que la brecha de la desigualdad, en cualquier caso que se infiera la informaci6n desde cuentas nacionales, puede llegar a sorprender al m6s cauto. Como en su momento Terra (1983) dej6 evidencia, no s6lo sorprendería la magnitud de la omisi6n sino su impacto en los índices de desigualdad.⁹ Los trabajos revisados destacan la ca6da en la representatividad de ciertas fuentes de

⁸ Esta idea proviene del efecto estable a lo largo de la d6cada de 1990 que tienen las titularidades en la reducci6n de la probabilidad de un hogar sea pobre disminuye si en 6l al menos uno de sus integrantes recibe una jubilaci6n (Fernández, 2003b).

⁹ En su ejemplo, para sacud6n del ‘Uruguay feliz’ de la parábola batllista retrillada, el Gini seg6n los ingresos de la encuesta de anticipaci6n censal de 1962, 0.43, y seg6n ajuste de los ingresos a cuentas nacionales 0.49! Una brecha sustantiva por cierto.

ingreso, por lo que es posible que los estimadores de desigualdad estén desconocidamente sesgados en proporción aunque no en dirección.

Como se señaló, la preferencia por los ingresos corrientes apuntó a indicar tendencias, subestimadas por cierto, pero preferibles a cualquier ponderación como la que implicaba la incorporación del valor locativo. Con esa 'incorporación', la subestimación incorporaba un elemento conjetural y discutible a la distribución del ingreso que reducía la desigualdad y la pobreza plausible.

La crisis experimentada por los hogares ha sido de importancia porque no revirtió las tendencias de la desigualdad que venían examinándose en trabajos anteriores recientes. Esta crisis tendió a hacer converger en Montevideo los índices Gini sobre el ingreso total medio y sobre el ingreso per cápita en dirección sostenida de la desigualdad, lo cual es grave. Similar pendiente con una brecha proporcional sensible habla de los efectos de las estrategias de múltiples generadores de ingresos en los hogares con reserva de FT que mejoran los ingresos; lo contrario habla de que no importa la reserva porque los ingresos caen igual, ya porque aporten poco o nada los movilizados, y esto lo vimos. Se ha pretendido sostener que la 'movilización general' es el sostén principal de los ingresos de los hogares, pero no todos, y no sólo por razones demográficas, pueden trabajar y, especialmente, tener éxito en el esfuerzo, por eso caen ingresos y participaciones.

En este sentido emergen algunas dudas sobre las estrategias de sobrevivencia, que por razones que escapan a los deciles responden a lógicas de clases como señala el grueso de la bibliografía sobre el tema. La tendencia general influida por el 'empobrecimiento absoluto' fue al 'achique' de los tamaños de hogar, pero es posible reconocer diferencias por deciles, lo cual sugiere, dada la baja natalidad general, que los hogares, según clase social, habrían respondido con ciertas particularidades.

No fueron los hogares más pobres, que poco o nada ganaron, los que más pagaron la crisis, sino los intermedios, que se han vuelto objetivo de la desigualdad macroeconómicamente orientada. Es claro que en el proceso deben haber perdido empleo y ahorros en el desastre acumulativo. Y claramente sufren las consecuencias. Los Gini son sensibles a las columnas intermedias del cuarto al octavo decil en especial, por ello en muchos casos importa la concavidad de la curva de Lorenz más que sólo el valor del índice. En este nivel de avance del proyecto no es de rigor trazar la poligonal de Lorenz porque es intuitiva y visiblemente claro que estos tramos de hogares pagan las consecuencias en la descripción de los deciles en todos los ejemplos. Y en especial también puede

apreciarse en los niveles de participación en la PEA por hogar que los que más contribuyeron a ella, más debieron sostener el desempleo.

Como también vimos, los ingresos de los hogares en el interior urbano son, en promedio, más bajos que en Montevideo. Perdieron en similar proporción, y talvez por un rezago económico que supera a la distancia geográfica, fueron por más pobres más impermeables a la crisis. Es claro que sus deciles son menos comparables con los de Montevideo. Cuanto se hayan empobrecido, algo que nadie puede estimar con verdadera precisión, parece haber sido menos que en la capital, no obstante, fueron entre sí menos desiguales que los calepinos. En ello es lógico preguntarse donde aparecen en la muestra los hogares de los terratenientes rurales... en el interior urbano o en Montevideo?

Las clases medias, ‘patrimonio nacional’, vuelven a pagar los platos rotos, será que siguen cautivadas con la macroeconomía reinante? Todo parece indicar que el país no ha abandonado el adagio neoliberal —acuñado hace 30 años por Bensiñ y Caumont en el amanecer del neoliberalismo vernáculo— de “trabajo barato y capital caro”.

Lo que surge de los resultados, que son, como se dijo, punto de partida de un nuevo proyecto, es la necesidad de formularse preguntas más precisas. La primera es saber quiénes son los ‘deciles’. Ir más allá de las descriptivas de la cantidad de tal atributo en dirección al perfil sociológico de la desigualdad. En ello, y pese a todas las diferencias que quepan, el ejemplo de Terra es un camino inspirador y sin claudicaciones hacia el país ‘real’. ¿Cómo responden las clases? ¿Cómo han cambiado en su constitución para sobrevivir el empeoramiento paulatino y la agudización de la crisis? ¿Cómo sobrevive este modelo maltusiano infame que no permite más de tres millones de personas en el suelo, y que travestido de parábola de justicia social se ‘enroca’ sucesivamente hasta agotar sus recursos humanos y naturales?

Bibliografía

AMARANTE, V., 2003, *Análisis de la nueva línea de pobreza del INE*, Instituto de Economía, Departamento de Economía, Universidad de la República, inédito, Montevideo.

BREEN, R., 1996, “Regression models: censored, simple selected or truncated data”, en *Quantitative Applications in the Social Sciences*, núm. 111, Sage Publications, Thousand Oaks.

BOADO, M., 2003, “Los ingresos personales de los ocupados en dos ciudades del interior de Uruguay. Análisis de sus determinantes en Maldonado y Salto”, en E. Mazzei

(comp.), *El Uruguay desde la sociología*, Depto de Sociología/Fac. C. Sociales/ UDELAR, Montevideo.

CORTÉS, F., 2001, "El cálculo de la pobreza en México a partir de la encuesta de ingresos y gastos", en *Comercio Exterior*, vol. 51, núm. 10, Banco Nacional de Comercio Exterior, México.

CORTÉS, F. y Rosa María Rubalcava, 1984, *Técnicas estadísticas para el estudio de la desigualdad social*, El Colegio de México, México.

CORTÉS, F. y R. Rubalcava, 1987, *Técnicas estadísticas para medir la desigualdad*, El Colegio de México. México.

CORTÉS, F. y Rosa María Rubalcava, 1991, *Autoexplotación forzada y equidad por empobrecimiento. La distribución del ingreso familiar en México (1977-1984)*, Jornadas 120, El Colegio de México, México.

CORTÉS, Fernando y Rosa María Rubalcava, 1999, *Autoexplotación forzada y equidad por empobrecimiento*, El Colegio de México, México.

FERNÁNDEZ, T., 2003a, *Uruguay: ¿un caso atípico? El cambio de modelo económico y su impacto en el bienestar 1986-2002*, El Colegio de México, México.

FERNÁNDEZ, T., 2003b, "Determinantes de la pobreza en contextos de ajuste estructural. El caso de Uruguay entre 1991 y 2001", en *Papeles de Población*, núm. 35, Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca.

GREENE, W., 1999, *Análisis econométrico*, Prentice Hall, México.

SEN, A., 1998, *La desigualdad económica*, FCE, México.

SEN, A., 2002, *La desigualdad económica*, edición ampliada con un anexo fundamental de James. S. Foster y Amartya Sen, FCE, México.

TERRA, J. P., 1983, *La distribución social del ingreso en Uruguay*, Documento de Trabajo núm. 43, CLAEH, Montevideo.

TORRES, J., 2004, *De números y realidades*, Montevideo.

VIGORITO, A., 1999, "La distribución del ingreso en Uruguay entre 1986 y 1997", en *Revista de Economía*, segunda época, vol. VI, núm. 2, Banco Central del Uruguay, Montevideo.