

# 2

## **Estratificación social, clases, pobreza y desigualdades**



# La alegría no va por barrios: ¿qué clases sociales pagaron la gran crisis (2000-2003)?<sup>1</sup>

Marcelo Boado - Tabaré Fernández

---

El presente trabajo es fruto de una acumulación de dos años y medio de análisis y reflexiones sobre la crisis que experimentó el país en 2002. Da forma sistemática y modela hipótesis sustantivas que orientaron distintos trabajos descriptivos en ese lapso. Es nuestra intención ahora ‘adentrarnos’ en el campo teórico, pero sin perder de vista el plano empírico. En el entendido que teoría más que especulación es conocimiento acumulado, desarrollamos un contraste de modelos para sostener las interpretaciones y la teoría. Dos niveles deben reconocerse en ello: uno es inmediato y guarda relación con la preocupación por saber quiénes ‘pagaron’ la crisis; pero el otro nivel es más profundo y tiene que ver con el papel que jugó la estructura social, más exactamente la estructura de clases sociales, del país. De esta forma la contribución a la teorización puede contar con bases plausibles y mejorables.

## Introducción

El trabajo compara a los hogares de las muestras de Encuesta Continua de Hogares (ECH), una del último año de auge que es 1998 y la otra del primer año que se observa una inflexión en la tendencia, 2004. El concepto de clase social se observa a través de la escala de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP). Discute dos hipótesis contrapuestas que sintetizamos en los títulos de “efectos estratificados” y “efectos democráticos” de la gran crisis de 2000-2003. Aplica luego una serie de modelos logísticos para determinar la condición de pobreza asociada a cada clase social, incluyendo los indicadores de los “efectos democráticos” fundados en mecanismos atenuadores del régimen de bienestar y controla los efectos principales que pueden tener otros factores de pobreza. Su objetivo es que esta modelización sea ejemplo de análisis econométrico de ‘cambio estructural’ aplicado a datos panel, para apoyar una reflexión sobre quiénes pagaron la crisis y por qué.

## 1. Problema e hipótesis

En este trabajo acotamos nuestro interés a estudiar los cambios en la estructura de determinantes de la pobreza como una de las consecuencias más notorias del período de la “gran crisis” que hemos delimitado en trabajos anteriores entre los años 2000, primero en el que se observa una

---

1 Ponencia presentada a la IV Reunión anual de investigadores del Departamento de Sociología de la Universidad de la República. Club Banco Comercial, Montevideo, noviembre de 2005.

inflexión en la incidencia de la pobreza y 2003, último que registra una caída abrupta del producto bruto interno (Boado & Fernández, 2005). El punto de partida ha sido observar el comportamiento que ha tenido la incidencia de la pobreza: mientras que en 1999 afectaba al 14.3% de los hogares, en 2004 afectaba al 31.2%. La pregunta más general es la siguiente: ¿todos los hogares sufrieron este shock de la misma forma?

Partimos de la premisa de que la evolución de la pobreza sería una resultante de la articulación de al menos cuatro grandes factores: i) el papel que el Estado ha asumido en régimen de distribución del bienestar (el “modelo de desarrollo”); ii) la estructura de clases sociales; iii) las medidas de política macroeconómica de corto plazo que se adoptan para contrarrestar las crisis; y iv) las estrategias que desarrollan los hogares para enfrentar el periodo de crisis. Aquí optamos por un enfoque que examina las dos primeras causales. Suponemos que, para comprender los efectos de la “gran crisis” sobre la pobreza, la estructura de clases y el régimen de bienestar establecen límites y posibilidades para las estrategias de los distintos actores. En consecuencia, se requerirá poner en relación los procesos macrosociales relativos a las políticas macroeconómicas y los procesos micro-sociales de las estrategias de sobrevivencia de los hogares en el marco de las clases y del régimen de bienestar (Filgueira, 2002).

En el nivel macro social, sabemos que las medidas de política de shock, ajuste y estabilización impactan sobre la demanda interna, sobre los precios relativos y sobre los mercados financieros. De hecho, la primera señal que tuvo el país se relacionó con la decisión oficial de mantener el precio del peso a pesar de la devaluación que realizara el Brasil en enero de 1999, con la consiguiente caída de precios relativos y pérdida de “competitividad” de las exportaciones nacionales”. La contracción de la demanda interna, principalmente, de la participación del Estado en el mercado (como comprador y constructor, por ejemplo), y la caída consiguiente en el producto, conllevaron efectos multiplicadores y rezagados que resintieron agudamente el mercado de trabajo por tres vías: reduciendo la creación de nuevos empleos, disminuyendo los salarios principalmente los privados, y finalmente, aumentando sustantivamente el desempleo. El Uruguay tuvo en el momento más duro de la crisis, diciembre de 2003, una tasa de desempleo abierto del 19%. La crisis terminó afectando a los hogares por ambos lados de su inserción al mercado: un incremento de los precios (de los servicios básicos, aumento de los alimentos, encarecimiento del crédito al consumo) y por el otro lado, una caída de los salarios (Fernández, 2004).

En el nivel microsociales, la investigación antropológica y la sociológica ha acumulado suficientes antecedentes como para sostener la tesis general de que estos procesos observados en el nivel macrosocial no son afrontados pasivamente por los hogares. En el proceso de reproducción social, los agentes reaccionan creativamente generando estrategias diferenciales de respuesta a la crisis fundadas en la posición que ocupan en la estructura social; esto es en la situación de clase definida sea mediante su ocupación (actual o inmediata anterior) y la diferente composición de los activos que disponen. Se han identificado por ejemplo, que los hogares pueden enviar más perceptores de ingreso al mercado de trabajo; modifican la inserción en los mercados de trabajo aceptando ingresar como informales en lugar de formales; diversifican la composición de los activos del hogar; ajustan el presupuesto doméstico por distintas vías (reducción la demanda o sustitución de bienes); a través 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 están

estudiados (por ejemplo, el reingreso al empleo por parte de los jubilados, el multiempleo, la informalización), otros relativamente menos: principalmente las migraciones intra e internacionales.

¿Qué se puede prever de la combinación de ambos procesos? Estudios en profundidad realizados en otros países de la región sobre crisis y pobreza muestran panoramas complejos y paradójicos en las consecuencias sobre los hogares. Confrontaremos a continuación dos hipótesis que denominamos brevemente “los efectos estratificados de la crisis” y los “efectos democráticos” de la crisis.

Por un lado, se ha señalado que en las crisis sociales junto con un fuerte incremento de la pobreza, la desigualdad en el ingreso tiende paradójicamente a disminuir en el corto plazo, delineando una situación de equidad por empobrecimiento (Cortés & Rubalcaba, 1991; Cortés, 2000 b). La explicación se fundamenta en la clase social y en las políticas sobre el mercado de trabajo. En el segmento de los empleos públicos y privados desempeñados por cargos de confianza, profesionales y técnicos superiores la reacción más frecuentemente observada sería la contracción de los salarios (directos e indirectos) antes que el desempleo. Esto a su vez reduciría en una magnitud importante el alargamiento de la distribución del ingreso por salarios. El desempleo afectaría fundamentalmente a las clases medias ocupadas en trabajos no manuales y no calificadas del comercio, la administración y los servicios. Las estrategias de sobrevivencia entre los más pobres tienen como directa consecuencia un importante aumento de la auto-explotación de la fuerza de trabajo familiar. El papel contracíclico del sector informal urbano (SIU) aseguraría ciertos niveles de ingreso de subsistencia, pero acompañado de una importante pérdida de capital humano (salud y educación), sobre todo en la siguiente generación (Cortés & Cuellar, 1990; Cortés, 2000 a). Pero la equidad es sólo coyuntural, y a mediano plazo la desigualdad se incrementará aún más que antes de la crisis. A pesar de la primera paradoja, toda crisis tendría efectos socialmente diferenciados según la clase social, tanto en el corto como en el largo plazo.

En consecuencia, se podría sostener también la tesis general que los efectos más importantes de una crisis serían de mediano plazo: en la medida en que las pérdidas de unos y otros no son comparables en términos de capital, las reacciones frente a las señales de recuperación económica podrían ampliar las diferencias en la estructura social (en posiciones y distancias relativas). De ser correcta esta tesis, debería observarse simultáneamente una caída en la desigualdad del ingreso y un incremento fuerte de la probabilidad de que un hogar sea pobre para las clases más bajas en la estructura. Es decir, las chances de pobreza entre dos hogares de clases sociales distintas se modificarían de un momento a otro de la crisis, por el mero hecho de estar posicionados en clases distintas; una situación de “empobrecimiento estratificado”.

Por otro lado, se insiste en que las crisis tienen efectos contrastantes según el régimen de distribución del bienestar social adoptado por un país (Esping-Andersen, 1990). En términos más generales, los regímenes de tipo “socialdemócrata-escandinavos” están mejor equipados que los “continental-conservadores” y éstos mejor que los “liberal-anglosajones” para atenuar los efectos más catastróficos de las crisis sobre las clases bajas. En el Uruguay, por ejemplo, los estudios sobre el régimen de bienestar han permitido concluir que a pesar de los ingentes y diversos proyectos de “liberalización”, aún se constatan mecanismos contracíclicos importantes, propios de un “híbrido”. Por ejemplo, las normas constitucionales restringen la reducción salarial y del empleo en el sector público, y el papel protector del derecho laboral individual, obstaculizan toda política deliberada de “reducción de costos” por la vía del desempleo. Persiste aún una importante distribución desmercantilizada de bienes y servicios, tales como salud y educación. La seguridad social con su reforma de 1989, ató

las transferencias jubilatorias a la evolución de los salarios públicos, es decir, al poder negociador superviviente de los sindicatos estatales. Finalmente, persisten transferencias de ingresos a los hogares fundadas en el número de hijos, cuya importancia final es inversa al ingreso total del hogar, beneficiando sobre todo a los hogares pobres en etapa de expansión del ciclo vital familiar.

Si acordamos que estos aspectos pueden funcionar aún eficazmente como mecanismos contracíclicos, paliativos de los efectos más pauperizantes de la crisis, se podría proponer dos hipótesis complementarias. En primer lugar, podría ser que la gran crisis haya tenido “un impacto democrático”, afectando de forma relativamente similar a todos los hogares independientemente de su clase social. Toda la estructura social habría descendido por igual, manteniendo las posiciones y las distancias relativas. La probabilidad de que un hogar sea pobre al final del período se habría modificado como resultado del contexto nacional y no por atributos particulares. En segundo lugar, podría ser que el peso de “aversión de pobreza” de algunas prestaciones del régimen de bienestar haya aumentado en plena crisis, por ejemplo, la importancia de las transferencias jubilatorias o de los empleos públicos. Los hogares que cuenten con estos atributos estarían disminuyendo su probabilidad de pobreza. Esta segunda hipótesis sería más coherente con la interpretación del régimen de bienestar uruguayo como “universalismo estratificado” que hicieran Filgueira & Filgueira (1994).

## 2. Antecedentes

En los avances anteriores de este proyecto, presentamos algunas conclusiones preliminares que hacen a la discusión entre las dos hipótesis de la sección precedente.

Algunos hallazgos avalan la hipótesis de los “efectos democráticos de la crisis”. En el período 1986-2004, la tendencia fue un aumento sistemático de la desigualdad, pero entre 1999 y 2004, el coeficiente de Gini sólo se incrementó de 0.446 a 0.452, indicando con ello que el incremento durante la gran crisis ha sido notoriamente más reducido que lo que podrían esperar las visiones más pesimistas (Vigorito, 1999; Boado & Fernández, 2005 a). Este resultado es congruente con lo que se observó en términos desagregados en la reducción de la desigualdad del ingreso según deciles y regiones. En todo el país, la contracción alcanzó una tasa del 32%, observándose un 30.2% en el primer decil y un 31.6% en el último decil. Si bien se identifican reducciones distintas entre Montevideo y el Interior, las cifras no son sustantivamente importantes: 32.6% y 31.7% respectivamente. Las pérdidas más importantes en el ingreso se habrían producido en los deciles intermedios (Boado & Fernández, 2005 a: cuadro 7).

Sin embargo, otros de nuestros hallazgos resultaron controvertidos y avalarían la hipótesis de los “efectos de empobrecimiento estratificado”. Tal como mostráramos en un trabajo anterior sobre el período 2001 a 2004, las clases altas de la sociedad redujeron su ingreso constante per cápita en un 23.8% pero las clases trabajadoras urbanas redujeron sus ingresos entre un 24.6% hasta un 27.9% (Fernández & Boado, 2005). Cuando el ejercicio se extiende al período 1998 y 2004, las reducciones son más importantes y extremas según clases sociales. Por ejemplo, los grandes propietarios, gerentes y profesionales, que conforman la “clase I” en el esquema de ‘EGP’ Goldthorpe, perdieron un 7.5%; los trabajadores manuales no calificados de las clases “VIIa” (urbanos) y “VIIb” (rurales) perdieron un 34.1% y 37.1% respectivamente; los pequeños propietarios del comercio y la

industria, que son la “clase IVb”, perdieron un 31.2%; pero la caída más fuerte se observó entre los empleados de rutina y los empleados en los servicios personales (“clase IIIb”) con un 47.6%.

También hemos observado que a pesar de que los indicadores macroeconómicos muestran una inflexión en las tendencias y el inicio de una clara recuperación para 2004, la pobreza siguió creciendo ese año. Más aún, en el primer decil, el ingreso corriente per cápita del hogar siguió cayendo ese año mientras que en el décimo decil se incrementó.

Sintetizando estos hallazgos, señalábamos que no habrían sido los hogares más pobres los que más pagaron la crisis, sino los hogares ubicados en la zona intermedia de la estratificación. Estos se han vuelto objetivo de la desigualdad macro-económicamente orientada, y es claro que en el proceso deben haber perdido empleo y ahorros en el desastre acumulativo. Y claramente también sufren las consecuencias en el proceso de recuperación... Así la gran crisis habría “adelgazado” la estructura en su sector medio, abaratando el trabajo no manual semi-calificado, a la vez que habría premiado a quienes tienen capital acumulado en distintas especies, permitiéndoles una recuperación económica más rápida.

A partir de este momento, para examinar a fondo estas hipótesis es necesario recurrir a desarrollos y procedimientos que no aplicamos hasta el presente en el proyecto, que refieren a modelos de determinantes de la pobreza. Los mismos permiten enriquecer teórica y metodológicamente el presente enfoque.

El estudio de los determinantes de la pobreza de los hogares en la región es un campo relativamente joven. Uno de los antecedentes más importantes disponibles se refiere a México y data de 1997; en él Cortés (1997) especificó un modelo logístico sobre determinantes de la probabilidad de que un hogar fuera pobre para 1992 con base en un conjunto de teorías rivales. Otros autores venían trabajando el comportamiento en el tiempo de la pobreza y su relación con las políticas macroeconómicas impulsadas en la región, pero a nivel agregado (Londoño & Székely, 1997; Bulner-Thomas, 1997). Una metodología de particular interés al respecto que ha sido utilizada se denomina “microsimulaciones” y fue aplicada para un conjunto de países de la región aplicando en 1999 a distintas variables macroeconómicas, los parámetros estimados para un momento anterior a 1995 (Ganuza, Paes de Barros, Taylor & Vos, 2001). Otro enfoque distinto sigue la metodología de Cortés (1997) y se funda en combinar encuestas de hogares de distintos años, conformando una serie de datos panel que permita someter a discusión la estabilidad o cambio estructural (Greene, 1999; Gujarati, 2004) de los determinantes de la pobreza. Cortés & Fernández(2004) utilizando un modelo logístico multinomial discutieron sobre el cambio de los determinantes **a nivel de los hogares**, antes y después de la nueva inserción internacional de México con el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) de 1994.

Para el Uruguay, entre los antecedentes cabe citar el trabajo de Buchelli, Diez de Medina & Mendive (2001) fundado en microsimulaciones con base en la ECH de 1991 y 1997, antes y después de la implementación del Tratado de Asunción de 1991. Su objetivo era comparar a nivel agregado, el Coeficiente de Gini y los tres índices de pobreza de FGT. La técnica de regresión logístico fue aplicada entre 2002 y 2003 con el objetivo de analizar la hipótesis de estabilidad estructural de los modelos antes de, y después de, la puesta en marcha del modelo de ‘ajuste y reforma’ macroeconómica neoliberal iniciado en el año 1991 por la administración Lacalle (1990-1995) y continuado con diferente éxito y extensión durante las administraciones Sanguinetti (1995-2000) (Longhi & Fernández, 2002;

Fernández, 2003). Buchelli & Furtado (2004) por su parte, presentaron un trabajo sobre “ganadores” y “perdedores” en la crisis utilizando una estrategia descriptiva de la concentración de la distribución del ingreso de las personas según variables sociodemográficas<sup>2</sup>.

Para nosotros los hallazgos y conclusiones sobre el cambio en los determinantes de la pobreza durante los años 90 de Fernández (2003) son necesarios para poder examinar con precisión los dos hipótesis mencionadas arriba. En este sentido las recuperamos y enumeramos a continuación. En primer lugar, sostiene Fernández que entre 1991 y 2001 se modificó la estructura de determinantes de la pobreza porque, de manera general, el perfil de un hogar pobre en uno y otro año varió en forma significativa, y lo hizo en la dirección esperada por las perspectivas más críticas sobre las políticas neoliberales. En segundo lugar, el autor muestra que el cambio no sólo afectó al hogar por la vía del mercado de trabajo sino también por efecto de tres de las cuatro ‘titularidades’ sociales por él consideradas en ese trabajo. La propiedad de la vivienda -como capital físico-, las credenciales educativas -como capital cultural- y la tenencia de empleo público, presentaron efectos de aversión de la pobreza en 2001 distintos a los observados en 1991; contribuyendo así a que los hogares mejor posicionados hayan reducido la probabilidad de pobreza. En tercer lugar, resultó claro que la incidencia de la pobreza no sólo estaba asociada al ciclo de vida del hogar, sino que en contextos de ajuste estructural, ciertos estadios del ciclo vital incrementaban su probabilidad de pobreza. En cuarto lugar, se comprobó que si bien el perfil demográfico de la fuerza de trabajo del hogar afectaba la probabilidad de que el hogar fuera pobre, estas determinaciones no se habían modificado en el largo plazo. Y, finalmente, el proceso de ajuste generó una mayor homogeneidad entre los hogares de Montevideo y del Interior, al punto que las diferencias regionales que se observaban en aquel período de 10 años eran mínimas.

### 3. Datos y modelos

Para testear las hipótesis se utilizan los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares levantada en 1998 y en 2004. Dado que los cuestionarios presentan diferencias en la forma en cómo se categorizan algunas variables, se ha debido equiparar las medidas.

La variable dependiente fue la condición del hogar, según la metodología de medición indirecta de pobreza por ingreso desarrollada por el Instituto Nacional de Estadística y la CEPAL en 1997. Las razones que nos llevan a elegir esta línea de pobreza y no la aprobada en el 2002 las expusimos con detalle en trabajos anteriores y coincidieron con la bibliografía nacional (Amarante et al 2002; Fernández, 2003; Boado & Fernández, 2005 a). El ingreso del hogar fue definido como el ingreso monetario total en pesos de diciembre de 2003, excluyendo así el cómputo del valor locativo.

La primera tesis está representada a través de clase social en el esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP) que distingue 10 categorías de clase social. La metodología de esta construcción ha sido expuesta con detalle en un documento metodológico previo (Boado, Fernández & Pardo, 2006). En el análisis se utilizará la categoría que indica la clase I como categoría de referencia o comparación (ver anexo I).

2 En otro trabajo argumentamos por qué realizar este análisis a nivel de los hogares y no de las personas, utilizando para esto el ingreso total sin valor locativo. Boado & Fernández, 2005.



La segunda tesis está representada a través de dos indicadores “proxy” dicotómicos. Uno es la percepción de ingresos originados en transferencias de la seguridad social (jubilaciones o pensiones). Y el otro indicador informa si algunos de los miembros activos del hogar está empleado en el sector público. Por esta vía se espera identificar una posición muy particular en la distribución del bienestar en la cual el hogar accede a un haz de prestaciones (monetarias y no monetarias) aseguradas por regulación constitucional y legal que tienen un efecto independiente frente a los ciclos económicos (y debiera agregarse, también electorales).

La especificación que sigue para los modelos se apoya en la discusión sobre el examen del ‘cambio estructural’ en la econometría. De la hipótesis que plantea efectos diferenciados de la “gran crisis” según clases sociales en el contexto de una agudización de la pugna distributiva, se deduce que la estructura de determinantes de la pobreza en 2004 ha de ser distinta a la estructura de 1998. Con ello plantea un problema clásico de la econometría, tratado por primera vez por Chow en los años 60 bajo el término “pruebas de estabilidad estructural de los modelos de regresión”; y retomado por Gujarati en los años setenta, con un abordaje diferente – a la ‘solución de la prueba de Chow - fundado en el uso de las variables dicotómicas (Gujarati, 2004: 294-297). *La idea fundamental en este problema es poder falsear la hipótesis nula de que las estructuras comparadas son iguales.* Podría haber ocurrido alguna de las siguientes situaciones: i) un empeoramiento en la probabilidad de pobreza para todos los hogares, observado en un cambio en la constante de los modelos; ii) un aumento en alguno o en todos los parámetros de clase social; o iii) un empeoramiento de las probabilidades ocasionado tanto por un cambio en las constante como por un cambio en las pendientes. De ser correcta la tesis de los efectos diferenciales por clase, debería observarse que las estructuras difieren en los coeficientes de regresión asociados a las categorías de clase social para 1998 y 2004.

En este trabajo se ensaya una respuesta a la pregunta general ajustando sucesivos modelos de regresión logística. A partir de lo cuál la probabilidad de que un hogar sea pobre es una función no lineal, donde “g (X)” representa el logit del logaritmo natural de la razón de momios y X es la matriz de predictores:

$$[1] P_{(y=1/X)} = e^{g(X)} / (1 + e^{g(X)})$$

El procedimiento utilizado para el ajuste ha sido el “paso a paso”, controlando conceptualmente cada uno de los sucesivos bloques de variables que responden a las discusiones entre las hipótesis. A diferencia de otros procedimientos paso a paso, aquí no se han eliminado regresores no significativos sino hasta el modelo final.

El primer modelo evaluado incorpora una única variable independiente que es el año de la Ech, tomando como categoría de referencia al año 1998. Este paso es importante porque permitirá ver si el efecto “Año” que captura la post-crisis mantiene su significación, magnitud y sentido a lo largo del análisis. Si fuera correcta la hipótesis de que hubo impactos democráticos y generales de la crisis, debería observarse que este coeficiente mantiene un efecto significativo y positivo, aún controlando todos los demás factores dispuestos teóricamente.

$$[2] g(X) = \beta_0 + \beta_1 \text{ Año}$$

El segundo modelo añade los efectos principales de cada categoría de clase social (clase) en el esquema EGP tomando como categoría de referencia la clase I de “Grandes propietarios, gerentes y profesionales superiores”. Razonablemente esperamos que sea distinta la probabilidad de pobreza de todas las categorías evaluadas. En este modelo, la única vía de cambio estructural viene dada por el cambio en la “probabilidad de base” de pobreza ajustada por año y clase social; en el caso particular, representa la probabilidad de que un hogar de “clase I” fuera pobre en 1998.

$$[3] g(\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Año}_i + \sum \beta_k \text{Clase}_{k_i}$$

El tercer modelo incorpora explícitamente la hipótesis del impacto estratificado de la crisis: a los efectos principales se les especifica interacciones entre el año y la clase social además de los efectos principales. De ser correcta la hipótesis discutida, deberían observarse coeficientes estadísticamente significativos y positivos para todas las categorías de clase social.

$$[4] g(\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Año}_i + \sum \beta_k \text{Clase}_{k_i} + \sum \beta_L \text{Año}_i * \text{Clase}_{L_i}$$

En el cuarto modelo se incorporan en función de los antecedentes revisados la existencia de un miembro del hogar empleado en el sector público (OP) y la existencia de un ingreso por concepto de jubilación o pensión (JP); y se añaden como controles: la tasa de dependencia (TD), el portafolio de capital cultural (CC), el tipo de perceptores de ingresos del hogar según género y edad (TP), y el ciclo de vida del hogar (ciclo). La especificación sólo incluye efectos principales invariantes en el tiempo.

$$[5] g(\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Año}_i + \sum \beta_k \text{Clase}_{k_i} + \sum \beta_L \text{Año}_i * \text{Clase}_{L_i} + \sum \beta_m \text{CC}_{mi} + \sum \beta_n \text{TP}_{ni} + \sum \beta_p \text{Ciclo}_{p_i} + \beta_2 \text{TD} + \beta_3 \text{OP} + \beta_4 \text{JP}$$

El quinto modelo contrapone los hallazgos provistos por la hipótesis de los impactos estratificados con la hipótesis de los “efectos democráticos”, observando la segunda posibilidad teorizada: el efecto de aversión de las titularidades. Si es correcta la hipótesis, debería observarse que si el hogar cuenta con un miembro empleado en el sector público o un perceptor de jubilaciones o pensiones, la probabilidad de pobreza se reduciría significativamente para el año 2004.

$$[6] g(\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Año}_i + \sum \beta_k \text{Clase}_{k_i} + \sum \beta_L \text{Año}_i * \text{Clase}_{L_i} + \sum \beta_m \text{CC}_{mi} + \sum \beta_n \text{TP}_{ni} + \sum \beta_p \text{Ciclo}_{p_i} + \beta_2 \text{TD} + \beta_3 \text{OP} + \beta_4 \text{JP} + \beta_5 \text{Año}_i * \text{OP} + \beta_6 \text{Año}_i * \text{JP}$$

El cuadro 1 muestra un conjunto de indicadores de bondad de ajuste para los modelos sucesivos. Hasta el modelo 4, se muestran mejoras significativas tanto en el valor de G 2, como en la sensibilidad y la especificidad de las clasificaciones (cut point=0.50). Los valores de las pseudo R 2 se incrementan sustantivamente hasta estabilizarse; sus valores oscilan entre una Nagelkerke = 0.509 y una Cox & Nell = 0.34333.

3 “Desafortunadamente, en la regresión logística son frecuentes unos bajos valores de R<sup>2</sup> y esto representa un problema cuando se reportan a audiencias acostumbradas a ver valores provenientes de los modelos de regresión lineales”. Hosmer & Lemeshow, 2000: 167)

**Cuadro 1**  
**Indicadores de bondad de ajuste de los modelos logísticos**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Número de casos	36048	31567	31567	31551	31551	31551
- 2 LL del modelo	38019.305	30495.507	30309.308	22088.231	22056.820	22069.356
G <sup>2</sup> frente a M 0	1266.546	4858.651	5044.851	13238.339	13269.750	13257.214
Grados de libertad	1	10	19	43	45	38
Significación	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
G <sup>2</sup> frente a modelo anterior	0.000	7523.798	1861.990	8221.077	31.411	-12.536
Clasificación correcta (%)	76.5	76.1	76.2	84.2	84.3	84.3
Sensitividad (p=1 / y=1)	0.0	43.9	32.6	56.9	56.9	57.2
Especificidad (p=0 / y=0)	100.0	86.9	90.6	93.1	93.3	93.2
Pseudo R <sup>2</sup> Nagelkerke	0.052	0.212	0.219	0.509	0.510	0.509
Pseudo R <sup>2</sup> Cox & Snell	0.035	0.143	0.148	0.343	0.343	0.343
Pseudo R <sup>2</sup> McFadden	0.032	0.137	0.143	0.375	0.376	0.375

Fuente: Elaborado por los autores con base a las ECH de los años 1998 y 2004. Bases ponderadas.

Es sabido que al especificar un modelo con interacciones se introduce multicolinealidad entre los términos, lo cual afecta con distinto grado, las estimaciones de los parámetros, en particular en sus errores estándares aunque también en su magnitud y sentido (Greene, 1999). Con el fin de controlar este problema, se estimaron las correlaciones y se corrió el último modelo echando mano al módulo de regresión lineal para obtener las medidas de Tolerance y VIF (Anexo I). La VIF media fue de 3.84 y la Tolerance media = 0.266. Los resultados de este diagnóstico informan que fijando un umbral de  $T=0.30$ , el modelo presenta problemas en 15 variables. Las *dummy* generadas por la transformación de pluricotómicas de la clase social y capital cultural, conjuntamente con las intersecciones de clase y año están afectadas en sus estimaciones. Al quitar las variables no significativas en el modelo final, se mejoraron ambas medidas.

#### 4. Análisis de los resultados

El cuadro 2 presenta las sucesivas estimaciones realizadas para cada uno de los modelos considerados. Interesará ahora realizar la lectura de los resultados considerando la discusión que cada modelo ensaya representar.

Los modelos 1 y 2 pueden definirse como básicos, en la medida en que ponen en discusión la pertinencia general de analizar la pobreza desde el doble punto de vista de las clases sociales y de la temporalidad. **El coeficiente significativo y positivo asociado a la variable año en el modelo 1 informa que para 2004 la probabilidad de que un hogar sea pobre en lugar de no serlo se incrementó casi 2.5 veces.** Como se recuerda de la ecuación [3] el modelo 2 prueba sólo los efectos principales de la clase social. **Informa que todos los coeficientes asociados a**

**cada categoría del esquema de clases EGP son significativos y empeoraron la situación del hogar en comparación con un hogar de la clase I.** Por ejemplo, en lugar de estar posicionado en la "Clase I" un hogar lo está en la "Clase II", sus chances de ser pobre ("el momio" u "odd") se incrementa 2 veces ( $e^{\beta_k}$ ) pero si está en la "Clase VII a" definido por un empleo manual urbano no calificado, sus chances de estar en la pobreza se incrementan en 12 veces.

Ahora bien, recién para el modelo 3 se contrasta la hipótesis de que la crisis tuvo impactos socialmente estratificados. Según se puede apreciar, todos los coeficientes asociados a la **interacción** entre año y cada clase social son estadísticamente significativos. Vale la pena anotar que el modelo también informa que con esta especificación, desaparecen los efectos principales estimados para las "clases II" y "IV a" en comparación con la "Clase I" ; es decir, en 1998 la probabilidad de que los miembros de estas clases fueran pobres eran estadísticamente similares a la "Clase I". La constante del modelo, que representa el impacto de la "clase I" sobre la pobreza, cambia de signo y pasa a tener un valor negativo. También se puede observar que **no todas las clases sociales incrementaron en 2004 su propensión a la pobreza** con la misma magnitud. Las tres clases trabajadoras (V+VI, VIIa y VIIb) empeoran astronómicamente su situación: en 2004 sus chances de pobreza comparadas con las chances de la "clase I" es entre 27 y 44 veces más. Pero este cambio en las chances relativas de pobreza también afectan de forma aguda a dos de las clases intermedias: tanto la "clase IV b", "clase IV c" y "clase III b" sufren incrementos que con respecto a la "clase I" son entre 24 y 26 veces.

**Cuadro 2**  
**Pobreza, crisis y clases 1998-2004. Coeficientes de los modelos logísticos**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Constante	-1.701 ***	-3.563 ***	-2.861 ***	-7.313 ***	-7.458 ***	-6.408 ***
Año 2004	0.909 ***	1.171 ***	-0.453 ***	0.267	0.436 **	0.401 **
Clase II		0.779 ***	0.008	0.047	0.046	ns
Clase IV a		1.202 ***	0.039	-0.506 *	-0.475 *	ns
Clase IV b		2.414 ***	1.773 ***	0.780 ***	0.835 ***	0.953 ***
Clase IV c		2.045 ***	0.641 ***	-0.150	-0.108	ns
Clase III a		1.371 ***	0.831 ***	0.216	0.245 **	0.265 **
Clase III b		2.035 ***	0.615 ***	0.078	0.100	ns
Clase V / VI		2.401 ***	1.699 ***	0.529 ***	0.557 ***	0.576 ***
Clase VII a		2.507 ***	1.753 ***	0.994 ***	1.018 ***	1.043 ***
Clase VII b		2.646 ***	1.683 ***	1.009 ***	1.044 ***	1.077 ***
Año * Clase II			1.734 ***	1.567 ***	1.614 ***	1.677 ***
Año * Clase IV a			2.233 ***	1.570 ***	1.540 ***	1.096 ***
Año * Clase IV b			1.541 ***	1.451 ***	1.423 ***	1.432 ***
Año * Clase IV c			2.631 ***	2.478 ***	2.453 ***	2.369 ***
Año * Clase III a			1.382 ***	1.295 ***	1.312 ***	1.323 ***
Año * Clase III b			2.493 ***	1.934 ***	1.960 ***	2.088 ***
Año * Clase V / VI			1.623 ***	1.457 ***	1.467 ***	1.479 ***
Año * Clase VII a			1.725 ***	1.252 ***	1.271 ***	1.273 ***
Año * Clase VII b			2.112 ***	1.420 ***	1.402 ***	1.396 ***
Tasa de dependencia				1.028 ***	1.035 ***	1.030 ***
Cap. Cult.: Mixto Terciaria				0.979	0.988	ns
CC. Med. Completa				1.280	1.258 *	ns
CC. Mixto Media y menos				2.033 ***	2.033 **	0.996 ***
CC. Ciclo Básico completo				2.117 ***	2.099 **	1.054 ***
CC. Mixto CB y menos				2.788 ***	2.785 ***	1.750 ***
CC Primaria completa				3.091 ***	3.085 ***	2.044 ***
CC. Mixto Primaria y menos				3.460 ***	3.454 ***	2.417 ***
CC sin credencial educativa				3.637 ***	3.613 ***	2.577 ***
Perc. hombres adult y jóvenes				1.626 ***	1.635 ***	1.641 ***
Perc. adult. hombres y mujeres				1.127 ***	1.135 ***	1.140 ***
Perc. adult. homb. y muj. jov.				1.585 ***	1.589 ***	1.590 ***
Perc. sólo jóvenes hombres				1.023 ***	1.047 ***	1.043 ***
Perc. homb. jóv. y muj. adult.				1.827 ***	1.834 ***	1.845 ***
Perc. sólo mujeres jóvenes y adultas				2.124 ***	2.128 ***	2.143 ***
Perc. jóvenes homb. y muj.				1.845 ***	1.847 ***	1.849 ***
Perc. sólo mujeres adultas				1.643 ***	1.654 ***	1.670 ***
Perc. sólo mujeres jóvenes				0.721 ***	0.718 ***	0.728 ***
Hogar en expansión				0.527 ***	0.539 ***	0.530 ***
Hogar mixto adultos y mayores				0.157 **	0.182 **	0.206 ***
Hogar mixto niños y mayores				1.102 ***	1.101 ***	1.131 ***
Hogar en fisión (sólo mayores)				-0.708 ***	-0.712 ***	-0.682 ***
Hogar con ocupados en sector púb.				-0.795 ***	-0.633 ***	-0.617 ***
Hogar c. percep. Jubil. / Pensiones				-0.083	0.103	ns
Año * ocupados públicos					-0.305 **	-0.323 ***
Año * Jubilación / pensiones					-0.333 ***	-0.258 ***

Fuente: Elaborado por los autores con base a las ECH de los años 1998 y 2004. Bases ponderadas. \*\*\* P < 0.001; \*\* P < 0.05; \* P < 0.10.

El modelo 4 controla las inferencias anteriores mediante otras dimensiones estructurales y demográficas. A raíz de esto, los efectos de tres clases sociales dejan de ser estadísticamente significativos para 1998: “clase IV c”, “clase III a” y “clase III b”. Es decir, que **todas las clases de servicio e intermedias, excepto la clase IV b de los artesanos y pequeños comerciantes, tenían igual probabilidad de pobreza que la clase I en 1998**, controlando todos los demás factores. Entre las variables de control todos los efectos son significativos con las siguientes excepciones: el portafolio más completo de capital cultural “con educación superior”, tiene el mismo efecto sobre la probabilidad de pobreza que “mixta educación superior” o “educación media completa”; y también que las transferencias de la seguridad social por jubilaciones o pensiones no tienen efecto principal significativo sobre la probabilidad de pobreza.

**El modelo 5 que incluye la especificación completa del análisis y el modelo 6 que excluye los regresores no significativos, pone en discusión conjuntamente las dos grandes hipótesis.** La comparación entre los modelos permite observar que en este último paso, los coeficientes están estabilizados tanto en su significación, como en su magnitud y signo, por lo que los cambios hechos en el modelo 6 no afectan las inferencias que se podrían haber hecho con base en el modelo 5.

De la lectura de la última columna del cuadro 2 se pueden extraer algunas conclusiones importantes, ya observando la significación, la magnitud y el signo de los coeficientes, que como se recordará en la regresión logística, indican el impacto de la variable (o categoría de la variable si es una pluricotómica) sobre el *logit* de la razón de momios, controlando o ajustando por todas las demás variables (Hosmer & Lemeshow, 2000: 65-67). El primer interés analítico se concentra en las distintas clases sociales. Los  $\beta$  coeficientes estimados (ver ecuación 5) para cada una de las clases resultan de comparar en cuánto varía el *logit* de un hogar, **si**, en lugar de que esté en la “Clase I” (el “grupo de referencia” en este análisis), ese hogar **pertenece** a alguna otra categoría de clase, siendo estadísticamente igual en todos los demás aspectos.

En el caso particular del análisis del cambio estructural estudiado aquí, interesa hacer una doble comparación entre los hogares: según la clase social y según se lo esté observando “antes” de la gran crisis (1998) o después de la gran crisis (2004). Este examen se encuentra en las filas del modelo 6 donde se modelan las interacciones y la clase social. Tal como se puede apreciar ahí, se pueden extraer como primer hallazgo el hecho de que para 2004, los hogares de **todas las clases sociales han empeorado** significativamente sus chances de ser pobres en comparación con los hogares de la “clase I”, *controlando el ciclo de vida, el portafolios de capital cultural, la tasa de dependencia, el tipo de perceptores de ingresos y también, empleo público y transferencias de la seguridad social (los dos indicadores de la teoría rival)*. Esta lectura, ya propuesta con el modelo 3, ahora es validada con los controles incorporados. Sin entrar aún a comparar las magnitudes, resulta plausible sostener que **los efectos de la gran crisis fueron estratificados según la posición en la estructura social**. Las distancias del bienestar entre la clase I y las demás clases se han aumentado.

A continuación se realizará un ejercicio de simulación de resultados, muy útil para comprender los hallazgos del modelo. Haciendo los cálculos correspondientes de los *logit* según la ecuación [6], y transformándolos según la ecuación [1], se puede comparar en qué magnitud el riesgo de pobreza se incrementó para las distintas clases en 2004. En los modelos logísticos, los impactos de cada variable dependen de los valores; por lo que no es posible hacer una lectura directa de cada

coeficiente (no linealidad en los parámetros). Por tanto, el ejercicio se hizo con el supuesto de que los hogares eran típicos en todos los demás atributos; para esto se fijaron las variables de control en la moda o el promedio según corresponda y tienen valores de 0 en las variables de transferencias y empleo público. Es decir, este primer análisis supone que los hogares no están conectados con dos de los mecanismos más directos de bienestar provistos por el estado. El ejercicio se expone en el cuadro 3. La objetivo es evaluar el empeoramiento de las condiciones de existencia de cada clase contra sí misma. Las columnas [1] y [2] representan las probabilidades estimadas de pobreza para un hogar en 1998 o en 2004, computadas según el modelo 6. Las columnas [3] y [4] se han calculado los momios (“odds”=  $p/(1-p)$ ) para los dos años. La columna [5] muestra una razón entre la probabilidad de cada clase y la “clase I” para el año 2004. La columna [6] establece una razón entre las probabilidades de pobreza estimadas para un hogar medio en 1998 y 2004. La columna [7] incluye las razones de momios para 1998 y 2004 en tanto que la [8] compara los cambios entre 1998 y 2004 en las razones de momios de cada clase social con el cambio observado en la clase I. Todas son formas alternativas que apuntan a observar cambios en el riesgo de pobreza.

Las probabilidades de pobreza para 2004 estimadas para seis de las diez clases están en el rango del 50%, una vez que se han fijado las restantes variables (columna 2). En ese año, las tres clases de trabajadores manuales y tres clases intermedias (los empleados no manuales rutinarios de la “clase III b”, los pequeños artesanos y comerciantes de la “clase IV b” y los pequeños productores agrícolas de la “clase IVc”) equiparan su riesgo de pobreza. Esto sustenta la hipótesis de que en el modelo de apertura económica desde 1990, éstas clases habían quedado en una situación de clara vulnerabilidad. La bibliografía revisada insiste en que el ajuste estructural y la apertura externa impactaron contrayendo el empleo industrial y la pequeña producción con destino interno, en tanto que la sobre-valoración del peso afectó fundamentalmente a los productores agrícolas (PNUD, 2001). Pero también es necesario recordar que la política económica imperante retiró varios mecanismos regulatorios que podían haber atemperado los efectos (por ejemplo, la regulación del salario en el sector privado).

El riesgo de que un hogar sea pobre frente a que no lo sea se incrementó notoriamente en el período, pero ese incremento fue muy distinto según la clase social. Por ejemplo, la “clase I” aumentó un 32.3%, pero la “clase II” que en 1998 tenía las mismas probabilidades ajustadas, incrementó un 378% su riesgo (columna 6). En contraste, las clases trabajadoras “VII a” empeoraron un 231%, es decir, su condiciones de existencia empeoraron *menos* en términos relativos a sí mismas que en el caso anterior<sup>44</sup>.

Las dos clases que tuvieron más graves afectaciones en el período fueron los hogares de las “clase III b” (que dependen de empleos rutinarios no manuales, principalmente en el comercio y los servicios personales) y de la “clase IV c”, pequeños propietarios agrícolas. En la columna [6] se observa que en relación a sí mismas, los incrementos fueron de : la razón de momio para la primera clase fue de 498% y para la segunda de 582%. O lo que en los términos de razones de momios expuestos en la columna [7], 11 y 15 veces respectivamente.

4 Esto ya había sido informado como una paradoja en un trabajo anterior nuestro donde usamos las probabilidades directamente observadas (Fernández & Boado, 2005).

**Cuadro 3**  
**Probabilidades ajustadas de pobreza para un hogar**  
**medio computadas con base en el modelo 6**

	[1] 1998 P(y=1)	[2] 2004 P(y=1)	[3] Odds 1998	[4] Odds 2004	[5] P y=1 2004 s/ Clase I	[6] P(y=1;04)/ P(y=1;98)	[7] OR 04 /98	[8] Odds ratio cambio
Clase I	0.084	0.111	0.092	0.125	1.000	32.1%	1.362	1.000
Clase II	0.084	0.401	0.092	0.669	5.362	378.0%	7.310	5.369
Clase III a	0.109	0.380	0.123	0.613	4.909	247.7%	4.995	3.668
Clase III b	0.084	0.502	0.092	1.008	8.073	498.3%	11.007	8.084
Clase IV a	0.084	0.272	0.092	0.374	2.992	224.2%	4.080	2.996
Clase IV b	0.197	0.552	0.245	1.232	9.868	180.5%	5.029	3.693
Clase IV c	0.084	0.572	0.092	1.336	10.704	581.8%	14.593	10.718
Clase V / VI	0.149	0.494	0.175	0.976	7.819	231.1%	5.567	4.089
Clase VII a	0.238	0.559	0.313	1.268	5.036	134.8%	4.056	2.979
Clase VII b	0.246	0.598	0.326	1.488	11.914	143.1%	4.559	3.349

Fuente: Elaborado por los autores con base a las ECH de los años 1998 y 2004. Bases ponderadas.

\*\*\* P < 0.001; \*\* P < 0.05; \* P < 0.10.

La columna [8] es útil para comparar cuáles fueron los empobrecimientos relativos más graves; para esto compara las razones de momio de cada clase en la columna [7] con la clase I. La hipótesis nula es que de no existir “efectos estratificados” todas las clases hubieran empeorado con la misma intensidad; las razones de cambio de los momios deberían ser iguales. Tal como se puede apreciar esto no es así. Las clases que empeoraron menos que la “clase I” fueron dos clases intermedias: la “clase IV a” y la clase VII a con 3 veces más riesgo en 2004. En un segundo escalón se ubican un rango muy similar dos clases intermedias (III a y IV b) y dos trabajadoras (VI y VII b) habrían empeorado 4 veces más que la clase I. Luego está la clase II que empeoró 5 veces más. Las dos clases más castigadas son “dos intermedias” como se indicó en el párrafo anterior, las “clases IV c” y la “clase III b”.

En síntesis, hubo algunas clases sociales que fueron también más vulnerables también en términos *relativos*. Básicamente, la estructura tuvo un comportamiento tal que “hermanó” el riesgo de ciertas clases intermedias con las clases trabajadoras. En tanto otras clases “pelearon mejor contra el empobrecimiento: por ejemplo, la “clase IV a” y la “clase III a”. ¿Por qué hubo trayectorias probabilísticas tan dispares? Es razonable hipotetizar que algunas clases sociales pudieron movilizar más recursos que otras para resistir la contracción económica y lograron conservar una mejor proporción en el ingreso que otras. Uno de esos recursos podría ser la inelasticidad de un ingreso público.

Una vez que se ha examinado la primera hipótesis conviene mostrar de forma elocuente cuál es el impacto que tiene para un hogar estar conectado con el Estado a través del empleo y de la seguridad social. En el cuadro 4 se muestran las probabilidades calculadas cambiando los valores para los dos indicadores relevantes y manteniendo constantes las variables de control. Las columnas numeradas de 1 a 4 permiten comparar para el año 2004 como varía la probabilidad de que un hogar



sea pobre en cada una de las clases sociales, si no se tiene 'protección' [1], si sólo se tiene empleo público [2] o transferencias [4], o si se tienen ambas [6]. A su vez se intercalan columnas [3, 5 y 7] que indican las razones de probabilidad de cada categoría con protección [2 o 4] contra no tener protección [columna 1]. La finamente la columna 8 compara los impactos relativos de la protección con lo que sucede en la clase I. Las cuatro columnas permiten comparar para el año 2004 como varía la probabilidad de que un hogar sea pobre en cada una de las clases sociales.

Obsérvese en primer lugar, que cuando el hogar cuenta con al menos un miembro empleado las probabilidades de pobreza cambian para todas las clases sociales en formas bastante sustantivas aunque la caída es menor cuanto más bajo está el hogar en la estratificación. Aún con esta diferencia, es claro que **el empleo público hace diferencia en la vulnerabilidad de los hogares**, sobre todo para los que tienen una inserción más frágil en el mercado.

#### Cuadro 4

##### Probabilidades de pobreza y razones entre las probabilidades para un hogar en 2004 sin y con protección de un ingreso público

	[1] P(y=1) Sin protección	[2] P(y=1) empleo público	[3] odds con y sin empleo	[4] P(y=1) Transfer	[5] Odds con y sin transfer.	[6] P(y=1) Con ambas	[7] odds con y sin EP + TR	[8] OR [6] clase I
Clase I	0.111	0.047	0.423	0.088	0.793	0.036	0.324	1.000
Clase II	0.401	0.207	0.516	0.341	0.850	0.168	0.419	4.667
Clase III a	0.380	0.193	0.508	0.321	0.845	0.156	0.411	4.333
Clase III b	0.502	0.283	0.564	0.438	0.873	0.234	0.466	6.500
Clase IV a	0.272	0.128	0.471	0.224	0.824	0.102	0.375	2.833
Clase IV b	0.552	0.325	0.589	0.487	0.882	0.271	0.491	7.528
Clase IV c	0.572	0.343	0.600	0.508	0.888	0.288	0.504	8.000
Clase V/VI	0.494	0.276	0.559	0.430	0.870	0.228	0.462	6.333
Clase VII a	0.559	0.331	0.592	0.495	0.886	0.277	0.496	7.694
Clase VII b	0.598	0.367	0.614	0.534	0.893	0.309	0.517	8.583

Fuente: Elaborado por los autores con base a la ECH de 2004.

El caso de las transferencias de la seguridad social es distinto (columna 4 y 5). Si bien hay una disminución de las probabilidades, no es tan pronunciada como en el caso anterior: entre un máximo de 20% para la clase I y un mínimo del 10%. También aquí se observa un impacto diferenciado según la clase social, pero las diferencias entre clases son menores. Este hallazgo permite mostrar que si bien la reforma jubilatoria de 1989 tuvo su peso importante en el bienestar, no tuvo para la gran crisis un impacto tan importante como lo tuvo el conservar un empleo público.

Las columnas 6 y 7 del cuadro compara los hogares que tuvieron ambos tipos de protección (ingresos y transferencias sociales provistas por el estado). Las caídas en las probabilidades de pobreza son importantes para todas las clases sociales. Para los grandes directivos y profesionales, un empleo público y transferencias supone una disminución a un tercio de las probabilidades de pobreza. Reducciones del mismo rango se observan para la "clase II", la "clase III a" y la "clase IV a".

Las restantes clases tienen reducciones que están en el rango del 50%. Es decir, estos mecanismos del Estado logran establecer escalones más rígidos a la caída de los hogares.

Sin embargo, esto no significa que las distancias entre las probabilidades de la clase I y la clase VIIa por ejemplo, sean menores cuando interviene el estado. **Por el contrario**, las chances de que un hogar de obreros urbanos esté en la pobreza a pesar de contar con protección estatal es 7.7 veces más que un hogar de la clase más alta. Si se compara esta magnitud con la estimada en la columna [5] del cuadro 3, se observa que es bastante mayor al 5.0 veces que se estimada para el mercado. La interpretación de este fenómeno no es sencilla, pero en nuestra opinión es coherente con la tesis del “universalismo estratificado” del régimen de bienestar uruguayo: incluso en la distribución de bienes y servicios públicos, existe una apropiación diferencial según clases sociales. No es lo mismo un empleo público en el sector de los profesionales de los servicios asistenciales del Estado (ASSE, Ministerio de Salud) que en el Magisterio o en la Policía. Es una hipótesis razonable suponer que fueron distintas las capacidades que cada sector de empleados tuvo para resistir la contracción del salario real.

## 5. Conclusiones

Uno de los objetivos planteados en el proyecto de investigación “*Cambios en la distribución social del ingreso Uruguay 1998-2004*” del cual este trabajo es parte, fue profundizar en cómo se asociaron los efectos de larga duración de la estructura de clases consolidada como la del Uruguay con los impactos inmediatos de la “gran crisis” de los años 2000 a 2003. Para ello se propuso recuperar y sistematizar hallazgos propios y de investigaciones convergentes, para discutir dos hipótesis rivales: aquella que sustenta que hubo un “efecto de empobrecimiento democráticamente distribuido entre las clases sociales” y aquella que señala que sustenta que la gran crisis “empobreció diferencialmente a los hogares según su posición de clases”. Un punto de discusión interesante entre ambas hipótesis es la valoración que se le otorgan a los mecanismos distributivos del régimen de bienestar del Estado. Para examinar los resultados en detalle se describió la estructura social a través del esquema EGP y un conjunto de factores competitivos en la explicación que representaron la estructura de los hogares y la estructura del bienestar social.

Los sucesivos modelos mostraron evidencia a favor de la segunda hipótesis: hubo un incremento diferencial según la clase social de la probabilidad de que un hogar sea pobre luego de la gran crisis. Sin embargo, quienes vieron crecer más el riesgo de pobreza no fueron los trabajadores, sino algunas clases intermedias. Más exactamente, éstas “hermanaron” su suerte con aquellas. De hecho, las clases III b y IV c empeoraron su situación relativa más que las clases trabajadoras. Su inseguridad o el riesgo de caer en la pobreza ajustada por otras variables se incrementaron entre más de un 300%. En la última parte del análisis se mostró evidencia que avala la primera hipótesis: efectivamente las prestaciones en ingresos del régimen de bienestar contribuyeron a que *dentro de cada clase social* las probabilidades de pobreza fueran sustantivamente más reducidas para los hogares que cuentan con aquellos ingresos. Sin embargo, este efecto redistributivo está lejos de representarse democráticamente.

En síntesis. Este trabajo hace plausible la hipótesis del “empobrecimiento estratificado” pero también aporta evidencia de que los mecanismos del Estado no están ni “inactivos” ni son “neutrales”

pues generaron diferenciales dentro de cada clase social. El régimen de distribución del bienestar no hace más democrática ni ha extendido de igual forma la “ciudadanía social”. Por el contrario, aquí se aporta nueva evidencia a favor de la tesis del “universalismo estratificado”, un modelo que sigue operando en la sociedad a pesar de los ingentes neoliberales. No discutimos la idea de la importancia de aquellos mecanismos: probablemente, este mismo análisis hecho en otro país que sufrió una crisis tan fuerte hubiera detectado un impacto aún más diferenciado de las clases sociales.

Este trabajo también deja abiertas nuevas preguntas que pueden configurar la agenda de la investigación hacia adelante. Una primera es qué estrategias siguieron los hogares en particular los pobres o en riesgo de pobreza. Poco sabemos en el país sobre este punto. Parece razonable explorar la hipótesis de que la “inelasticidad” del salario público ha vuelto muy atractivo un empleo de estas características para que los hogares puedan contar con una especie de “seguro contra-cíclico”. La segunda interrogante apunta a describir cual fue el papel del empleo “informal” en este tiempo. La discusión clásica ha sostenido que este sector ha funcionado como un refugio contracíclico frente al desempleo en el sector formal. Sin embargo, el comportamiento que se ha observado en las clases donde más predomina la informalidad (clase IVa, IVb) plantea una paradoja a estas ideas. Una tercera pregunta es la siguiente: si se variara el tipo de régimen de bienestar y la estructura de clases ¿qué impactos se observarían en contexto de una crisis?. Esto llevaría aun estudio comparativo de Uruguay con otros países de la región afectados durante este período, como por ejemplo, Argentina. Finalmente, queda también abierta una pregunta comparativa *en el tiempo*: ¿qué diferencias y similitudes hubo entre los impactos de esta gran crisis y de la crisis de 1982 que vivió el país?

## Bibliografía

- AMARANTE, Verónica; VIGORITO, Andrea; BUCHELLI, Marisa & FURTADO, Magdalena (2002) *Análisis de la nueva línea de pobreza del INE*. Instituto de Economía / Departamento de Economía. Universidad de la República. Montevideo. Inédito.
- BOADO, Marcelo (2003) “Los ingresos personales de los ocupados en dos ciudades del interior del Uruguay. Análisis de sus determinantes en Maldonado y Salto”; en Mazzei, E. (comp.) *El Uruguay desde la sociología*. Depto de Sociología/Fac C. Sociales/UDELAR. Montevideo.
- BOADO, Marcelo & FERNÁNDEZ, Tabaré (2005) “Cambios en la distribución social del ingreso en el Uruguay 1998-2003”. *Papeles de Población*, num. 44. Abril-junio. Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca.
- BOADO, Marcelo & FERNÁNDEZ, Tabaré & PARDO, Ignacio (2006) *Aplicación de la pauta de estratificación Erikson-Goldthorpe-Portocarero al Uruguay mediante la CNU095 y COTA70. Decisiones Metodológicas*. Documento de Trabajo n°78. Departamento de Sociología. Universidad de la República. Montevideo.
- BUCHELLI, Marisa; DIEZ DE MEDINA, Rafael & MENDIVE, Carlos (2001) “Uruguay: equidad y pobreza ante la apertura comercial de los noventa. Un enfoque a través de microsimulaciones”. En GANUZA, Enrique; PAES DE BARROS, Ricardo; TAYLOR, Lance & VOS, Rob (comp) (2001) *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*. EUDEBA / PNUD / CEPAL. Buenos Aires.
- BUCHELLI, Marisa & FURTADO, Magdalena (2004) *Uruguay 1998-2002 ¿quiénes ganaron y quienes perdieron en la crisis?*. Trabajo de consultoría preparado para CEPAL, Montevideo.
- BULNER-THOMAS, Victor (comp) (1997) *el nuevo modelo económico en América Latina. Su efecto en la distribución del ingreso y en la pobreza*. El Trimestre Económico. Lecturas n° 84. Fondo de Cultura Económica. México, D.F.

- CORTES, Fernando (2000 a) "La metaformosis de los marginales". En GARZA, Enrique (comp) (2000). *Tratado Latinoamericano de Sociología del Trabajo*. Editorial FCE / FLACSO / COLMEX. México, D.F.
- CORTÉS, Fernando (2000 b) *Procesos sociales y desigualdad económica en México*. Editorial Siglo XXI, México, D.F.
- CORTES, Fernando & CUÉLLAR, Oscar (coord) (1990) *Crisis y Reproducción social*. FLACSO / Miguel Angel Porrúa. México DF.
- CORTÉS, Fernando & FERNÁNDEZ, Tabaré (2004) "Identificación de los mecanismos de aversión de la pobreza en el agro 1992-2002". En Romero, José (comp) *El impacto del TLCAN sobre el sector agrícola de México*. Centro de Estudios Económicos. El Colegio de México. México, D.F.
- CORTÉS, Fernando & RUBALCABA, Rosa María (1991) Autoexplotación forzada y equidad por empobrecimiento. La distribución del ingreso familiar en México (1977-1984). Jornadas 120. El Colegio de México. México, D.F.
- ESPING-ANDERSEN, Gösta (1990) *The Three World of the Capitalist Welfare State*. Cambridge. UK.
- FERNÁNDEZ, Tabaré (2003) "Determinantes de la pobreza en contextos de ajuste estructural. El caso de Uruguay entre 1991 y 2001". *Papeles de Población*, no. 35. Universidad Autónoma del Estado de México /Centro de Investigaciones y Estudios Avanzados de Población. Toluca, Méx.
- (2004) *Un modelo económico vulnerable: Uruguay 1990-2002*. Manuscrito inédito. Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. México, D.F.
- FERNÁNDEZ, Tabaré & BOADO, Marcelo (2005) "Una mirada a la crisis uruguaya desde las clases y la pobreza (1998 y 2004)". En Mazzei, Enrique (comp.) (2005) *El Uruguay desde la Sociología III*. Editado por el Departamento de Sociología de la Universidad de la República. Montevideo.
- FILGUEIRA, Carlos (2002) *La actualidad de viejas temáticas: sobre los estudios de clases, estratificación y movilidad social en América Latina*. Serie Políticas Sociales n° 51, Políticas Sociales. CEPAL. Santiago de Chile.
- FILGUEIRA, Carlos & FILGUEIRA, Fernando (1994) *El largo adiós al país modelo. Políticas sociales y pobreza en el Uruguay*. ARCA editorial / Peithos Sociedad de Análisis Político. Kellogs Instituto. Montevideo.
- GANUZA, Enrique; PAES DE BARROS, Ricardo; TAYLOR, Lance & VOS, Rob (comp) (2001) *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*. EUDEBA / PNUD / CEPAL. Buenos Aires.
- GREENE, William (1999) *Análisis econométrico. Tercera edición*. Prentice Hall. México DF.
- GUJARATI, Damodar (2004) *Econometría. 4ta. Edición*. McGrawHill. México, D.F.
- HOSMER, David & LEMENSHOW, Stanley (2000) *Applied Logistic Regression. Second Edition*. Wiley series in Probability and Statistics. John Wiley & Sons, Inc. Danvers, MA.
- LODOÑO, Juan Luis & SZÉKELY, Miguel (1997) *Sorpresas distributivas después de una década de reformas: Latinoamérica en los noventa*. Documento de Trabajo 352. Oficina del Economista en Jefe. Banco Interamericano de Desarrollo. Washington DC.
- LONGHI, Augusto & FERNÁNDEZ, Tabaré (2002) *Dinámica y determinantes de la pobreza*. Informe de Investigación n°31. Departamento de Sociología de la Universidad de la República. Montevideo.

## Anexos

### 1. Definición de las clases sociales en el esquema de egp

Clase	Descripción	1998	2004
Clase I	Propietarios, presidentes de directorio y gerentes generales y administradores de grandes empresas de todas las ramas; directivos y gerentes de las empresas públicas; autoridades y altos jefes de la Administración Central; miembros electos del Poder Legislativo; jueces de la Suprema Corte, Tribunal de lo Contencioso administrativo, Corte Electoral; Gobiernos departamentales.	14.4%	9.7%
Clase II	Profesionales de rango inferior, administradores y gerentes generales de empresas medianas, técnicos superiores cualificados, supervisores no-manuales.	17.2%	13.3%
Clase IV a	Pequeños propietarios de la industria y el comercio; artesanos; con empleados a su cargo.	2.4%	3.2%
Clase IV b	Pequeños propietarios de su negocio, artesanos; sin empleados a su cargo	10.6%	12.6%
Clase IV c	Granjeros y pequeños productores rurales	2.2%	2.9%
Clase III a	Empleados calificados de trabajo no manual rutinario de la administración y comercio	15.2%	19.4%
Clase III b	Empleados no calificados de trabajo no manual rutinario del comercio y de los servicios personales	1.8%	4.9%
Clase V	Técnicos de rango inferior y supervisores de trabajadores manuales	13.0%	10.5%
Clase VI	Trabajadores manuales calificados.		
Clase VII a	Trabajadores manuales semi y no calificados de la industria, el comercio, los servicios en ramas secundaria y terciaria	21.8%	21.8%
Clase VII b	Trabajadores manuales del sector primario.	1.5%	1.7%
	Total de hogares clasificables	100.1%	100.0%
Sin clasificar	hogares para los cuales no hay información	202	4159

En la ECH de 2004 se modificó el criterio de registro de la última ocupación: para quienes estaban desempleados o jubilados se les preguntaba sólo si habían estado trabajando hasta hace un año (Ver en la pregunta 34 del cuestionario).

## 2. Prueba de multicolinealidad: VIF y Tolerance

. vif		
Variable	VIF	1/VIF
_lcapcul_6	10.24	0.097642
_lbase04_1	9.01	0.110995
_lcapcul_4	8.80	0.113661
_lcapcul_8	8.14	0.122903
_lcapcul_2	6.16	0.162280
_lcapcul_7	6.07	0.164646
_lbasXcla_~6	4.59	0.217918
_lbasXcla_~9	4.52	0.221202
_lcapcul_9	4.32	0.231273
_lclase_9	4.27	0.234316
_lclase_6	3.83	0.261153
_lbasXcla_~7	3.80	0.263422
_lbasXcla_~4	3.61	0.277340
_lclase_7	3.53	0.283538
_lbasXcla_~2	3.51	0.284807
_lclase_4	3.30	0.302933
_lclase_2	3.19	0.313537
_lclase_8	3.10	0.322930
_lbasXcla_~8	2.95	0.339437
_lcapcul_3	2.92	0.342167
_lcapcul_5	2.85	0.350590
_lbasXcla_~3	2.56	0.390505
_lclase_3	2.45	0.408122
_lbasXcla_~5	2.42	0.413136
_lclase_5	2.36	0.423464
_lbasXocup~1	2.32	0.431965
_lclase_10	2.08	0.481254
_lbasXcla~10	2.04	0.490089
ocupub	2.02	0.495968
t_jubpen	1.70	0.586708
ciclo	1.70	0.588332
tasdep	1.35	0.739752
tipoperc	1.14	0.880249
Mean VIF	3.84	

### 3. Tabla de clasificación del modelo 6 comparando la condición observada de pobreza vs la condición estimada.

Clases sociales	Observada	Categoría Estimada			
		1998		2004	
		No	Pobre	No	Pobre
1.00 Clase I: Profesionales / Gerentes Gdes. Empresas	No	2373	10	1321	5
	Pobre	116	20	47	1
2.00 Clase Ii: Prof. Medios / Tecnicos Super. / Directivos Peq.	No	2830	12	1503	47
	Pobre	146	18	212	110
3.00 Clase Iv A: Peq. Prop. Artesanos / Industria / Comercio Con	No	388	5	309	26
	Pobre	22	1	69	50
4.00 Clase Iv B: Peq. Prop. Artesanos / Industria / Comercio Si	No	1292	93	673	228
	Pobre	261	203	276	602
5.00 Clase Iv C: Agricultores	No	336	2	155	53
	Pobre	26	11	67	132
6.00 Clase Iii A : Empleados No Manuales De Rutina En Admin. / Co	No	2314	31	1934	123
	Pobre	228	79	400	285
7.00 Clase Iii B: Trabajadores De Servicios Personales / Seguridad	No	277	4	306	74
	Pobre	27	3	104	206
8.00 Clase V + Clase Vi: Superv. Trab. Manuales / Téc. Nivel Infe	No	1611	110	563	177
	Pobre	302	235	205	541
9.00 Clase Vii A : Trabajadores Manuales Urbanos No Calificados Y	No	2650	211	1061	351
	Pobre	417	528	383	1280
10.00 Clase Vii B: Trabajadores Manuales Rurales	No	180	14	61	28
	Pobre	17	42	22	122