

# Determinantes de la pobreza de los hogares. México, 1992

FERNANDO CORTÉS\*

*Resumen: Usando los microdatos (hogar por hogar) de la Encuesta de Ingresos y Gastos de 1992 y las mediciones realizadas con el Método integrado de medición de la pobreza, de Julio Boltvinik, se sometieron a prueba simultánea las diversas explicaciones que se rastrearon en la bibliografía acerca de los factores que estarían determinando la probabilidad de que un hogar sea o no pobre. Así, se consideró la teoría del capital humano, el argumento malthusiano, la determinación del medio rural o urbano, la explotación de género y las determinantes más obvias como son el ingreso y la ocupación.*

*Los factores económicos son los que tienen más peso sobre la probabilidad de ser pobre con la salvedad de que una de las variables de género no tiene efecto significativo y la otra opera al revés de lo supuesto: la probabilidad de ser pobre disminuye si la totalidad de los perceptores del hogar son mujeres. Según la política social, la pobreza es un fenómeno multifacético que debe atacarse simultáneamente desde los ángulos económico, social y cultural, por lo que las estrategias unidimensionales estarían destinadas al fracaso.*

*Abstract: Using the microdata (household by household) of the 1992 Income and Expenditure Survey and the measurements carried out using the Integrated Method for Poverty Measurement, designed by Julio Boltvinik, the various explanations found in the bibliography on the factors determining whether or not a household will be poor or otherwise were simultaneously tested. Thus the theory of human capital, the Malthusian argument, the effects of a rural or urban environment, gender and the most obvious determinants such as income and occupation were examined.*

*Economic factors have the greatest influence on the likelihood of being poor, with the exception that one of the gender variables has no significant effects while the other runs counter to what one would expect; the probability of being poor diminishes if all the household earners are women. According to social policy, poverty is a multifaceted phenomenon that should be attacked simultaneously from an economic, social and cultural angle, as a result of which one-dimensional strategies are destined to fail.*

## I. INTRODUCCIÓN

**E**N ESTE TRABAJO INTERESA IDENTIFICAR los factores asociados a la pobreza y cuantificar la magnitud de sus repercusiones. Así planteado, el propósito del estudio no parece estar perfectamente delimitado ya que no es lo bastante explícito para saber si se trata de una investigación que intenta dar cuenta de la evolución de la pobreza, de sus diferenciales en un punto del tiempo, de su distribución en el espacio territorial, o de cualquier otra manera de describir el fenómeno. Sin embargo, dada su naturaleza, podría ser de sumo interés preguntarse ¿de qué factores depende la probabilidad de que un hogar sea pobre? Si se llega a tener una medición de la probabilidad de ser pobre y se cuantifican los pesos de sus determinantes, implícitamente se asume la posición de que el fenómeno

\* Dirigir correspondencia al Centro de Estudios Sociológicos, 4º nivel, El Colegio de México, Camino al Ajusco núm. 20, C. P. 01000, México, D. F., tel.: 645-5955 ext. 4111, e-mail: fcortes@colmex.mx.

no es determinístico, es decir, que dado un subconjunto de hogares que compartan las mismas características, sólo una fracción de ellos será pobre. Por otra parte, la identificación de los factores así como el conocimiento de la magnitud con que inciden sobre la probabilidad de ser pobre, arrojan un conocimiento útil en el diseño de estrategias para combatirla y en el establecimiento de criterios que ayuden a jerarquizar las medidas políticas pertinentes. A continuación se presentará una breve revisión de lo que se sabe, o se afirma, sobre algunas de las determinantes de la pobreza.

Al aplicar el método integrado para medir la pobreza (J. Boltvinik, 1992 y 1995) a los datos de hogares de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de 1992 (INEGI, 1993), se clasifica cada hogar de la muestra como "pobre" o "no pobre". Interesa identificar los factores condicionantes de la pobreza. Dicho con mayor precisión, se trata de determinar los factores que influyen sobre la probabilidad de que un hogar sea pobre.

Nótese que dicho planteamiento es coherente con el tipo de explicación propio de las ciencias sociales. Explicar un hecho específico consiste en establecer las condiciones bajo las cuales siempre o usualmente acontece; esto es, aplicar enunciados generales a partir de los cuales se pueden inferir, con grados de certeza razonable, otros enunciados referidos a propiedades de hechos específicos. Para entender este tipo de hechos, planteamos enunciados probabilísticos que normalmente se traducen en aseveraciones probabilísticas de que una unidad determinada, bajo ciertas condiciones, se comporte de una manera determinada (A. Przeworski y H. Teune, 1970: 19).

Ahora bien, a continuación incluimos una serie de consideraciones respecto de las condiciones que estarían afectando o condicionando la probabilidad de que un hogar sea "pobre".

Tanto la teoría del capital humano, el papel que adscriben los Estados a la educación, como el sentido común popular, sostienen que la instrucción es uno de los factores fundamentales que afecta la probabilidad de ser o no pobre. Más aún, se considera que la educación formal no sólo es un instrumento privilegiado de movilidad social sino que, además, es uno de los elementos básicos para estimular la creatividad y la capacidad de trabajo autónomo que requieren las nuevas tecnologías. Estos argumentos permiten identificar a la educación como un factor que influiría sobre la probabilidad de ser pobre: a mayor educación, menor probabilidad de ser pobre (World Bank, 1991: 52 a 69; T. Schultz, 1993).

Ahora bien, el argumento malthusiano en que descansa la política demográfica de nuestros países (sin que México escape a ello) sostiene que la "familia pequeña vive mejor" o "vayámonos haciéndonos menos para vivir mejor". Estos lemas se construyen sobre la idea de que la probabilidad de ser pobre aumenta en la medida en que el tamaño de la familia sea mayor. Investigaciones de campo sostienen lo contrario, especialmente en épocas de crisis (González de la Rocha, 1988; H. Selby *et al.*, 1990; R. Tuirán, 1993(a) y 1993(b); O. Oliveira, 1988; De Barbieri, 1989; F. Cortés y R. M. Rubalcava, 1991). Dichos estudios han mostrado que ante los efectos de la política de estabilización y ajuste y de cambio estructural, los hogares pobres más numerosos han tenido la posibilidad de combatir los efectos pernicio-

sos sobre las condiciones de vida de sus miembros, con lo cual aumenta la utilización de su fuerza de trabajo secundaria. Si se observa con detenimiento el segundo argumento, debe notarse que descansa no en el tamaño del hogar sino en la cantidad de perceptores, lo que lo hace mucho más atractivo para considerarse en un estudio de pobreza. En efecto, desde el punto de vista estrictamente lógico, el tamaño del hogar no tendría por qué estar relacionado con la pobreza, pues más bien depende de la cantidad de recursos con que se cuenta en relación con el volumen de necesidades por satisfacer; éstas sólo dependen en parte de la cantidad de miembros del hogar. El tamaño presenta la peculiaridad de ser insensible al ciclo vital; en efecto, lo mismo daría que un hogar estuviese formado por dos adultos y tres hijos menores de cinco años, que si contara con cinco adultos, todos trabajando. Indudablemente la probabilidad de ser pobre es mayor en el primer caso que en el segundo. En realidad, debería esperarse que dicha probabilidad estuviese más relacionada con el balance entre necesidades y recursos que con el tamaño del hogar (A. Chayanov, 1974: 47-95; O. Cuéllar, 1990: 19-53).

El ingreso es un factor que tiene una relación clara e indiscutible con la pobreza. Cuanto mayor sea el ingreso con que cuenta el hogar, menor será la probabilidad de que sea pobre.

También se argumenta que la pobreza en las zonas rurales tiende a ser mayor que en las urbanas, aunque en aquéllas resulta menos visible por su dispersión territorial. No obstante, si consideramos las fuertes corrientes migratorias rurales urbanas y su asentamiento en los márgenes de las ciudades a lo largo de varias décadas, podría pensarse que el campo traslada a las urbes de América Latina a los pobres que surgen en su seno como consecuencia de la producción y reproducción social. Si los que migran fuesen los pobres del campo y se desplazaran hacia las zonas urbanas a una tasa superior a su reproducción, entonces se observarían más pobres en éstas que en aquél. Sin embargo, tal idea sería contradictoria con el hecho ampliamente documentado de que los migrantes rurales no son los habitantes más pobres de las zonas rurales. Esto llevaría a concluir que la pobreza estaría más extendida en el campo que en las ciudades (Soledad González, 1994: 183-186; J. Boltvinik, 1995: 79-91). Sea cual sea la explicación correcta, cualquier estudio que pretenda identificar los factores de que depende la probabilidad de ser pobre, no puede dejar fuera el contexto en que se asienta el hogar o la familia.

Los textos sobre género argumentan que a igualdad de trabajo y de preparación para desempeñarlo, la mujer recibe menores retribuciones. Aún más, las diversas corrientes del feminismo coinciden en señalar que son más las mujeres que proporcionalmente viven en condiciones de pobreza en comparación con los hombres (V. Salles, 1994: 62 a 69; F. Acosta, 1994: 104 a 115; González de la Rocha, 1986 y 1988). Tal vez la discriminación de que son objeto las mujeres en los diversos planos de la vida social se sintetizan en sus condiciones de vida, de modo que la proporción de mujeres pobres es sustancialmente mayor que la de hombres pobres. Sin embargo, hay una corriente del feminismo que sostiene que el ingreso administrado por las mujeres se emplea con mayor eficiencia en el bienestar del hogar que cuando esto es realizado por los hombres (Blumberg Rae, 1991: 91-107). De lo anterior se colige que en dos hogares iguales en todos los aspectos, salvo en

que uno es encabezado por mujer y el otro por hombre, se podría esperar que el primero tuviese una probabilidad mayor de no ser pobre que la del segundo. En otros términos, debido a que la mujer tiende a asignar la totalidad o casi la totalidad de los recursos al hogar (a diferencia de los hombres que siempre distraen parte de ellos para otros propósitos), la pobreza tendería a extenderse más entre los hogares encabezados por hombres que entre los encabezados por mujeres. Si esta tesis fuese verdadera, entonces se debería observar que los hogares de mujeres deberían gozar de mejores condiciones de vida que los encabezados por hombres o, en el peor de los casos, similares (Chant, 1988). Esta última situación se produciría debido a que el mejor uso de los recursos del hogar permitiría remontar la discriminación salarial en contra de las mujeres. Por último, en relación con este tema hay que dejar asentado que una minuciosa y completa revisión de los resultados de investigación concluye que no es posible determinar con certidumbre si los hogares con jefatura femenina presentan carencias mayores que los encabezados por hombres (V. Salles y R. Tuirán, 1997).

Hay argumentos tanto a favor como en contra de que debería haber más mujeres pobres que hombres pobres. No hay mucha claridad sobre los alcances de esta discusión en la medida en que resulta muy difícil desgajar a los hombres y a las mujeres de sus hogares. En los hogares con jefe hombre hay tanto hombres como mujeres, así como también hay diversidad por sexo en los que tienen jefe mujer. Para empezar a dilucidar este intríngulis habría que afinar el microscopio de la investigación social y adentrarse en los hogares. Las discusiones en torno a este punto nos obligan a considerar al género como una de las determinantes de la pobreza de los hogares.

Por último, la ocupación es otro de los factores asociado a la pobreza. En efecto, no sólo posibilita tener mayor ingreso sino que también es una puerta importante para tener acceso a los sistemas de seguridad social. Los trabajadores de las empresas formales están cubiertos contra accidentes, tienen seguros de vejez, cobertura médica para ellos y su familia, atención hospitalaria, etcétera, es decir, una serie de beneficios atados al trabajo que hace más difícil que caigan en la pobreza. Algo similar sucede con los trabajadores al servicio del Estado. En definitiva, se esperaría que hubiese una relación más o menos clara entre la ocupación y la probabilidad de ser pobre (C. Jusidman y M. Eternod, 1995: 105-110 y 151-159).

## II. LOS DATOS, LOS INDICADORES Y SUS RELACIONES CON LA MEDIDA DE POBREZA

La información con que se trabajará son los microdatos (conjunto de registros de individuos y de hogares) de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de 1992 (ENIGH92), levantada por INEGI el tercer trimestre de ese año. Sin embargo, no se utilizarán los datos en bruto sino los ajustados a Cuentas Nacionales. Para la ENIGH92 se dispone de dos ajustes. Uno expande las diversas fuentes del ingreso corriente (remuneraciones al trabajo, renta de la propiedad, renta empresarial y transferencias) para hacerlas corresponder con el ingreso de los hogares de

Cuentas Nacionales, en tanto que el otro abre la renta empresarial por tamaño de los establecimientos. En lo que sigue se usarán las cifras de este último cálculo.

La ENIGH92 levantó 10 530 cuestionarios válidos, con representatividad nacional, los que una vez expandidos se transforman en alrededor de 18.5 millones de hogares. Así como sería incorrecto utilizar en los cálculos estadísticos los casos muestrales sin darles la ponderación adecuada (factores de expansión que son iguales al recíproco de la probabilidad de selección), también lo sería utilizar la muestra expandida: el tamaño de muestra es de 10 530 casos y no 18.5 millones. Además, cualquier cálculo estadístico que se base en una cantidad tan grande de observaciones tendrá errores estándares tan pequeños que todas las estimaciones serán estadísticamente significativas, aunque difieran levemente de cero. Para tomar en cuenta al mismo tiempo las ponderaciones y el tamaño efectivo de la muestra, primero se aplicaron los coeficientes de expansión y los resultados se escalaron de modo que los cálculos se basaran en las 10 530 observaciones. La unidad de análisis del estudio son los hogares.

En la sección anterior se ha revisado una serie de argumentos que lleva a concluir que las principales determinantes de la pobreza son: la educación, el balance entre necesidades y recursos del hogar, el ingreso, el contexto rural-urbano, el género y la ocupación. Corresponde ahora establecer los indicadores con los cuales se dará cuenta de estos conceptos. Además, se analizará la relación que tiene cada uno de ellos con la pobreza; es decir, se presentará información básica para documentar la asociación bidimensional de los indicadores seleccionados con la condición de pobreza de los hogares.

Para medir la pobreza se utilizarán los resultados que arrojó el método integrado de medición de la pobreza (MMIP). Esta variable se dicotomizará en "pobres" y "no pobres". En la categoría de "pobres" se reúnen los hogares indigentes, los muy pobres y los pobres moderados; el resto de las categorías comprenden los hogares "no pobres".

El nivel de instrucción aparentemente se puede medir con facilidad a partir del número de años cursados en la educación formal. Pero cabe preguntarse los años de instrucción de cuál o cuáles de los miembros del hogar. Hay varias respuestas posibles: una sería tomar el máximo nivel en el hogar; sin embargo, podría acontecer que éste corresponda al de un menor que aún está en la escuela y que por lo tanto no hace aportación alguna al bienestar de la familia. Otra posibilidad para medir la educación sería utilizar el nivel de instrucción promedio del hogar, que tiene la desventaja de no tener una interpretación conceptual clara además de que también adolecería del mismo defecto que el indicador anterior, aunque mitigado. Tal vez la solución sería usar como medida del nivel educativo del hogar el promedio de años de estudios completados por los perceptores. Sin embargo, se utilizará una aproximación más simple: medir el nivel educativo del hogar por la cantidad de años de instrucción del jefe.

El cuadro 1 muestra que en toda la población los años de escolaridad promedio de los jefes ascienden a un poco más de 6 años. Sin embargo, no se distribuyen por igual entre los "pobres" y los "no pobres". Los primeros alcanzan apenas 4.5 años, en tanto que los segundos tienen más de 9, es decir, el doble de años de instrucción

formal. Los coeficientes de variación indican que se trata de grupos relativamente homogéneos, aunque “los pobres” presentan una heterogeneidad relativa un poco mayor que los “no pobres”. Este resultado parece avalar el argumento de aquellos que sostienen que a mayor capital humano, mayor ingreso y menor pobreza.<sup>1</sup>

CUADRO 1

PROMEDIO, DESVIACIONES ESTÁNDAR Y COEFICIENTES DE VARIACIÓN DE LOS AÑOS DE ESCOLARIDAD, EL TAMAÑO DE LOS HOGARES Y EL INGRESO MONETARIO PER CÁPITA ENTRE LOS POBRES Y LOS NO POBRES

<i>Indicadores</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Pobres</i>	<i>No pobres</i>	<i>Total</i>
Años de escolaridad del jefe	Promedio	4.512	9.310	6.135
	Desviación estándar	3.838	5.578	5.042
	Coefficiente de variación	0.851	0.599	0.822
Tasa de dependencia	Promedio	5.123	3.696	4.640
	Desviación estándar	2.496	1.936	2.418
	Coefficiente de variación	0.487	0.523	0.521
Ingreso monetario mensual por perceptor (en cientos)	Promedio	4.147	45.020	17.974
	Desviación estándar	3.812	395.151	230.646
	Coefficiente de variación	0.919	8.777	12.832

Una manera burda, pero simple de aproximarse a las necesidades es a través de la cantidad de personas que comparten un presupuesto: a mayor tamaño, mayores necesidades; los perceptores se relacionan, *ceteris paribus*, directamente con los recursos: a mayor número de perceptores, mayor cantidad de recursos. La tasa de dependencia, definida como el cociente entre los miembros y los perceptores del hogar, considera simultáneamente ambos factores y es una manera simple de aproximarse al concepto de “balance”. Antes de examinar los resultados estadísticos es necesario hacer unas breves acotaciones aclaratorias acerca de los conceptos “familia” y “hogar”. A primera vista parecieran ser equivalentes; sin embargo, la definición de “familia” tiene sus límites en la consanguinidad, mientras que la definición de “hogar” refiere a una o más familias que cocinan en común. Si bien son mayoritarios los hogares con una sola familia, los hay en que conviven dos o más. Desde el punto de vista de la medición de la pobreza, es coherente usar el hogar como unidad de análisis, ya que sería difícil distinguir el uso que hace cada familia de la parte de la vivienda que le corresponde, el reparto del presupuesto común según los miembros de las familias, etcétera.

<sup>1</sup> En esta parte del análisis no se presentarán pruebas de hipótesis que permitan dictaminar acerca de si las diferencias son o no significativas. Tal tipo de consideraciones se incluirá más adelante. Por ahora, sólo basta con observar el tamaño de las diferencias entre los promedios y compararlas con los coeficientes de variación. Cualquier lector experimentado se dará cuenta de que las relaciones presentadas son claramente significativas.

El cuadro muestra que la tasa de dependencia total es de 4.6 personas, pero alcanza a poco más de cinco en los hogares pobres y a casi 3.7 en los no pobres. La diferencia es importante, pero se hace más nítida cuando se repara en que los coeficientes de variación son relativamente pequeños (de alrededor de 0.5 en los dos casos), lo que indica que los dos grupos son muy homogéneos. Estas cifras permiten concluir que a mayor tasa de dependencia, mayor probabilidad de que el hogar sea pobre.

CUADRO 2

RELACIONES ENTRE POBREZA Y CONTEXTO, SEXO DEL JEFE  
DEL HOGAR Y PERCEPTORAS EXCLUSIVAMENTE

<i>Condición de pobreza</i>	<i>Contexto</i>		<i>Sexo del jefe del hogar</i>		<i>Hogares con perceptoras exclusivamente</i>		
	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>	<i>Hombre</i>	<i>Mujer</i>	<i>No</i>	<i>Sí</i>	<i>Total</i>
Pobres	4 671	2 297	6 167	801	6 272	696	6 968
Porcentaje	58.8	88.9	68.1	54.5	67.6	55.5	66.2
No pobres	3 277	286	2 893	669	3 004	558	3 562
Porcentaje	41.2	11.1	31.9	45.5	32.4	44.5	33.8
TOTAL	7 947	2 583	9 060	1 470	9 276	1 254	10 530

Para medir el ingreso de los hogares también hay un abanico amplio de posibilidades. Se puede utilizar el ingreso corriente total o el ingreso monetario. El ingreso corriente total incluye una serie de conceptos cuyo valor se imputa. Debido a que el procedimiento de imputación no es de dominio público y a que se han detectado algunas anomalías al hacer estudios comparativos de las distintas encuestas levantadas en los años ochenta, se ha decidido utilizar el ingreso monetario. Sin embargo, aún queda por resolver el problema de identificación derivado de la estrecha relación entre la cantidad de miembros del hogar y el nivel de ingreso. Esta relación se explica por el hecho de que los hogares de mayor tamaño tienden a tener más perceptores y, por esta vía, a disponer de un mayor volumen de ingreso. Dicho problema se resuelve usando como indicador el ingreso por perceptor. El cuadro 1 muestra que el ingreso medio mensual por perceptor en la población fue de 1 797.4 pesos (o nuevos pesos) en agosto de 1989. Sin embargo, entre los pobres fue de apenas un poco más de 414.7 y 4 500 pesos mensuales entre los no pobres, es decir, alrededor de 11 veces más. Los tamaños de los coeficientes de variación muestran que el primero de estos grupos es bastante homogéneo, en tanto que la variabilidad relativa es importante en el segundo grupo. La distribución de tal variable permite sostener que la clasificación "pobre" "no pobre" está claramente justificada: la diferencia entre los ingresos medios es tan marcada que difícilmente resulta no significativa. La información del cuadro muestra que la relación entre ingreso y pobreza es nítida.

Para medir el concepto rural urbano, se definió la variable "contexto" que agrupa en la categoría "rural" a todos los hogares que se sitúan en localidades de 2 500 o menos habitantes, mientras que se clasifica como "urbanos" a todos los hogares que pertenecen a localidades que tienen más de 2 500. Según el cuadro 2, hay una asociación nítida entre el contexto y la pobreza. En efecto, la proporción de hogares rurales (88.9%) es sustancialmente mayor que el porcentaje de hogares urbanos en esa condición (58.8%). La pobreza tiene una incidencia mayor en el campo que en las ciudades.

Con el objeto de "operacionalizar" el género y dar cuenta de los argumentos que se esgrimen para sostener que la discriminación en contra de las mujeres se debe expresar en mayores niveles de pobreza en ellas que en los hombres, y el que sostiene que la mujer asigna los recursos del hogar buscando la satisfacción eficiente de las necesidades de todos los miembros, se decidió utilizar dos variables. La distribución de los pobres según el sexo del jefe del hogar permite examinar empíricamente la idea de la discriminación de género: la proporción de hogares pobres debería ser mayor en los hogares con jefe mujer que en los encabezados por hombres. La segunda manera de efectuar la operacionalización clasifica en un grupo a los hogares que tienen perceptores exclusivamente femeninos y en otro a aquellos donde los hay de ambos sexos o bien sólo de hombres. De acuerdo con el argumento de la eficiencia de la mujer en la administración del hogar, esta variable debería mostrar tendencialmente una menor cantidad de pobres en los hogares en que la mujer maneja los recursos. La primera de estas opciones tiene el inconveniente de que la jefatura es declarada por los entrevistados y puede no corresponder a la cabeza que efectivamente toma las decisiones del hogar. Puede acontecer, por ejemplo, que los entrevistados declaren que la jefa es la mujer de más edad (porque la casa es de su propiedad) en circunstancias en que es un varón quien de hecho ejerce la jefatura. Por otra parte, la composición por sexo de los perceptores crea una situación casi comparable a la de laboratorio en la medida que en esos hogares no habría hombres que pudiesen interferir en las decisiones de asignación de los recursos del hogar. Sin embargo, existe la posibilidad de que haya hombres no perceptores que tomen las decisiones, controlen el gasto o bien modulen o limiten el rango de opciones que se presentan a las mujeres del hogar.

Las dos variables que pretenden dar cuenta de la relación entre género y pobreza presentan el mismo tipo de relación. En efecto, el porcentaje de pobres resulta más alto cuando la jefatura es masculina (68.1%) que cuando es femenina (54.5%). Estos porcentajes son muy similares a los que se observan en los hogares en los que hay una mezcla en el sexo de los perceptores (67.6%) y en los que tienen perceptores exclusivamente femeninos (55.5%). La distribución de tales porcentajes avalaría la idea de que hay proporcionalmente menos hogares pobres cuando éstos cuentan con una fuerte presencia femenina. Es decir, la evidencia favorece la tesis del "poder del bolsillo o de la cartera" (*purse power*).

Por último, el indicador de la ocupación se operacionalizó con la variable "posición" en la ocupación; su relación con la pobreza se observa en el cuadro 3.

El 98% de los jefes jornaleros son pobres, seguidos por 79.2% de los cooperativistas y 74.7% de los correspondientes a "cuenta propia". En el otro extremo están los

jefes empresarios grandes (con seis o más empleados): sólo un tercio son pobres. Dicha manera de medir la ocupación es bastante gruesa y en posteriores análisis debería afinarse. Los trabajadores por cuenta propia mezclan una serie de ocupaciones diversas y por lo menos los profesionistas deberían separarse. En la categoría "empresarios grandes" debería hacerse una clasificación más fina diferenciando por tamaño. No es lo mismo una empresaria propietaria de un establecimiento de seis trabajadores que uno de 100. Además, habría que separar a los obreros de los empleados. En todo caso, la variable (aunque gruesa) permite apreciar la relación entre las diversas categorías de la posición en la ocupación y la pobreza.

CUADRO 3

## RELACIÓN ENTRE POBREZA Y POSICIÓN EN LA OCUPACIÓN DEL JEFE

<i>Condición de pobreza</i>	<i>Jornalero o peón</i>	<i>Obrero o empleado</i>	<i>Empresario pequeño</i>	<i>Empresario grande</i>	<i>Cuenta propia</i>	<i>Familiar no remunerado</i>	<i>Trabajador no remunerado</i>	<i>Cooperativistas</i>	<i>No especificado</i>	<i>Total</i>
No pobres	13	1 789	259	137	559	11	2	2	790	3 562
Porcentaje	1.8	35.3	44.5	69.4	25.3	38.3	51.2	20.8	45.8	33.8
Pobres	691	3 280	324	61	1 651	17	2	8	935	6 968
Porcentaje	98.2	64.7	55.5	30.6	74.7	61.7	48.8	79.2	54.2	66.2
Total	704	5 069	583	198	2 210	28	4	11	1 724	10 530

## III. EL MODELO

Con base en el conjunto de relaciones bidimensionales que se han presentado en la sección inmediatamente precedente, se podría intentar construir una explicación multidimensional de la pobreza superponiendo las conclusiones a que se ha arribado. Por ejemplo, sería posible sostener que tenderán a no ser pobres los hogares que tengan menores coeficientes de dependencia, mayor ingreso monetario por perceptor, que vivan en contextos urbanos, que el jefe sea mujer y que los perceptores sean todos varones o una combinación de hombres y mujeres. Sin embargo, construir un argumento de este tipo a partir de un conjunto de relaciones entre pares de variables es contrario a la lógica, lo que puede llevar a conclusiones falaces y consecuentemente a interpretaciones incorrectas. Básicamente son dos los problemas estadísticos que se generan al interpretar del modo descrito un conjunto de relaciones bivariadas: i) el de las relaciones espurias y ii) el del sesgo de los estimadores.

El primero de estos problemas ha tenido un largo desarrollo a partir de los trabajos seminales de Paul Lazarsfeld y de Herbert Simon. En esencia, consiste en tener en cuenta que cabe la posibilidad de llegar a conclusiones falsas a partir de las relaciones observadas. Es famoso el ejemplo de la asociación entre la cantidad de nacimientos y la de cigüeñas, que se explica por el simple hecho de que los

nacimientos y la cantidad de cigüeñas son menores en las zonas urbanas que en las rurales; es decir, la variable interviniente “contexto urbano-rural” se relaciona tanto con la variable explicativa (cigüeñas) como con la explicada (nacimientos). Una vez que se controla, desaparece cual ilusión el vínculo entre estas variables. Una situación similar se observa al asociar la cantidad de extinguidores utilizados en apagar un incendio y los daños causados por él. Sería ilógico concluir que para evitar los daños no habría que usar extinguidores. Controlada la gravedad del incendio, la relación entre ambas variables desaparece. Obviamente, en los dos ejemplos la relación era espuria o ilusoria.

Estas ilustraciones que a primera vista parecen teóricas podrían presentarse en cualquier aplicación si no se controlan adecuadamente las variables intervinientes. Considérese, a manera de ejemplo, que en la asociación entre el ingreso medio de los perceptores y la pobreza interviene la composición por sexo de los perceptores. Supóngase que en los hogares cuyos perceptores son exclusivamente mujeres el ingreso por perceptor tiende a ser menor que en los hogares en que son sólo varones o una mezcla de ambos sexos, es decir, una asociación entre la variable interviniente (composición por sexo de los perceptores del hogar) y la variable explicativa (ingreso por perceptor). Ahora bien, en la sección anterior se mostró que hay una relación nítida entre la composición por sexo de los perceptores y la pobreza. Cabe entonces la posibilidad de que, al controlar por la variable interviniente, la relación observada desaparezca y que la correlación entre ingreso medio y pobreza sea ilusoria. El modelo que se expondrá más adelante controla la posibilidad de llegar a conclusiones erróneas a partir de asociaciones espurias. Lo que sí se debe subrayar es que a partir de un conjunto de relaciones entre pares de variables no se pueden emitir juicios multidimensionales porque queda abierta la posibilidad de que las correlaciones observadas sean ilusorias.

En cuanto a la manera como se introducen sesgos en los estimadores de los parámetros poblacionales considérese como ejemplo el caso más simple posible. Sea la ecuación de regresión:

$$P = \beta_1 IM + \beta_2 SP$$

en que  $P$  simboliza a la variable (dicotómica) pobreza;  $IM$ , al ingreso monetario medio de los perceptores y  $SP$  es la variable que indica la composición de los perceptores según sexo. Supongamos que se especifica erróneamente el modelo y se decide correr la regresión considerando sólo las variables “pobreza” e “ingreso”. Es decir,

$$P = \gamma IM$$

Si hay una relación entre el ingreso monetario medio y el sexo de los perceptores, tal como lo sostiene uno de los argumentos feministas, y ésta obedece a la siguiente expresión:

$$IM = \alpha SP,$$

entonces es fácil demostrar que el coeficiente de regresión estimado de la ecuación que liga a la pobreza con el ingreso monetario per cápita será igual a

$$\gamma = \beta_1 + \beta_2 \alpha$$

Ahora bien, este resultado muestra con claridad que en los casos en que no se consideren simultáneamente todas las variables que explican el fenómeno, las estimaciones serán sesgadas.

A continuación se examinará en lenguaje natural el significado de las ecuaciones anteriores. La primera ecuación dice que la pobreza se explica por las variables "ingreso medio" y por la composición por sexo de los perceptores de los hogares. En esta ecuación, el coeficiente  $\beta_1$  mide el efecto del cambio unitario en *IM* sobre la pobreza, manteniendo constante o controlando el efecto lineal de *SP*;  $\beta_2$  mide el efecto sobre la pobreza de la composición por sexo de los perceptores del hogar, por ejemplo, de que el ingreso sea generado por mujeres en lugar de únicamente por hombres u hombres y mujeres, cuando se controla el efecto de *IM*.

La segunda ecuación dice que se decidió eliminar del modelo la variable *SP*, es decir, se toma en cuenta sólo la relación bidimensional entre *P* e *IM*. La tercera ecuación establece que hay una relación entre el ingreso que obtienen los perceptores en promedio y la composición por sexo del hogar. Si efectivamente, en igualdad de condiciones, el ingreso de las mujeres es menor que el de los hombres, entonces se debería esperar que el valor de  $\alpha$  fuese significativo y elevado, aunque de signo negativo.

La cuarta y última ecuación da cuenta del error que se comete. En efecto, el valor  $\gamma$  según la segunda ecuación representaría el efecto que tiene *IM* sobre la pobreza. Es decir, hipotéticamente mediría la fuerza de la relación que se estableció en el cuadro 1 entre *IM* y *P*. Sin embargo, la última igualdad dice que esa interpretación es errónea porque al eliminar arbitrariamente *SP*, el efecto de *IM* sobre *P* agrega al que tiene el ingreso sobre la pobreza ( $\beta_1$ ), el que tiene la variable omitida *SP* ( $\beta_2$ ) a través del ligamen que las ata ( $\alpha$ ). Este resultado permite afirmar que *la variable incluida en el modelo (que está ligada a la excluida) presenta como propio no sólo su efecto sino también el de la variable omitida*. Dicho de manera directa y clara, en los casos en que no se consideran simultáneamente todas las variables importantes en la explicación de un fenómeno, las incluidas darán cuenta correcta de sus propios efectos e incluirán, erróneamente, el efecto de las variables que se relacionan a la vez con ellas y con la variable explicada. Éste es el precio que se paga por especificar incorrectamente el modelo.

Tanto los problemas que se generan por la presencia de variables intervinientes que originan relaciones ilusorias, como la reducción de la dimensionalidad del modelo vía la eliminación de variables importantes, crean dificultades en la interpretación de los resultados estadísticos. Esto quiere decir que las relaciones bidimensionales presentadas en la sección anterior deben considerarse como primeras aproximaciones. Cada una de estas asociaciones exhibe no sólo el vínculo entre las variables explicativas y la pobreza, sino que hurta y presenta como propio el efecto de las variables no controladas que se relacionan con ellas. Además,

si las relaciones bidimensionales están sesgadas, ¿cómo sería posible formarse una idea de la relación multidimensional a partir de la asociación de cada variable explicativa con la pobreza?

Tales son las razones que llevan a plantear el siguiente modelo de regresión:

$$\textcircled{O} \text{LnProb}[P/(1-P)] = \beta_0 + \beta_1 EJ + \beta_2 TD + \beta_3 IM + \beta_4 C + \beta_5 SJ + \beta_6 SP + \Sigma \beta_{7,i} X_i$$

$\text{LnProb}[P/(1-P)]$  es el logaritmo natural de la razón de momios, es decir, el cociente entre la probabilidad de que el hogar sea pobre ( $P$ ) y de que no lo sea ( $1-P$ ).

$EJ$  simboliza la educación del jefe y está medida en años de instrucción formal.

$TD$  representa la tasa de dependencia, es decir, el tamaño del hogar dividido entre la cantidad de perceptores.

$IM$  es el ingreso monetario medio por perceptor de los hogares, expresado en cientos de pesos de agosto de 1989.

$C$  es una variable dicotómica que representa el contexto y toma el valor 0 si el hogar está localizado en una zona urbana y 1 si lo está en la rural.

$SJ$  es el sexo del jefe y asume el valor 1 si es hombre y 2 si es mujer.

$SP$  indica la composición por sexo de los perceptores. Toma el valor 0 si todos los perceptores son hombres o bien si algunos son varones y otros, mujeres. El valor 1 se asignó a los hogares que tienen perceptores exclusivamente femeninos, sin importar su cantidad.

La sumatoria da cuenta de la posición en la ocupación. Ésta es la única variable nominal no dicotómica. La manera de incorporarla al análisis es mediante variables ficticias (regresores) dicotómicas cuya cantidad es igual al total de categorías de la variable menos la unidad. En este caso particular sólo se manejarán siete categorías y no las diez que se presentaron en el cuadro 3. De hecho se recodificó en una sola clase a los familiares no remunerados, los trabajadores no remunerados y los cooperativistas en atención al escaso número de observaciones que presentaron esas categorías. En consecuencia, el número de regresores será igual a 6 (7-1).

Se ha planteado que el interés del estudio era estimar la probabilidad de que el hogar fuese pobre dado el conjunto de variables explicativas; sin embargo, el modelo que se ha presentado no tiene explícitamente como variable explicada la probabilidad de ser pobre, sino una función de ella. No obstante, manipulaciones algebraicas simples permiten reescribir esa misma igualdad de la manera siguiente:

$$\textcircled{O} P = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 EJ + \beta_2 TD + \beta_3 IM + \beta_4 C + \beta_5 SJ + \beta_6 SP + \Sigma \beta_{7,i} X_i}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 EJ + \beta_2 TD + \beta_3 IM + \beta_4 C + \beta_5 SJ + \beta_6 SP + \Sigma \beta_{7,i} X_i}}$$

O bien como

$$\textcircled{O} P = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 EJ + \beta_2 TD + \beta_3 IM + \beta_4 C + \beta_5 SJ + \beta_6 SP + \Sigma \beta_{7,i} X_i)}}$$

Con la ecuación de regresión lineal en el logaritmo de la razón de momios se estiman los valores de los parámetros  $\beta$ . Para calcular la probabilidad asociada a un hogar particular basta con sustituir en esta ecuación los valores de los estimadores y remplazar el conjunto de variables explicativas que lo individualiza. Realizando las operaciones aritméticas para obtener el cálculo de  $P$  se obtiene, por fin, el resultado.

Sin embargo, antes de proceder al ajuste del modelo es conveniente anticipar la posible existencia de relaciones lineales estrechas entre las variables explicativas.<sup>2</sup> Es una precaución necesaria porque en el caso extremo (en que dos o más variables explicativas formen una combinación lineal perfecta) no será posible obtener ningún resultado. Resulta poco probable que esta situación se presente, pero no es inusual que haya relaciones lineales fuertes entre dos o más variables explicativas. Si éste fuese el caso, los errores estándar que entregan los programas de cómputo serían menores que los verdaderos; es decir, el resultado que se obtiene proyecta la imagen de una precisión falsa en la estimación. Como los errores estándar son el denominador de los coeficientes que sirven para someter a prueba si un coeficiente resulta estadísticamente igual a cero, la subestimación del error estándar hace que aumente el valor del coeficiente de prueba, lo que puede llevar a la decisión errónea de aceptar como distinto de cero el efecto sobre la variable explicada, cuando en los hechos es igual a cero. Este argumento sólo sirve para establecer que si las variables explicativas estuviesen fuertemente relacionadas, se podría llegar a conclusiones erróneas. Si, por ejemplo, debido a la discriminación económica en contra de las mujeres el ingreso por perceptor es menor que el que ostentan los hogares en que la contribución la realizan miembros de ambos sexos o exclusivamente hombres (es decir, si hay una relación significativa entre las variables explicativas "ingreso por perceptor" y "composición por sexo"), podría concluirse que la composición por sexo ejerce un efecto significativo sobre la pobreza aun cuando en los hechos no tuviese ninguno.

Para controlar esta posibilidad se examinará la matriz de intercorrelaciones entre las variables explicativas.

En este cuadro las variables  $X$  representan las categorías de la posición en la ocupación. Ahora bien, en general las intercorrelaciones son débiles. Los mayores coeficientes son entre el sexo del jefe y la composición por sexo de los perceptores; sin embargo, el porcentaje de varianza que comparten (que es igual al cuadrado del coeficiente de correlación) es 38.4%, y entre  $X_1$  y  $X_4$  alcanza apenas el 25 por ciento. Si bien estos resultados son alentadores en el sentido de que no hay colinealidades estrechas entre las variables explicativas, aún queda la posibilidad de que haya combinaciones lineales entre más de dos variables explicativas.

<sup>2</sup> En el caso de relaciones lineales perfectas, el algoritmo de cálculo de los coeficientes genera indeterminaciones. Desde el punto de vista lógico la explicación es simple, ya que si dos variables se mueven exactamente de la misma manera, el modelo no puede distinguir qué parte del cambio en la variable explicada se debe a una u otra de las variables.

CUADRO 4

## MATRIZ DE INTERCORRELACIONES ENTRE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

	<i>EJ</i>	<i>TD</i>	<i>IM</i>	<i>C</i>	<i>SJ</i>	<i>SP</i>	<i>X1</i>	<i>X2</i>	<i>X3</i>	<i>X4</i>	<i>X5</i>	<i>X6</i>
<i>EJ</i>	1.00	-0.18	0.07	-0.36	-0.05	-0.09	0.36	0.02	0.04	-0.17	-0.02	-0.22
<i>TD</i>		1.00	0.00	0.14	-0.23	-0.25	-0.03	0.02	0.01	0.10	-0.00	-0.16
<i>IM</i>			1.00	-0.03	-0.02	-0.02	-0.02	-0.00	0.23	-0.02	-0.00	-0.02
<i>C</i>				1.00	-0.09	-0.05	-0.30	0.06	0.02	0.19	0.01	-0.06
<i>SJ</i>					1.00	0.62	-0.11	-0.07	-0.04	-0.05	-0.01	0.32
<i>SP</i>						1.00	-0.13	-0.06	-0.04	-0.06	0.01	0.35
<i>X<sub>1</sub></i>							1.00	-0.23	-0.13	-0.50	-0.06	-0.43
<i>X<sub>2</sub></i>								1.00	-0.03	-0.12	-0.02	-0.11
<i>X<sub>3</sub></i>									1.00	-0.07	-0.01	-0.06
<i>X<sub>4</sub></i>										1.00	-0.03	-0.23
<i>X<sub>5</sub></i>											1.00	-0.03
<i>X<sub>6</sub></i>												1.00

CUADRO 5

## RESUMEN DE LOS RESULTADOS DEL ANÁLISIS FACTORIAL ENTRE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

<i>Variables</i>	<i>Comunalidad</i>	<i>Factor</i>	<i>Eigenvalores</i>	<i>% de Var.</i>	<i>% Acum.</i>
<i>EJ</i>	1.0000	1.0000	2.1738	18.1000	18.1000
<i>TD</i>	1.0000	2.0000	1.9962	16.6000	34.7000
<i>IM</i>	1.0000	3.0000	1.2648	10.5000	45.3000
<i>C</i>	0.9991	4.0000	1.1066	9.2000	54.5000
<i>SJ</i>	1.0000	5.0000	1.0332	8.6000	63.1000
<i>SP</i>	1.0000	6.0000	1.0034	8.4000	71.5000
<i>X<sub>1</sub></i>	0.9653	7.0000	0.8544	7.1000	78.6000
<i>X<sub>2</sub></i>	0.9930	8.0000	0.8020	6.7000	85.3000
<i>X<sub>3</sub></i>	0.9974	9.0000	0.7601	6.3000	91.6000
<i>X<sub>4</sub></i>	0.9790	10.0000	0.5455	4.5000	96.2000
<i>X<sub>5</sub></i>	0.9995	11.0000	0.3730	3.1000	99.3000
<i>X<sub>6</sub></i>	0.9798				

Para detectar si es o no el caso, se recurre al análisis factorial. Los eigenvalores o raíces características de los factores son la varianza del factor. Si esta raíz toma el

valor cero quiere decir que la varianza es cero, lo que lleva a la conclusión inmediata de que la combinación lineal es igual a una constante y por lo tanto cualquiera de las variables del factor correspondiente a esa raíz característica se puede expresar como una combinación lineal de las restantes. Sin embargo, rara vez se observan combinaciones lineales perfectas; lo habitual es encontrarse con relaciones fuertes, que corresponden a raíces características cercanas a cero. El cuadro 5 resume el resultado al que se llegó al aplicar análisis factorial a las variables explicativas:

El único resultado que interesa a los propósitos de detectar posibles relaciones lineales entre las variables explicativas es la columna de los eigenvalores. Los más próximos a cero corresponden al factor 11 y al inmediatamente anterior (el 10). El cuadro que sigue permite examinar cuáles son las combinaciones lineales que originan estas raíces características.

CUADRO 6

PESOS FACTORIALES DE LAS COMBINACIONES LINEALES ENTRE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS MÁS PRÓXIMAS A LA COMBINACIÓN LINEAL PERFECTA

<i>Variables</i>	<i>Factor 10</i>	<i>Factor 11</i>
<i>EJ</i>	0.55103	0.0184
<i>TD</i>	0.19363	0.0256
<i>IM</i>	-0.02435	-0.0031
<i>C</i>	0.36748	-0.0303
<i>SJ</i>	0.01848	-0.4229
<i>SP</i>	0.01511	0.4376
$X_1$	-0.10655	0.0040
$X_2$	-0.09804	0.0031
$X_3$	-0.07552	-0.0013
$X_4$	-0.04048	0.0201
$X_5$	0.00103	-0.0150
$X_6$	0.19954	-0.0071

En el factor 11 casi todas las variables tienen un peso factorial cercano a cero, excepto el sexo del jefe y la composición del hogar según el sexo de los perceptores, lo cual quiere decir que este factor da cuenta de la relación lineal simple entre ambas variables, que ya se había detectado en correlaciones del cuadro 4. El factor 10 incluye una sola variable: la edad del jefe.

Una vez que se estableció el modelo que había de ajustarse (el que tiene como variable explicada la razón de momios) y sabiendo que las variables explicativas no entran en combinaciones lineales estrechas, se procederá a mostrar los resultados del ajuste del modelo. Para estimar los parámetros se usó el método de estimación que empieza considerando que el modelo incluye únicamente la cons-

tante y continúa agregando una variable explicativa cada vez. La variable que incorpora en primer término es la que tiene el mayor nivel de significación y continúa operando con el mismo criterio para adicionar las sucesivas. Hay que precisar que no necesariamente las variables más significativas son las que tienen el mayor peso: el efecto es mostrado por los coeficientes estimados y las funciones exponenciales, que se explican un poco más adelante.

En el cuadro 7 se presenta un resumen de los principales estadísticos del ajuste de la ecuación 1. La información que se presenta es suficiente para elegir el mejor modelo. Una vez que se haya seleccionado se analizarán con detalle los resultados y sus interpretaciones.

CUADRO 7

ALGUNOS RESULTADOS BÁSICOS DEL AJUSTE DEL MODELO DE REGRESIÓN LOGÍSTICA,  
EMPLEANDO EL MÉTODO DE INCORPORACIÓN SECUENCIAL DE VARIABLES

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>	<i>Modelo 5</i>	<i>Modelo 6</i>	<i>Modelo 7</i>
Constante	0.6709	2.0574	5.0062	3.793	3.161	3.387	3.730
<i>Ej</i>		-0.2072	-0.2517	-0.241	-0.224	-0.143	-0.143
Posición							
	$X_1$		-2.219	-2.198	-1.770	-1.607	-1.584
	$X_2$		-3.157	-3.237	-2.966	-1.790	-1.763
	$X_3$		-4.369	-4.483	-4.289	-2.665	-2.641
	$X_4$		-2.605	-2.646	-2.347	-1.823	-1.786
	$X_5$		-3.144	-3.014	-2.763	-2.537	-2.511
	$X_6$		-3.971	-3.744	-3.298	-3.123	-3.022
Tasadepe				0.257	0.254	0.343	0.332
Contexto					0.855	0.815	0.793
Ingmdper						-0.210	-0.212
Sexojefe							-0.281
Solopmtj							1.0092*
-2Log. veros.	13 476.4	11 285.9	10 298.5	9 842.5	9 711.8	8 016.6	8 004.0
Ji-cuadrada residual	3 220.101	1 437.74	558.5	142.4	21.0	13.7	1.0*
Ji-cuadrada modelo		2 190.5	3 177.9	3 633.8	3 764.6	5 459.7	5 472.3
Mejora		2 190.492	987.4	455.9	130.7	1 695.2	12.6

\*Coeficientes no significativos al 5 por ciento.

La categoría de comparación en la posición en la ocupación del jefe es "jornalero agrícola" o "peón".

$X_1$ : Obrero empleado.

$X_2$ : Empresario pequeño (5 o menos trabajadores).

$X_3$ : Empresario grande (6 o más trabajadores).

$X_4$ : Cuenta propia.

$X_5$ : Trabajador no remunerado y cooperativista.

$X_6$ : No específica.

El algoritmo de ajuste parte considerando que la constante es la única variable explicativa (modelo 1). Tal como se señaló, el procedimiento opera con el criterio de incluir en primer lugar a la variable explicativa que tiene la relación más signi-

ficativa con la variable explicada. Este mecanismo de selección se aplica sucesivamente, hasta que las variables excluidas tienen coeficientes de regresión no significativamente distintos de cero al 5 por ciento. Las variables se ordenaron de acuerdo con la secuencia en que el algoritmo las incorporó al modelo. El nivel de instrucción del jefe del hogar fue la primera variable incluida y el sexo del jefe, la última. La composición por sexo de los perceptores resultó no significativa.

Las cuatro últimas líneas con resultados del ajuste contienen la información con la cual se puede fundamentar la selección del modelo adecuado.  $-2\text{Log.veros}$  es una función  $\chi^2$  cuadrada que toma valores pequeños cuando las probabilidades estimadas por el modelo tienden a coincidir con las observadas. Baja de 13 476.5 a 8 000.4 entre los modelos 1 y 7. El estadístico  $\chi^2$  cuadrada residual sirve para someter a prueba la hipótesis de que todas las variables excluidas tienen un coeficiente de regresión igual a cero. Con los datos del cuadro se rechaza esta hipótesis en el caso de los primeros seis modelos. El valor de dicha medida en el séptimo modelo lleva a excluir la variable "composición por sexo" de los perceptores.

La  $\chi^2$  cuadrada del modelo muestra cuál es la ganancia que se logra en relación con el modelo 1 en la disminución de  $-2\text{Log.veros}$  por el simple hecho de incorporar variables explicativas adicionales; por ejemplo, en el caso del modelo 3, que incluye la instrucción y la posición en la ocupación del jefe, el valor de este estadístico es igual a 3 177.9 (13 476.4 - 10 298.5).

El renglón "mejora" muestra la ganancia marginal que se logra en la reducción del coeficiente  $-2\text{Log.veros}$  al incluir cada variable. Es una medida que da cuenta de la reducción en la distancia entre las probabilidades observadas y estimadas debida a la inclusión de una variable más. Por ejemplo, al incorporar la variable "contexto" (véase la columna modelo 5) se tuvo una mejoría en  $-2\text{Log.veros}$  de 130.7. El renglón "mejora" indica que la inclusión de todas y cada una de las variables independientes seleccionadas aumentaron la bondad de ajuste del modelo. Si se hubiese agregado un octavo modelo que incluyese también a la variable *SP*, el renglón "mejora" habría exhibido un valor estadísticamente igual a cero.

Todos estos resultados apuntan a que el modelo 7, que sólo excluye a la variable "composición por sexo" de los perceptores del hogar, sería el de mejor ajuste. Pero aún se puede agregar una prueba adicional para apoyar la selección. En el cuadro 8 se incluye información acerca de la capacidad que tiene para predecir la condición de pobreza.

CUADRO 8

GRADO DE AJUSTE DEL MODELO SEGÚN SU CAPACIDAD PARA PREDECIR  
CORRECTAMENTE LA CONDICIÓN DE POBREZA DEL HOGAR

<i>Casos predichos</i>		<i>No pobres</i>	<i>Pobres</i>	<i>% Correcto</i>
Casos	No pobres	2 328	1 234	63.65%
observados	Pobres	586	6 382	91.60%
Total				82.72%

Para construir este cuadro se estima la probabilidad de que los hogares de la muestra sean pobres. Reemplazando en la ecuación 2 las estimaciones de los parámetros y sustituyendo para cada hogar los valores correspondientes de las variables explicativas, se estima  $P$ : si es mayor que 0.5 se clasifica al hogar en la categoría "pobre"; si es menor que este valor se considera "no pobre" y en el caso, poco probable, de que sea exactamente 0.5, se lanza un "volado" para catalogar a ese hogar en una u otra categoría.

El cruce de las predicciones del modelo con los valores efectivamente observados da una idea de la calidad de las predicciones derivadas de la ecuación ajustada. En la diagonal principal se despliegan las observaciones correctamente predichas y en la secundaria, los errores. A partir de la ecuación ajustada que incorpora la totalidad de las variables explicativas, excepto la composición por sexo de los perceptores de los hogares, se clasifican correctamente 2 328 hogares "no pobres" y 6 382 "pobres". Considerando que en total la muestra tiene 3 462 hogares "no pobres", el porcentaje de aciertos es de 63.65 por ciento. Los 1 234 "no pobres" clasificados erróneamente como "pobres" representan el 37.65 por ciento. El modelo 7 predice correctamente en 91.60% la clasificación de los hogares "pobres" (6 382 de 6 968) y yerra sólo en el 8.4% de los hogares. En total este modelo predice correctamente la condición de pobreza en el 82.72% de los hogares.

El conjunto de medidas que se han expuesto lleva a concluir que el modelo cumple con los criterios habituales que se exigen para considerar que es significativamente distinto de cero o que satisface los requisitos para considerar que ajustó bien a los datos. Además, a lo largo del proceso de su construcción ha revelado ser bastante robusto, es decir, que los resultados varían sólo levemente al sacar algunas variables o incluir otras.

Antes de describir los resultados se presentarán algunas indicaciones generales acerca de las peculiaridades en la interpretación de los coeficientes estadísticos incluidos en este cuadro. En primer lugar hay que señalar que los coeficientes  $\beta_1$  miden el efecto de las variables explicativas sobre el logit ( $LN[P/(1-P)]$ ) de la variable explicada (ecuación 1), lo cual controla el efecto lineal de las variables restantes (efecto neto). Esto quiere decir que en lugar de estimar directamente las determinantes de la probabilidad de que un hogar sea pobre, se ajusta una ecuación auxiliar. Una vez que se aplica la ecuación 2, para transitar del logit a la probabilidad, queda claro que la relación entre la probabilidad y el coeficiente  $\beta_1$  no es lineal, por lo que el efecto neto de las variables explicativas sobre la explicada ya no es constante (como es el caso en los modelos de regresión lineal) sino que cambia a lo largo de la función.

CUADRO 9  
FACTORES QUE AFECTAN LA PROBABILIDAD DE QUE LOS HOGARES  
ESTÉN EN LA CONDICIÓN DE POBREZA  
México, 1992  
Variables en la ecuación

	$\beta$	Error Estándar	Wald	G. de L.	Sig	R	Exp( $\beta$ )
Constante	3.730	0.358	108.619	1	0.0000		
<i>Ej</i>	-0.143	0.007	401.475	1	0.0000	-0.172	0.867
Posición			357.841	6	0.0000	0.160	
$X_1$	-1.584	0.340	21.752	1	0.0000	-0.038	0.205
$X_2$	-1.763	0.362	23.661	1	0.0000	-0.040	0.172
$X_3$	-2.641	0.426	38.438	1	0.0000	-0.052	0.071
$X_4$	-1.786	0.342	27.257	1	0.0000	-0.043	0.168
$X_5$	-2.511	0.559	20.204	1	0.0000	-0.037	0.081
$X_6$	-3.022	0.342	77.896	1	0.0000	-0.075	0.049
<i>TD</i>	0.332	0.015	468.183	1	0.0000	0.186	1.394
<i>C</i>	0.793	0.091	76.507	1	0.0000	0.074	2.211
<i>IM</i>	-0.212	0.008	791.275	1	0.0000	-0.242	0.809
<i>SJ</i>	-0.281	0.079	12.658	1	0.0004	-0.028	0.755

Variable fuera de la ecuación

	Puntaje	G. de L.	Sig
<i>SM</i>	1.009	1	0.3151

La ecuación 1 sí es lineal, por lo que los coeficientes de regresión miden el efecto que tienen los cambios unitarios en las variables explicativas sobre el logit de la probabilidad de que los hogares sean pobres. Esta manera de ver los coeficientes  $\beta_i$  hace que su interpretación sea equivalente a la de los coeficientes en la regresión lineal. Sin embargo, la variable explicada (logaritmo de la razón de momios) no tiene una interpretación simple. Un camino alternativo para conseguir una lectura más terrena se logra tomando el antilogaritmo de la ecuación 1:

$$\textcircled{4} \frac{P}{1-P} = e^{\beta_0 + \beta_1 Ej + \beta_2 TD + \beta_3 IM + \beta_4 C + \beta_5 SJ + \beta_6 SP + \sum \beta_{7i} X_i}$$

El lado izquierdo es la razón de momios. Su interpretación es relativamente asquible y se usa con bastante frecuencia en las apuestas. Si un hogar tiene una probabilidad de  $1/3$  de ser pobre, entonces esta razón toma el valor  $1/2$  o 1 es a 2, que sería la posibilidad de que sea pobre. Si, por el contrario,  $P = 2/3$ , entonces la posibilidades de 2 a 1. Si en el lado derecho se mantienen constantes todas las variables explicativas menos una, entonces un cambio unitario en ésta tiene un efecto de  $e^{\beta_i}$ . Supóngase que se desea saber el efecto que tiene sobre la razón de

momios un año más en la instrucción del jefe, y todas las otras variables se mantienen constantes. Si esto es así, el cambio en el momio será igual a:

$$\frac{\partial}{\partial Ej} \left[ \frac{P}{1-P} \right] = \beta_1 \left[ \frac{P}{1-P} \right]$$

Es decir, el coeficiente de regresión por la razón de momios mide el efecto del cambio unitario de las variables explicativas sobre el logit de que el hogar sea pobre. Esta información se despliega en la última columna del cuadro 9.

Para realizar las pruebas de hipótesis de que un coeficiente en particular es cero, se usa el coeficiente de Wald, que sigue una distribución *ji* cuadrada. En el caso particular en que la variable tenga un solo grado de libertad, este coeficiente es igual al *t* de Student (que es igual al valor del coeficiente estimado entre su error estándar) al cuadrado.

La penúltima columna del cuadro muestra la correlación parcial de cada variable explicativa con el momio de la pobreza.

El resultado del ajuste de la ecuación de regresión logística muestra que todas las variables incluidas tienen efectos significativos sobre el logit de la pobreza; excepto la composición por sexo de los perceptores de los hogares (*SM*), su nivel de significación fue muy superior al 5% y la correlación parcial fue igual a cero, lo que indica que (dicho de manera lata) no hay evidencia suficiente para sostener que la probabilidad de ser pobre difiere entre los hogares constituidos únicamente por perceptoras y aquellos en que sólo hay perceptores varones o bien una combinación de ambos sexos. Este resultado podría llevar, en primera instancia, a la conclusión de que los datos no apoyan la tesis del *purse power* (poder de la bolsa), pero cabe la posibilidad de que el indicador de dicho concepto no sea el adecuado.

Ya sea examinando el signo del coeficiente  $\beta$  o el *R* de los años de instrucción del jefe, se concluye que tienen una relación negativa con la razón de momio y, por lo tanto, con la probabilidad de que un hogar sea pobre. Además, el coeficiente de Wald resulta significativo, lo cual quiere decir que el efecto de esta variable es distinto de cero. Del examen de tales estadísticos se concluye que en la medida que el jefe del hogar tenga más años de instrucción formal, la probabilidad de que el hogar sea pobre disminuye. La magnitud del efecto de la instrucción formal del jefe sobre la razón de momio es de una reducción de 0.8666.

Nótese que todas las variables incluidas en este modelo presentan coeficientes de Wald lo bastante grandes como para concluir que tienen efectos estadísticamente distintos de cero, lo cual permite obviar dicha referencia al examinar el efecto de cada una de las variables que restan.

Por cada 100 (nuevos pesos) en el ingreso medio por perceptor en el hogar, el momio de ser pobre se reduce por el factor 0.8089, es decir cae en casi 20 por ciento. Si el jefe del hogar es mujer en lugar de hombre, el momio se reduce por 0.7549, lo que contradice la tesis feminista de que la pobreza está más extendida entre los hogares encabezados por mujeres.

Tal como se esperaba, la tasa de dependencia tiene un efecto positivo sobre  $P/(1-P)$ . A mayor cantidad de miembros del hogar en relación con el de perceptores, mayor es la probabilidad de que el hogar sea pobre. Nótese que ésta es una relación en la cual el tamaño de la familia en sí mismo no desempeña un papel importante. Por cada unidad de cambio en la tasa de dependencia, la razón de momio se multiplica por 1.3942, es decir, aumenta casi 40 por ciento.

La otra variable que aumenta la probabilidad de ser pobre es vivir en el contexto rural en lugar de en las zonas urbanas. El coeficiente  $\text{Exp}(\beta)$  muestra que el efecto sobre el momio es muy considerable, ya que más que lo duplica.

La lectura de los resultados asociados a la posición en la ocupación es un poco distinta, ya que se trata de una variable que tiene siete categorías. En primer lugar, hay que notar que el coeficiente de Wald muestra con claridad que la variable es significativa. Ahora bien, los estadísticos de cada una de las categorías toman como base de comparación a los jornaleros o peones. Así, si el jefe es obrero o empleado, disminuye  $P/(1-P)$  de que ese hogar sea pobre al compararlo con uno encabezado por un trabajador del sector agrario. La caída en el momio por el simple hecho de que el jefe desempeña un trabajo en calidad de obrero o empleado es de alrededor de 0.2. Como es de esperarse, la disminución es del mismo orden de magnitud si el jefe es pequeño empresario o labora por cuenta propia. Es bastante más marcada si es empresario grande. La disminución de las categorías con subíndice 5 o 6 no tiene un sentido claro, ya que la primera mezcla familiares no remunerados, trabajadores no remunerados y cooperativistas; la segunda es el residuo. Sería interesante disponer de una medición del efecto combinado del contexto con la posición en la ocupación. Esto se puede hacer con facilidad; para ello basta con sumar los valores de  $\text{Exp}(\beta)$  para ambas variables, pero obligaría a construir una prueba de hipótesis particular que permita someter a prueba el efecto conjunto de ambas variables. En lugar de seguir ese camino que se basa ya sea en el estudio del logit o de la razón de momio, se ha optado por estudiar el comportamiento de la probabilidad en algunos casos seleccionados.

#### IV. LA PROBABILIDAD DE QUE UN HOGAR SEA POBRE

Se sabe, por las ecuaciones 2 y 3, que la probabilidad de que un hogar sea pobre es una función no lineal de las variables explicativas. Es decir, el efecto que tiene el cambio unitario de una de ellas (sin importar cuál sea), mateniendo las demás constantes, varía según el valor que haya alcanzado la variable explicada. Por ello, los coeficientes de la regresión logística no tienen la interpretación simple y directa de la regresión múltiple. Para formarse una idea respecto del efecto de las variables explicativas sobre la probabilidad de que los hogares sean pobres, es necesario realizar algunos cálculos adicionales basados, justamente, en la ecuación 2 o en la 3.

CUADRO 10  
 PROBABILIDAD DE QUE UN HOGAR SEA POBRE  
 Casos seleccionados

Núm. caso	Constante	Ej	POS 1	POS 2	POS 3	POS 4	POS 5	POS 6	Tasa depe	Con-texto	INGME PER	Sexo jefe	Probabilidad de hogar pobre
1	1	0	0	0	0	0	0	0	23	1	0	1	0.999993
2	1	6.14	1	0	0	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.380087
3	1	19	0	0	1	0	0	0	1	1	10076.8	2	0.000000
4	1	6.14	0	0	0	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.749288
5	1	6.14	0	1	0	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.338904
6	1	6.14	0	0	1	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.175639
7	1	6.14	0	0	0	1	0	0	4.64	1	17.97	1	0.333771
8	1	6.14	0	0	0	0	1	0	4.64	1	17.97	1	0.195261
9	1	6.14	0	0	0	0	0	1	4.64	1	17.97	1	0.127063
10	1	6.14	1	0	0	0	0	0	4.64	0	17.97	1	0.217179
11	1	6.14	1	0	0	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.380087
12	1	6.14	1	0	0	0	0	0	4.64	1	17.97	1	0.380087
13	1	6.14	1	0	0	0	0	0	4.64	1	17.97	2	0.316440

En el cuadro 10 se resume la información que se utilizó para obtener la probabilidad estimada de que un hogar sea pobre. Este cálculo se basa en los coeficientes de regresión ( $\beta_i$ ) y en los valores de las variables explicativas que se despliegan en el cuadro 10. El caso número 1 representa un hogar situado en una zona rural ( $C = 1$ ), presenta la tasa de dependencia máxima que se observó en la muestra ( $TD = 23$ ) y no dispone de ingreso monetario ( $IM = 0$ ), cuyo jefe hombre ( $SJ = 1$ ) no tiene escolaridad ( $EJ = 0$ ) y trabaja en calidad de peón o jornalero agrícola (todos los valores de los regresores que representan la posición en la ocupación son nulas). Es decir, se trata de un hogar que presenta los peores puntajes en los factores condicionantes de la pobreza. En tal caso el modelo predice una probabilidad casi 1 de que sea pobre. El polo opuesto está representado por el caso 3, en que los años de instrucción del jefe resultan el máximo que se observó en la muestra: es dueño de una empresa de más de cinco trabajadores y es mujer. El hogar está situado en una zona urbana, tiene la tasa de dependencia mínima y cuenta con el máximo ingreso por perceptor que registró la ENIGH de 1992. La probabilidad de que sea pobre es nula. El caso 2 se construyó tomando los promedios de las variables cuantitativas y las modas de las variables no métricas. La probabilidad estimada de que un hogar con estas características sea pobre es igual a 0.38. Debe notarse que los tres casos mencionados son construidos de manera conceptual, por lo que no necesariamente corresponden a situaciones observadas de hecho en la muestra.

Estas tres primeras situaciones típicas constituyen la primera sección del cuadro 10. En las que siguen (que están separadas por líneas dobles) se remplazaron

las variables por sus promedios o las modas, según sea el caso, y se deja variar sólo una de las variables no métricas. En la segunda parte se hacen variar sistemáticamente las categorías de la posición en la ocupación. Así, el caso 4, que tiene una probabilidad estimada de más o menos 0.75 de ser pobre, es el de un hogar promedio en que el jefe es jornalero o peón. Nótese que si se tiene otro hogar que es exactamente igual en todos los aspectos pero el jefe es obrero o empleado, la probabilidad cae a un poco menos de 0.34, y el descenso resulta todavía más pronunciado si es empresario en pequeño.

La tercera sección del cuadro muestra el caso del hogar medio y sólo se hace variar el contexto. La probabilidad estimada de que un hogar promedio localizado en las zonas urbanas sea pobre es 0.22, y el mismo hogar en las zonas rurales tiene una probabilidad de 0.38 (nótese que este último es el caso 2). La diferencia de 0.16 muestra el efecto del contexto sobre la probabilidad de que el hogar sea pobre. Este valor expresa en cuánto sube el riesgo de pobreza por el mero hecho de estar en zonas rurales en lugar de situarse en localidades urbanas.

La última parte permite apreciar en cuánto se reduce la probabilidad de que el hogar sea pobre si es encabezado por mujer en lugar de serlo por un hombre. La reducción es de aproximadamente 0.06 o 6 por ciento.

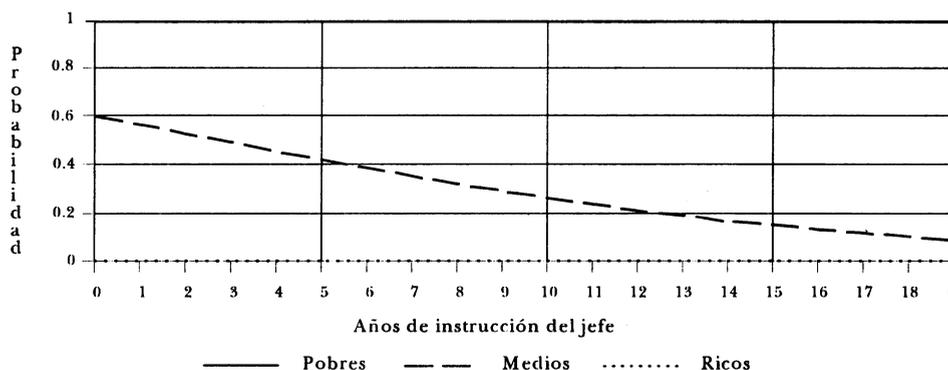
Este procedimiento es útil para formarse una idea de los pesos relativos de las diferentes condicionantes de la pobreza y, en este sentido, las probabilidades del cuadro 10 muestran que los efectos más significativos los tiene la posición en la ocupación. Nótese que ésta es la única variable no métrica de índole económica considerada en el modelo. Ahora bien, para estudiar el efecto de las variables métricas, se debe seguir un procedimiento diferente (debido a que ya no es operativo hacer variar discretamente los valores de las variables métricas), que consiste en construir funciones de probabilidad para cada una de las variables explicativas, y dejar fijas las restantes. Las gráficas que siguen se construyeron tomando el caso hipotético de un hogar con la máxima probabilidad de ser pobre (caso 1), con la mínima probabilidad de serlo (caso 3) y el hogar promedio con jefe promedio (caso 2). En consecuencia, para cada variable métrica se tendrán tres curvas, una para cada tipo de caso.

En los hogares pobres y ricos el efecto que tienen los años de instrucción del jefe sobre la probabilidad de que sea pobre resulta prácticamente nulo. La recta paralela al eje de las abscisas para los hogares pobres en el punto del eje de las ordenadas en que la probabilidad es uno, indica que no influye o tiene un efecto despreciable sobre la pobreza. En el otro extremo, el de los hogares ricos, la línea que muestra la relación entre las variables consideradas coincide o se superpone al eje de las abscisas, de donde se desprende que para estos hogares la instrucción del jefe no tiene efecto alguno sobre la probabilidad de que sea pobre. Distinto es el caso del hogar medio, ya que se observa una relación inversa nítida entre la probabilidad y la educación: si el jefe no ha ido a la escuela, la probabilidad de que el hogar sea pobre es 0.6 y cercana a 0.1 en los 19 años de instrucción formal (máximo valor observado de la variable explicativa). La caída es lenta pero sistemática; la disminución, casi lineal hasta los 16 años de instrucción, donde la curva se inflecta aproximándose asintóticamente a cero. En breve, en lo hogares "medios"

la mayor instrucción del jefe hace disminuir la probabilidad de caer en la condición de pobreza.

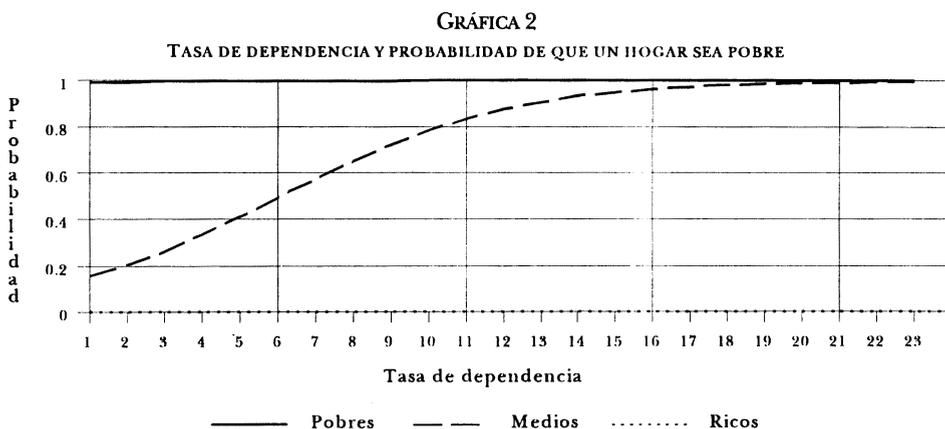
La relación entre tasa de dependencia y la probabilidad de estar en situación de pobreza es prácticamente nula para los hogares ricos y los pobres. En ambos casos la relación es rectilínea, nada más que en el primero la recta es paralela al eje de las abscisas a una distancia de 1 y en el segundo coincide con él. Un hogar pobre no saldrá de tal condición sin importar el valor de su tasa de dependencia. Esto quiere decir que no tiene posibilidades de salir de pobre aun cuando el ciclo vital modifique sustancialmente su tasa al punto que llegue a ser igual a la unidad. En otros términos, el hogar pobre no tiene la posibilidad de escapar a la pobreza aunque el transcurso del tiempo lleva a la tasa de dependencia a su valor mínimo. Si en la realidad hubiera hogares que reunieran las características que se asociaron a este caso típico, entonces se llegaría a la conclusión que no podrían salir de la pobreza mediante la inserción laboral de todos sus miembros. Tal insensibilidad de la probabilidad a la tasa de dependencia también la comparten los hogares ricos.

GRÁFICA 1  
INSTRUCCIÓN DEL JEFE Y PROBABILIDAD DE QUE UN HOGAR SEA POBRE



Distinta es la situación de los hogares medios. En ellos hay una nítida relación directa. A mayor cantidad de personas que comparten el hogar en relación con un perceptor, mayor es la probabilidad de que el hogar sea pobre. Cuando la tasa alcanza el valor mínimo, la probabilidad es un poco menor a 0.2 y tiende a la unidad cuando llega a alrededor de 19 o 20. Pero, claro, esta asociación no es lineal. En efecto, la curva crece rápidamente en el primer tramo hasta llegar a seis dependientes por cada perceptor (en esta parte la curva es cóncava hacia arriba) y sigue creciendo pero a tasa decreciente después de ese punto. Lo anterior quiere decir que los mayores efectos de la tasa de dependencia sobre la probabilidad de que un hogar sea pobre ocurren en el cambio de la dependencia de 1 a 2; de 2 a 3; y así sucesivamente hasta llegar al de 5 a 6. Sin embargo, en el intervalo de 1 a 6, la

probabilidad pasa de 0.15 a casi 0.50. Mientras que para moverse de 0.50 a 1 se requiere pasar de 7 a 23 (valor máximo observado de la tasa de dependencia).



El efecto del ingreso por perceptor del hogar sobre la probabilidad de que el hogar sea pobre se muestra en la gráfica 3.

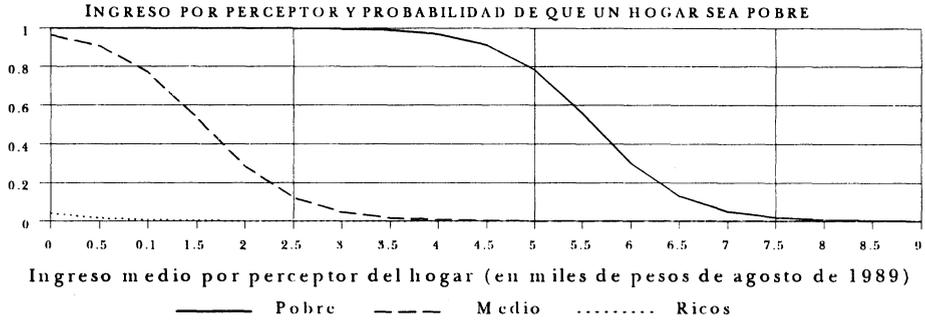
En los hogares pobres el ingreso que obtiene cada perceptor del hogar disminuye de manera considerable pero no linealmente la probabilidad de que el hogar sea pobre. En efecto, la probabilidad empieza a caer a partir de 3 500 pesos de agosto de 1989, por mes. Para formarse una idea de cuánto dinero significa, debe tomarse en cuenta que el salario mínimo mensual en ese año fue de 274.2 pesos, por lo tanto el efecto del ingreso sobre la pobreza en un hogar en que las variables restantes fuerzan la probabilidad al alza, empieza a operar a partir de la friolera de casi 13 salarios mínimos (exactamente 12.8). El efecto de esta variable es mínimo en los hogares ricos, es decir en aquellos en que todas las variables tienden a hacer mínima la probabilidad de que caigan en la pobreza, excepto el ingreso por perceptor.

La curva que representa a los hogares medios exhibe una caída que se acelera a partir de 1 000 pesos (es decir, 3.6 salarios mínimos) llevando la probabilidad a prácticamente cero en los 3 500 pesos (12.8 salarios mínimos). Al ingreso por perceptor cero corresponde una probabilidad casi 1 de que el hogar medio sea pobre, y esta caída es sistemática y mucho más rápida que en el caso de los hogares pobres.

Debe tomarse en cuenta que el modelo permite evaluar el efecto sobre la probabilidad de cualquier combinación de variables, de modo que se podría elegir otro conjunto de casos típicos en lugar de (o además de) los presentados. Por ejemplo, se podría seleccionar a partir de las frecuencias de combinaciones particulares de las variables explicativas y tomar como caso típico las más frecuentes o bien construir hogares tipos mediante un método estadístico como el análisis de conglomerados y en seguida estimar las probabilidades con los puntajes que caracterizan a los diferentes grupos (por ejemplo, los centros de gravedad). Como

se puede apreciar, son muchas las posibilidades que se abren para analizar el comportamiento de la probabilidad de que un hogar sea pobre en función de sus factores condicionantes.

GRÁFICA 3



## V. CONCLUSIÓN

El análisis realizado permite afirmar que, en general, los factores explicativos de la probabilidad de que un hogar sea pobre se comportan de acuerdo con las hipótesis planteadas. La excepción son las variables asociadas al género. Recuérdese que para evaluar la tesis del *purse power* se construyó la variable dicotómica “composición por sexo” de los perceptores. La idea es que en los grupos domésticos en que sólo hay perceptoras el dinero se asignaría preferentemente a satisfacer las necesidades del hogar y de sus miembros, de modo que, en igualdad de condiciones, tenderían a presentar probabilidades menores de ser pobres que los hogares en que sólo hay perceptores hombres o bien hombres y mujeres. Sin embargo, esta variable no tuvo ningún peso significativo en conformar la probabilidad; su valor no se altera sea cual sea la composición por sexo de los que generan el ingreso del hogar.<sup>3</sup> Dicho resultado podría llevar a concluir que la tesis del “poder de la cartera” es falsa; sin embargo, esta afirmación podría ser apresurada: tal vez habría que ser más cauto e investigar el punto en mayor profundidad. Cabe la posibilidad de que el indicador utilizado no sea válido, es decir, que no represente el concepto a cabalidad.

Por otra parte, la jefatura del hogar sí desempeña un papel en la determinación de la probabilidad de estar o caer en la condición de pobreza. El único detalle es que el efecto fue inverso al esperado. Son los hogares de jefe mujer los que tienen una probabilidad más baja de ser pobres. Este resultado podría interpretarse en favor de la tesis de *purse power* y en contra del argumento de la explotación de género. Sin embargo, se debe evitar sacar conclusiones apresuradas ya que en es-

<sup>3</sup> A continuación se revisarán brevemente las hipótesis básicas; para evitar repeticiones innecesarias, toda vez que se afirma que una variable específica está relacionada con la probabilidad de ser pobre, debe entenderse que las restantes variables se consideran fijas.

te tema no hay un conjunto inequívoco de indicadores válidos que permita extraer conclusiones de ese calibre con pocas probabilidades de equivocarse.

En todo caso, el efecto del sexo del jefe sobre la probabilidad de que el hogar sea pobre fue realmente pequeño (véase cuadro 10) y bastante más débil que el que tuvo el contexto. Si el jefe es mujer y el hogar "medio", la probabilidad de ser pobre cae en aproximadamente 7%, en tanto que el pasaje de zona urbana a rural aumenta la probabilidad en 17 por ciento.

La mayor probabilidad de ser pobre la tienen los peones y jornaleros (casi tres cuartos) en hogares medios. Cualquier otra posición en la ocupación la reduce sustancialmente, con efecto bastante mayor que el que presentó el contexto o la jefatura, como se puede apreciar en el cuadro 10.

A mayor cantidad de años de instrucción formal del jefe, menor probabilidad de que el hogar sea pobre. Sin embargo, el efecto es despreciable en los casos extremos de los hogares "ricos" y de los "pobres". Si el jefe es un varón que se desempeña en calidad de peón o jornalero y su hogar está situado en una zona rural, presenta una alta tasa de dependencia y el ingreso por perceptor es bajo; no importa cuántos años de instrucción tenga el jefe, el hogar seguirá sumido en la pobreza y su probabilidad de ser pobre se mantiene en la unidad. El efecto negativo de la instrucción no puede remontar el peso de las otras condicionantes de la probabilidad. Básicamente pasa lo mismo con los hogares "ricos". Su condición no se modifica con los años de instrucción del jefe. No obstante, esta variable sí reduce la probabilidad de pobreza en los hogares medios. Si las otras variables se acercan al promedio o a la moda, según sea el caso, y el jefe tiene cuatro o más años de instrucción, el hogar tiene una probabilidad menor a 0.5 de ser pobre.

Tal como se esperaba, a mayor tasa de dependencia, mayor probabilidad de que el hogar sea pobre. Aunque esta relación es directa, la sensibilidad de los hogares "ricos" y "pobres" al cambio en la tasa de dependencia es similar al de la instrucción del jefe, por lo que no se abundará sobre este punto. El análisis realizado permite afirmar que un hogar promedio que tenga seis o más personas por perceptor tiene una probabilidad mayor a 0.5 de ser pobre. Nótese que el tamaño del hogar está considerado sólo indirectamente en esta variable.

La tasa de dependencia tiene mayor efecto sobre la probabilidad de estar en la condición de pobreza que la instrucción formal del jefe. Los coeficientes exponenciales muestran que el efecto de un año más de educación baja el momio por 0.867, mientras que el crecimiento de una unidad en la tasa de dependencia aumenta la probabilidad en casi 1.40. Este mismo hecho se refleja en el rango de variación de las curvas de probabilidad: la instrucción del jefe la hace disminuir de 0.6 a 0.1, mientras que la tasa de dependencia parte en 0.15 y llega hasta 1.

A mayor ingreso por perceptor, menor probabilidad de que el hogar sea pobre. Ésta es la única variable métrica que afecta la probabilidad de los hogares "pobres", aun cuando éstos deberían percibir la friolera de 13 salarios mínimos por mes para que su destino ineluctable no sea la pobreza. Dicho de otra manera, dado que tales hogares se caracterizan por poseer una serie de atributos que los sumen en la pobreza (tienen una probabilidad igual a uno), si se deseara disminuir la probabilidad, no se sacaría absolutamente nada si se les entregara un sub-

sidio menor a 13 salarios mínimos. Se necesitarían por lo menos 20 salarios mínimos para que la probabilidad caiga a 0.5 o menos. Obviamente, el efecto es mucho más fuerte en los hogares medios en que son necesarios un poco más de 5.5 salarios mínimos por perceptor para sacar a estos hogares de las garras de la pobreza. En los "ricos" el ingreso tiene un efecto sobre la probabilidad pero no la altera sustancialmente.

La conclusión que se obtiene al analizar el efecto de las variables métricas sobre la probabilidad de ser pobre es obvia: el ingreso por perceptor es el que tiene mayor incidencia. Su impacto es mucho más marcado que el de la educación formal del jefe o la tasa de dependencia. Esto quiere decir que si el objetivo político es atacar frontalmente el flagelo de la pobreza, el golpe más fuerte provendría de las retribuciones que reciben los factores de la producción, es decir: sueldos, salarios, jornales, ganancias de los trabajadores por cuenta propia y de los pequeños empresarios, que se traducen en mayor cantidad de recursos económicos a disposición de los hogares.

La probabilidad de que un hogar sea pobre depende de la instrucción del jefe, de su posición en la ocupación y de su sexo. También está afectada por la tasa de dependencia del hogar, del ingreso medio de los perceptores y de su ubicación geográfica, ya sea que se ubique en zonas rurales o urbanas. En general, este resultado coincide con lo que se sabe sobre el fenómeno y con las hipótesis en boga (tal vez con la excepción de las relativas al género). El estudio realizado permitió considerar y dar cuenta empírica de la índole multidimensional de la pobreza, además de jerarquizar los factores que tienen incidencia sobre la probabilidad de que un hogar caiga en esa condición.

El modelo desarrollado permite ir un poco más allá, en la medida en que permite jerarquizar el efecto de los diferentes factores condicionantes de la pobreza de los hogares. Resulta claro que son las variables económicas las que tienen mayor incidencia sobre la probabilidad, tanto el ingreso por perceptor como la posición en la ocupación. La otra condicionante que desempeña un papel importante es la tasa de dependencia, que resulta una combinación económico-demográfica. Los restantes factores que tienen incidencia sobre la probabilidad de ser pobre tienen efectos significativos, con repercusiones bastante menores que las señaladas en primer término.

Los datos, los análisis estadísticos y los argumentos presentados a lo largo de este trabajo permiten afirmar que, en el caso teórico extremo (hogares "pobres"), las medidas de política que sólo atacan uno de los factores no tienen efecto significativo. No sería ésa la manera de luchar contra un fenómeno multifacético. Esto se pudo observar aun en el caso de que se recurriera al expediente de transferir masivamente recursos a los perceptores de los hogares "pobres". El modelo enseña que la erradicación de la pobreza requiere de esfuerzos combinados que la ataquen tanto desde el ángulo económico, como desde el social y cultural. Esfuerzos aislados estarían destinados al fracaso.

## BIBLIOGRAFÍA

- Acosta, Félix (1994), "Los estudios sobre jefatura femenina y pobreza en México y América Latina", en Grupo Interdisciplinario sobre Mujer, Trabajo y Pobreza, *Las mujeres en la pobreza*, México, Gimtrap/El Colegio de México.
- Barbieri, Teresita de (1989), "La Mujer", *Demos 2, Carta Demográfica sobre México*, México.
- Blumberg, Rae (1991), *Gender, Family and Economy: The Triple Overlap*, Newbury Park, Sage Publications.
- Boltvinik, Julio (1992), "El método de medición integrada de la pobreza. Una propuesta para su desarrollo", *Comercio Exterior* 42(4), México.
- Boltvinik, Julio (1995), "La pobreza en México. I", *Salud Pública de México*, 37, Cuernavaca, México.
- Boltvinik, Julio (1995), *Pobreza y estratificación social en México*, Aguascalientes, México, INEGI/El Colegio de México/Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM.
- Cortés, Fernando y Rosa María Rubalcava (1991), "Autoexplotación forzada y equidad por empobrecimiento", *Jornadas 120*, México, El Colegio de México.
- Cuéllar, Óscar (1990), "Balance, reproducción y oferta de fuerza de trabajo familiar. Notas sobre las estrategias de vida", en Fernando Cortés y Óscar Cuéllar (coords.), *Crisis y reproducción social: los comerciantes del sector informal*, México, Flasco/Miguel Ángel Porrúa.
- Chant, Sylvia (1988), "Mitos y realidades de la formación de familias encabezadas por mujeres: el caso de Querétaro, México", en L. Gabajey *et al.*, *Mujeres y sociedad. Salario, hogar y acción social en el occidente de México*, Guadalajara, El Colegio de Jalisco/Ciesas Occidente.
- Chayanov, Alexander (1974), *La organización de la unidad económica campesina*, Buenos Aires, Nueva Visión.
- González, Soledad (1994), "Mujeres, trabajo y pobreza en el campo mexicano: una revisión crítica de la bibliografía reciente", en Grupo Interdisciplinario sobre Mujer, Trabajo y Pobreza, *Las mujeres en la pobreza*, México, Gimtrap/El Colegio de México.
- González de la Rocha, Mercedes (1986), *Los recursos de la pobreza; familias de bajos ingresos en Guadalajara*, Guadalajara, El Colegio de Jalisco.
- González de la Rocha, Mercedes (1988), "Economic Crisis, Domestic Reorganization and Women's Work in Guadalajara", UCSD La Jolla/Ciesas Occidente.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), (1993), *ENIGH-92, Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*, Aguascalientes, México.

- Jusidman, Clara y Marcela Eternod (1995), *La participación de la población en la actividad económica en México*, México, INEGI/El Colegio de México/Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM, Aguascalientes.
- Oliveira, Orlandina de (1988), "El empleo femenino en tiempos de recesión económica: tendencias recientes", ponencia presentada al Coloquio sobre Fuerza de Trabajo Femenino Urbano, México, UNAM.
- Przeworski, Adam y Henry Teune (1970), *The Logic of Comparative Social Inquiry*, Nueva York, John Wiley.
- Salles, Vania (1994), "Pobreza, pobreza y más pobreza", en Grupo Interdisciplinario sobre Mujer, Trabajo y Pobreza, *Las mujeres en la pobreza*, México, Gimtrap/El Colegio de México.
- Salles, Vania y Rodolfo Tuirán (1997), "¿Cargan las mujeres con el peso de la pobreza? Puntos de vista de un debate", en Brígida García (comp.), *Mujer, género y dinámica poblacional*, México, Sociedad Mexicana de Demografía/El Colegio de México.
- Schultz, Theodore W. (1993), *The Economics of Being Poor*, Oxford, Blackwell.
- Selby, Henry, Arthur D. Murphy, Stephen A. Lorenzen (1990), *The Mexican Urban Household: Organizing for Self-Defense*, Texas, University of Texas Press.
- Tuirán, Rodolfo (1993a), "Las respuestas de los hogares de sectores populares urbanos frente a la crisis: el caso de la Ciudad de México", en Raúl Béjar Navarro y Héctor Hernández Bringas (coords.), *Población y desigualdad social en México*, México, Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias (CRIM)-UNAM.
- Tuirán, Rodolfo (1993b), "Familia", *Demos 6, Carta Demográfica sobre México*, México.
- World Bank (1991), *World Development Report 1991: The Challenge of Development*, Oxford, Oxford University Press.