

**UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA**  
**Facultad de Ciencias Económicas,**  
**Jurídicas y Sociales**  
**Instituto de Investigaciones Económicas**

Reunión de Discusión N° 132

Fecha: 1/9/1999

Horas: 16

## **EL CONSUMO DE LOS HOGARES Y EL CONCEPTO DE ADULTO EQUIVALENTE**

**Juan Carlos Cid**

### **1. Introducción.**

En este trabajo analizamos la relación entre el gasto de consumo de los hogares y su composición según el número, la edad y el sexo de los integrantes y otras características. Para ello se plantean distintos modelos y se aplica la noción de adulto equivalente, habitualmente utilizada en las estimaciones de la pobreza por ingreso insuficiente. Los datos que permitieron el contraste empírico provenían de hogares urbanos de provincias del noroeste, relevados en la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 1996/97 (en adelante ENGH).

El documento está organizado de la siguiente forma. En el segundo apartado describimos la metodología de determinación de la llamada línea de pobreza, las características de la ENGH y el contenido de los archivos utilizados. Los resultados de los diferentes modelos de regresión están incluidos en el tercer apartado. Además se resumen allí las conclusiones y se enuncian algunas cuestiones pendientes que nos sugieren futuras líneas de la investigación.

### **2. El marco conceptual y la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares.**

El tema de la magnitud de la pobreza y su evolución en el tiempo se halla instalado en la comunidad. La metodología de las Necesidades Bási-

cas Insatisfechas refleja la situación de los pobres estructurales, una condición que no se altera de manera sustancial en el corto plazo. Seguramente por esa causa, la discusión se centra habitualmente en el número de los hogares con ingresos insuficientes, la denominada pobreza coyuntural.

Este segundo método de medición compara el ingreso corriente de los hogares con la línea de pobreza (LP), que es un monto definido como mínimo para la subsistencia.

**Tabla 1**  
**Coefficientes de conversión a adulto equivalente**

	unidades de adulto equivalente
<b>NIÑOS</b>	
niños de 6 a 12 meses	0,33
niños de 1 año	0,43
niños de 2 años	0,50
niños de 3 años	0,56
niños de 4 a 6 años	0,63
niños de 7 a 9 años	0,72
<b>ADOLESCENTES VARONES</b>	
de 10 a 12 años	0,83
de 13 a 15 años	0,96
de 16 a 17 años	1,05
<b>ADOLESCENTES MUJERES</b>	
de 10 a 12 años	0,73
de 13 a 17 años	0,79
de 16 a 17 años	0,79
<b>ADULTOS VARONES</b>	
de 18 a 29 años	1,06
de 30 a 59 años	1,00
de 60 y más años	0,82
<b>ADULTOS MUJERES</b>	
de 18 a 29 años	0,74
de 30 a 59 años	0,74
de 60 y más años	0,64

Fuente: Morales, Elena "Canasta básica de alimentos, Gran Buenos Aires" Documento de Trabajo Nº 3. IPA-INDEC. Citado en CEPA, 1993.

Los procedimientos de cálculo de la incidencia de la pobreza coyuntural que diversos organismos oficiales han venido aplicando en la Argentina se inscribieron en una metodología más o menos común. Para fijar la línea de pobreza de un hogar, se toma en consideración la cantidad de integrantes y la edad y sexo de cada uno. De acuerdo a ello, existen coeficientes de conver-

sión con una unidad de cuenta -un adulto equivalente- que es un varón de 30 a 59 años de edad. Las equivalencias reflejan exclusivamente valores de requerimientos calóricos y se incluyen en la Tabla 1.

Además, de acuerdo con pautas establecidas por expertos en nutrición, se define una canasta básica de alimentos, diseñada para satisfacer en una forma eficiente las necesidades energéticas de ese adulto equivalente. Al valuar la canasta a los precios que rigen en el área de estudio, se obtiene el presupuesto mínimo de alimentación de cada hogar. A ese costo se lo denomina línea de indigencia. Para pasar a la línea de pobreza hay que considerar el gasto en los restantes bienes y servicios. Por eso se multiplica por un parámetro, llamado coeficiente de Engel, surgido de la relación observada entre el gasto total y el gasto en alimentos en hogares comprendidos en los deciles segundo y tercero de la distribución del ingreso.

Un ejemplo concreto resultará útil para explicar cómo opera la metodología y para comparar con nuestros resultados en el siguiente apartado. Supongamos un hogar integrado por cuatro miembros. El jefe tiene 45 años, la cónyuge 43 años, un hijo 8 años y vive con ellos la suegra, de 70 años. De acuerdo con la tabla, se aplica la siguiente conversión:

	<i>unidades de adulto equivalente</i>
niño de 7 a 9 años	0,72
adulto varón de 30 a 59 años	1,00
adulto mujer de 30 a 59 años	0,74
adulto mujer de 60 y más años	0,64

El tamaño del hogar es entonces 3,10 adultos equivalentes. En la ciudad de Salta hemos valuado la canasta de alimentos en \$66,17 al mes de octubre de 1998. Como el coeficiente de Engel es 2,1139, la línea de pobreza de la unidad de cuenta *adulto equivalente* resultaba \$139,87. Entonces, a nuestro hogar hipotético le correspondería una línea de pobreza de \$433,60.

La metodología recibió críticas referidas a la concepción misma del método. Pero también se han puntualizado cuestiones que resultan más bien instrumentales. En el presente documento, nos concentraremos específicamente en revisar dos que pertenecen a esa segunda categoría.

En primer lugar, el procedimiento de cálculo de la línea de pobreza adaptado al tamaño del hogar supone una función del presupuesto familiar que es lineal y pasa por el origen. Sin embargo, lo probable es que exista un costo fijo de funcionamiento de todo hogar. Por otra parte, parece poco realista plantear que sucesivas incorporaciones de una unidad de adulto equivalente

incrementen el presupuesto de subsistencia en una suma constante. Al menos dentro de un rango razonable y debido a la posibilidad del consumo conjunto de ciertos bienes (que serían bienes públicos del hogar), el gasto marginal resultaría decreciente. La cuestión tiene implicancias no desdeñables en la estimación de la incidencia de la pobreza. De ser válida la objeción, el método que se viene utilizando estaría sesgado a tender a calificar como pobres a las familias numerosas mientras que fallaría en sentido contrario en los casos de hogares unipersonales o pequeños.

En segundo lugar, la aplicación de un coeficiente global que permita pasar del costo de la canasta exclusivamente alimentaria a la línea de pobreza implica que los valores de conversión a adulto equivalente, que se fijaron atendiendo a los requerimientos de nutrición, se mantienen para el resto de las necesidades. Empero, es poco razonable suponer que un niño de 8 años demanda el 72% de los gastos en educación de un adulto, o que una anciana de 70 años requiere en atención de la salud un gasto equivalente al 64% de lo demandado por el adulto usado como unidad de cuenta. Un supuesto implícito en la aplicación del coeficiente global de Engel es que dicho factor de proporcionalidad no depende del tamaño ni de la composición demográfica del hogar.

Para analizar estas dos cuestiones, utilizamos los datos de la ENGH. Convendrá aclarar entonces que el mencionado operativo se efectuó en todo el país sobre una muestra de viviendas localizadas en ciudades de más de 5000 habitantes. La información relevada abarcó gastos e ingresos de los hogares, variables demográficas, ocupacionales y educativas de sus miembros y características de las viviendas.

Ante la falta de respuesta de algunos hogares en el capítulo de ingresos, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) imputó esa variable. Para ello estimó una función consumo dependiente del ingreso y de otras características de los hogares que sí informaron su ingreso. Una de las variables explicativas fue el número de integrantes del hogar. Esto puede limitar en algo la validez de nuestro ejercicio, como veremos en el apartado siguiente.

Los dos archivos de la ENGH –hogares y personas– que utilizamos para elaborar este documento correspondían a 4843 hogares de localidades de Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán, provincias del noroeste argentino. Integraban esos núcleos familiares 21242 personas. El archivo de hogares incluye cantidad de integrantes y de perceptores, características del jefe (nivel de instrucción, condición de actividad) y características de la vivienda (tenencia, materiales predominantes en paredes, pisos y techos, cantidad de cuartos, provisión de agua, etc.). Este primer archivo contiene también las variables ingreso neto del hogar y consumo total.

Además, el gasto en consumo está desagregado en los habituales capítulos de los Índices de precios al consumidor: Alimentos y bebidas; Indumentaria y calzado; Vivienda; Equipamiento y funcionamiento del hogar; Atención médica y gastos para la salud; Transporte y comunicaciones; Esparcimiento; Educación y Bienes y servicios varios.

El archivo de las personas contiene la clave del hogar (que posibilita establecer la relación con el primer archivo) y número de secuencia del integrante, sexo, edad, parentesco, estado conyugal, educación (incluye situación de asistencia actual y nivel), condición de actividad (con variables ocupacionales) y cobertura médica.

### 3. Resultados obtenidos.

De acuerdo con el marco conceptual planteado en el anterior apartado, nos interesaba en primera instancia establecer si se verifica la existencia de una relación entre el nivel del consumo y el tamaño del hogar. Para ello, computamos en cada núcleo familiar la cantidad de adultos equivalentes según la tabla de conversión usada en las estimaciones de pobreza a que se hizo referencia. El modelo más sencillo que consideramos es de la forma lineal

$$C = \beta_0 + \beta_1 N + u \quad (1)$$

donde  $C$  es el valor del consumo total,  $N$  es el tamaño del hogar medido en unidades de adulto equivalente, y  $u$  es el término de perturbación, al que suponemos distribuido normalmente.

Probamos también el ajuste de las funciones de segundo y tercer grado con la misma variable explicativa. El fundamento para haber recurrido a esas formas no lineales fue la probable presencia de bienes públicos del hogar. La función cúbica considera la alternativa de que los gastos marginales se tornen crecientes después de una etapa en que era posible el consumo conjunto de aquellos bienes. En la Tabla 2 se muestran los resultados que obtuvimos en las regresiones de las tres formas funcionales.

Los parámetros estimados en la regresión con la forma lineal señalarían una situación de elevado costo fijo y un incremento realmente reducido del consumo por cada adulto incorporado. Si bien los dos coeficientes son significativos al 1%, el poder explicativo del modelo resulta muy limitado. Algo similar puede afirmarse de las funciones no lineales, en la cúbica el coeficiente

de correlación no llega a 0,05. De todas maneras, en esos 2 modelos se reduce la ordenada al origen y aumenta el coeficiente del término lineal. El mayor inconveniente presentado por las expresiones cuadrática y cúbica es que el gasto marginal es negativo a partir de 6,3 y 4,8 adultos equivalentes respectivamente, lo que no resulta razonable.

**Tabla 2**  
Coeficientes de las regresiones del consumo total en el tamaño del hogar

Regresor	Modelo		
	lineal	cuadrático	cúbico
Constante	590,6 (29,692)	393,93 (13,116)	192,58 (4,580)
N	51,21 (10,124)	166,37 (11,739)	343,13 (11,614)
N <sup>2</sup>		-13,12 (8,689)	-51,84 (8,814)
N <sup>3</sup>			2,23 (6,809)
R <sup>2</sup> ajustado	0,021	0,035	0,044
F	102,503	89,789	75,875
Error medio	652,033	647,083	644,077

Nota: Entre paréntesis figuran los valores absolutos de t. Todos los coeficientes son significativos al nivel de 1%.

Es conveniente considerar otros factores que explican el gasto en consumo de un hogar, aparte de su tamaño. El primero a tener en cuenta sería obviamente el nivel de ingreso. Además, contemplamos la tenencia de la vivienda, el nivel educativo del jefe y la proporción de miembros de hogar que son ocupados. La situación de tenencia de la vivienda es relevante porque los hogares inquilinos (en el NOA, un 10 por ciento del total) deben enfrentar un gasto adicional en comparación al resto. La variable indicadora para el nivel de instrucción formal del jefe intenta medir el impacto de la educación sobre las pautas de consumo del hogar<sup>1</sup>. La cantidad de personas ocupadas influiría sobre el gasto debido a los desembolsos adicionales asociados a trabajar (transporte, indumentaria, comidas afuera, etc.) en comparación con la permanencia en el hogar. El modelo que estimamos fue

$$C = \beta_0 + \beta_1 N + \beta_2 I + \beta_3 E + \beta_4 V + \beta_5 O + u \quad (2)$$

<sup>1</sup> Puede ocurrir también que esta dummy recoja una parte del efecto que sobre el consumo tienen los Ingresos subdeclarados.

donde a las variables ya incluidas en la expresión (1) se agregaron:

*I*, ingreso total del hogar;

*E*, variable dicotómica que vale cero si el nivel alcanzado por el jefe del hogar es, como máximo, el primario completo y uno en los restantes casos;

*V*, dicotómica, vale cero si el hogar es propietario de la vivienda o la ocupa en forma gratuita y uno si es inquilino;

*O*, es la proporción de ocupados en el hogar (expresada en tanto por uno).

En la Tabla 3 mostramos los resultados obtenidos, incluyendo dos alternativas con expresiones cuadrática y cúbica en el tamaño y cuadrática en el ingreso del hogar. La relación de segundo grado en el ingreso plantea la posibilidad de una propensión marginal al consumo decreciente.

**Tabla 3**  
**Coefficientes de las regresiones del consumo total**  
**en el tamaño del hogar y otras variables**

Parámetro	lineal	Modelo cuadrático	cúbico
Constante	158,28 (8,573)	37,00 (1,559)	-4,71 (0,154)
E	125,18 (9,386)	92,76 (6,968)	91,26 (6,849)
V	151,10 (7,148)	152,37 (7,329)	153,19 (7,370)
O	-39,45 (1,622)	-56,06 (2,333)	-54,81 (2,281)
N	15,53 (4,362)	54,92 (5,711)	92,92 (4,655)
N <sup>2</sup>		-5,31 (5,293)	-13,56 (3,452)
N <sup>3</sup>			0,47 (2,172)
I	0,55 (69,516)	0,70 (47,434)	0,69 (47,114)
I <sup>2</sup>		-0,000029 (12,168)	-0,000029 (12,027)
R <sup>2</sup> ajustado	0,568	0,584	0,584
F	1277,165	972,644	852,307
Error medio	432,935	425,045	424,882

Nota: Entre paréntesis figuran los valores absolutos de t.

En la regresión lineal todos los coeficientes son significativos a nivel del 1%, excepto el de la tasa de ocupación de los miembros del hogar. El

signo de este último coeficiente resultó contrario al esperado, lo que podría indicar que la posesión de un empleo posibilita el acceso gratuito a algunos bienes y servicios, de manera que termina reduciendo el gasto familiar. El coeficiente de correlación ajustado aumenta con la incorporación del ingreso como una variable explicativa<sup>2</sup>. Pero según los valores de los parámetros de esta regresión lineal, el gasto total evidenciaría nuevamente poca sensibilidad a las modificaciones en el tamaño del hogar. Por el contrario, en los modelos con formas no lineales de la ecuación (2) se reduce la ordenada al origen, perdiendo significación a los valores usuales.

Comparemos el comportamiento de estas funciones surgidas de la estimación con la lineal tradicional del método LP. El efecto de las 2 variables dicotómicas, de la proporción de ocupados y del nivel de ingreso familiar consiste en desplazar verticalmente la función del gasto, al modificar su ordenada al origen. Pero lo que en la Tabla 4 nos interesa mostrar son las llamativas diferencias en el gasto marginal, considerando tamaños familiares comprendidos entre cero y tres adultos equivalentes<sup>3</sup>, según las distintas funciones mencionadas.

**Tabla 4**  
Gasto marginal estimado por distintas funciones  
según tamaño del hogar

Tamaño del hogar	línea pobreza	lineal	cuadrática	cúbica
0	139,38	15,53	54,92	92,92
1	139,38	15,53	44,30	67,21
2	139,38	15,53	33,68	44,32
3	139,38	15,53	23,06	24,25

Como ya ocurría con la expresión (1), las formas de segundo y tercer grado del modelo (2) presentan el problema de ser decrecientes para hogares con un tamaño superior a 5,2 y 4,5 adultos equivalentes, respectivamente. Sin embargo, la función cúbica ajustaría de una manera razonable para los hogares de hasta 4 adultos equivalentes, que representan el 66% del total. La forma cuadrática se aplicaría sin inconvenientes al 82% de las unidades de

<sup>2</sup> Una parte del ajuste de la regresión debe originarse en la estimación efectuada por INDEC para los hogares que no respondieron ingresos. De todas maneras, el noroeste fue la región del país que tuvo la menor incidencia de falta de respuesta en el tema, con solamente 8,3%, contra 14,7% en el total del país y 27,0% en el Gran Buenos Aires.

<sup>3</sup> Como línea de pobreza se adoptó el promedio de los valores calculados para las ondas de mayo y octubre de 1996 de la Encuesta Permanente de Hogares.



consumo, pues tienen un tamaño de hasta cinco de nuestras unidades de cuenta.

Un aspecto que no hemos considerado es que probablemente el comportamiento de las familias pobres no resulte similar al de las que pueden cubrir adecuadamente sus necesidades elementales. Sería interesante poder controlar el efecto de esa diferencia sobre los parámetros de la regresión. Pero existe una circularidad en el razonamiento porque, para clasificar de alguna manera a pobres y no pobres, se requeriría aplicar algún criterio de medición del tamaño de la familia. De todos modos, como una aproximación al problema, ensayamos efectuar las regresiones sobre dos grupos de igual tamaño en que dividimos a la muestra de hogares de la ENGH. Las observaciones se incluyeron en uno u otro grupo –denominados por convención de ingreso “alto” y de ingreso “bajo”– según que la renta per cápita fuera inferior o mayor que la mediana de dicha variable.

**Tabla 5**  
**Coefficientes de la regresión del consumo**  
**por nivel del ingreso per cápita familiar**

Parámetro	Nivel del ingreso per cápita	
	bajo	alto
Constante	38,38 (1,762)	-52,29 (1,232)
E	55,43 (5,146)	115,48 (4,727)
V	123,05 (6,003)	162,72 (4,948)
O	-60,67 (2,401)	-64,09 (1,723)
N	19,72 (2,097)	145,07 (6,097)
N <sup>2</sup>	-1,22 (1,435)	-19,34 (6,104)
I	0,96 (17,436)	0,67 (24,646)
I <sup>2</sup>	-0,000218 (6,045)	-0,000026 (6,904)
R <sup>2</sup> ajustado	0,436	0,527
F	268,301	386,861
Error medio	242,733	546,429

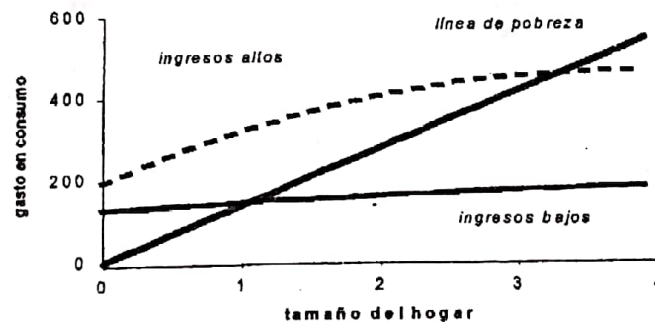
En la Tabla 5 presentamos exclusivamente los resultados que obtuvimos con la función de segundo grado, que nos parecieron los más interesantes. Obsérvese que el coeficiente del término lineal N de los hogares de un menor ingreso representa poco más del 13% del valor que toma el mismo

parámetro en los hogares de ingreso más alto. Además, la pendiente inicial de la función que ajusta el gasto de los hogares con mejor ingreso es prácticamente la misma que la postulada por el método de la línea de pobreza.

En el Gráfico 1 se representaron las curvas del consumo total en cada caso. Para facilitar la comparación, las funciones estimadas se desplazaron en la medida del efecto de la media del ingreso per cápita del grupo, pero sin considerar la acción de las otras variables: educación, tenencia de la vivienda y proporción de ocupados.

A nuestro hogar del ejemplo inicial con un tamaño de 3,10 adultos equivalentes, según el método de la línea de pobreza no le alcanzaría un ingreso de \$400 para cubrir su presupuesto. En cambio, la adopción de la función de segundo grado estimada para hogares de bajos ingresos lo mostraría como un hogar no pobre. Por último, haciendo abstracción de la influencia de los otros regresores, el gráfico evidencia que el habitual criterio LP tiende a subestimar la incidencia de la pobreza en el caso de hogares de reducido tamaño, produciendo el sesgo contrario en las unidades familiares grandes.

**Gráfico 1**  
Consumo total según distintas funciones



Una pregunta que cabe formular es cuánto se gana en poder explicativo por utilizar como medida del tamaño del hogar el cómputo de adultos equivalentes, en vez la más convencional en términos de número de miembros. En la Tabla 6 presentamos los resultados a que arribamos al estimar la regresión con el tamaño medido en la forma tradicional.

Como puede comprobarse, los ajustes que se obtienen son similares, inclusive el coeficiente ajustado de correlación es levemente superior. Dado que la mayoría de los hogares posee una cantidad de adultos equivalentes menor, o a lo sumo igual que la de miembros, era de esperar que los coeficientes de  $M$ , número de miembros, resultaran más bajos que los estimados para  $N$ , número de adultos equivalentes, hecho que se verifica. También, como era lógico por el cambio de escala, las formas no lineales alcanzan su máximo para valores mayores de abscisa: 7,1 personas la cuadrática y 5,8 la cúbica.

**Tabla 6**  
**Coefficientes de las regresiones del consumo total en el tamaño del hogar**  
**medido por cantidad de miembros**

Parámetro	Modelo		
	lineal	cuadrático	cúbico
Constante	155,54 (8,332)	44,36 (1,893)	-6,05 (0,204)
E	125,32 (9,430)	94,59 (7,138)	92,90 (7,008)
V	151,87 (7,202)	153,63 (7,406)	155,44 (7,495)
O	-34,48 (1,408)	-50,73 (2,091)	-46,91 (1,932)
M	12,47 (4,460)	37,27 (5,294)	71,52 (5,041)
M <sup>2</sup>		-2,63 (4,729)	-8,113 (3,960)
M <sup>3</sup>			0,22 (2,779)
I	0,55 (70,127)	0,70 (47,840)	0,69 (47,318)
I <sup>2</sup>		-0,000030 (12,291)	-0,000029 (12,084)
R <sup>2</sup> ajustado	0,570	0,584	0,586
F	1285,63	972,644	858,05
Error medio	431,809	425,045	423,737

Nota: Entre paréntesis figuran los valores absolutos de t.

Hasta aquí hemos considerado el gasto global de los hogares en el consumo. Seguidamente analizaremos ese gasto pero discriminando entre alimentos y el resto de bienes y servicios. Como se explicó en el segundo apartado, el coeficiente de Engel es un factor de proporcionalidad constante,

que se emplea en el método de la línea de pobreza para relacionar el gasto exclusivamente alimentario con el presupuesto total del hogar.

Será útil recordar que las investigaciones de Engel a fines del siglo pasado lo condujeron a postular la siguiente ley empírica que lleva su nombre: considerando hogares con la misma composición demográfica, la proporción del gasto destinada a alimentos varía inversamente con el ingreso. Además, el estudio comprobó que en hogares con el mismo nivel de ingreso, el porcentaje gastado en alimentos era una función creciente del número de niños. Esta segunda evidencia constituye en rigor un corolario de la ley, puesto que el ingreso a que hacía referencia Engel era el total, los miembros adicionales hacen disminuir el ingreso per cápita y, por otra parte, el consumo de los niños está orientado en magnitud considerable hacia los alimentos.

Nos interesaba entonces analizar el comportamiento de la proporción del presupuesto que los hogares destinan a la compra de alimentos (a la que llamaremos  $g_a$ ). En la literatura se expresa frecuentemente a ese porcentaje como función lineal del logaritmo del ingreso y de las características demográficas del hogar (ver por ejemplo Deaton-Muelbauer, 1986).

$$g_a = \alpha + \beta \ln\left(\frac{I}{m}\right) + \sum_{j=1}^J \gamma_j m_j + u \quad (3)$$

donde  $m$  es la cantidad total de miembros en el hogar,  $\ln(I/m)$  es el logaritmo del ingreso per cápita,  $m_j$  es la cantidad de personas comprendidas en la categoría  $j$ , definida por sexo y tramos de edades,  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  son los parámetros a estimar.

En primera instancia, consideramos solamente dos grupos:  $m_a$ , personas con 13 años cumplidos o más y  $m_c$ , menores entre 0 a 12 años inclusive. La regresión ajustada sugeriría que la proporción del gasto alimentario no solamente decrece con el nivel de ingreso - como sostiene la ley de Engel - sino que depende además en forma diferencial de la cantidad de adultos y niños en el hogar.

$$\hat{g}_a = 1,0986 - 0,1207 \ln\left(\frac{I}{m}\right) + 0,0039 m_a - 0,0109 m_c$$

$$(53,508) \quad (35,032) \quad (2,400) \quad (5,577)$$

$$R^2 = 0,221, \text{ Error medio: } 0,1807$$

El parámetro del número de adultos es significativo a un nivel de 5% y el resto de los coeficientes al 1% (entre paréntesis se consignó el valor absoluto de t). Es de resaltar que los valores estimados en los hogares del NOA son del mismo orden que los obtenidos para países como Sri Lanka e Indonesia por Deaton-Muelbauer (1986).

Pero obsérvese que en la regresión de (3), siguiendo a la bibliografía, utilizamos como regresor al ingreso per cápita. En cambio, los resultados que mostramos a continuación fueron obtenidos al considerar el ingreso por adulto equivalente y diferenciar entre menores de 0 a 5 años y de 6 a 12.

$$\hat{g}_a = 1,1251 - 0,1200 \ln\left(\frac{I}{n}\right) - 0,0064 m_a - 0,0062 m_{c1} - 0,0069 m_{c2}$$

(53,081) (35,142) (3,842) (2,129) (2,435)

R2 = 0,222; Error medio: 0,1806

donde  $\ln(I/n)$  es el logaritmo del ingreso por adulto equivalente y entre los menores distinguimos  $m_{c1}$  y  $m_{c2}$ , según se trate -respectivamente- de niños hasta 5 años o más. Los coeficientes de  $m_{c1}$  y  $m_{c2}$  son significativos al 5% y los restantes al 1%. En esta expresión, los efectos diferenciales de los distintos grupos de edades sobre la proporción del gasto en alimentos se reducen notablemente. Pero sigue siendo cierto que el tamaño de la unidad de consumo, medido de alguna manera, influye sobre la proporción  $g_a$ .

A continuación analizamos la influencia de la composición demográfica de los hogares sobre el gasto que realizan en los capítulos de salud y educación. Nuestra hipótesis consistía en que precisamente en ese tipo de consumos, la aplicación de la escala habitual de conversión en adultos equivalentes definida por las necesidades de alimentación podría ser más arbitraria.

Como se mencionó anteriormente, una de las variables indagadas en la ENGH fue la cobertura en salud de la población. Una primera cuestión que nos planteamos fue considerar si esa variable tiene un efecto en el gasto en cuidado de la salud que deciden los hogares. Como una primera aproximación al problema, regresamos la función

$$G_s = \beta_0 + \beta_1 m_{cob} + \beta_2 m_{sin} + \beta_3 \ln\left(\frac{I}{n}\right) + u \quad (4)$$

donde  $G_s$  es el gasto en salud (no la proporción, sino el gasto mensual absoluto, en pesos),  $m_{cob}$  es la cantidad de miembros del hogar con cobertura en salud,  $m_{sin}$  es la cantidad sin cobertura,  $\ln(I/n)$  es, como ya vimos, el logaritmo del ingreso por adulto equivalente.

En la muestra del NOA hallamos 1977 hogares (más de 40% del total) con un consumo nulo en el capítulo de salud<sup>4</sup>. Debido a ello, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios conduciría a una subestimación del valor de los coeficientes de las variables explicativas. Utilizamos por consiguiente un modelo Tobit de regresión con censura en las observaciones. El resultado que obtuvimos fue

$$\hat{G}_s = -504,58 + 20,16 m_{cob} + 5,05 m_{sin} + 78,58 \ln\left(\frac{I}{n}\right)$$

Todos los coeficientes son significativos a nivel de 1%. Además de evidenciar la relevancia del ingreso en el gasto en salud, los parámetros estimados indican que el gasto promedio en atención médica de una persona con seguro de salud sería cuatro veces el de una persona sin cobertura. Conviene aclarar aquí que el ingreso familiar que considera la base de datos de la ENGH es el neto luego de descuentos (entre otros, el correspondiente a la obra social de afiliación obligatoria). Por el lado de los gastos, y para ser coherentes, en el capítulo de salud se incluye el pago de cuotas de cobertura solamente en los casos de planes médicos de incorporación voluntaria.

¿Cuál pauta de gasto deberíamos tomar en consideración en una canasta de consumo familiar? En principio, una vez deducido el costo de la afiliación, ya sea voluntaria o compulsiva, una persona con seguro debiera afrontar costos unitarios menores respecto al enfermo sin cobertura. Por otra parte, la diferencia de precios relativos inducirá al primero a consumir una mayor cantidad de prestaciones. El gasto monetario total dependerá por consiguiente de la elasticidad precio de la demanda por este tipo de prestaciones. Pero, por otra parte, la población sin cobertura corresponde mayoritariamente a la de menores ingresos, es la que concurre a hospitales públicos y consume servicios subsidiados. Incluso es probable que por la existencia de programas sociales que atienden la vejez, la madre con niños de corta edad, etc., los márgenes de subsidio sean diferentes en los servicios demandados por diferentes grupos. Además, por restricciones de la información y a pesar que habría correspondido, no dedujimos del total del gasto en salud en que incurren los afiliados a un seguro voluntario, el monto específico de la cuota.

<sup>4</sup> En este rubro existieron en la ENGH distintos períodos de referencia: la semana de la entrevista para productos medicinales, el mes para los servicios para la salud, el trimestre para internaciones e intervenciones quirúrgicas y el semestre para aparatos y accesorios terapéuticos.

Por cierto, no estamos en condiciones de contestar con certeza el interrogante planteado al comienzo del párrafo anterior. Sin embargo sospechamos que el gasto de los que poseen un seguro de salud debiera ser el que se tome como patrón o estándar. Probamos diversas regresiones, tomando en conjunto a los menores comprendidos entre 0 y 14 años o bien separándolos en dos grupos, de 0 a 5 y de 6 a 14. También considerando solamente a las personas con cobertura o alternativamente a todas. En el caso con mayor cantidad de variables regresoras obtuvimos:

$$\hat{G}_s = -493,32 + 17,08 m_{11} + 4,33 m_{12} + 10,38 m_{21} + 13,33 m_{22} + 26,70 m_{31} + 3,06 m_{32} + 46,76 m_{41} + 18,66 m_{42} + 74,19 \ln\left(\frac{I}{n}\right)$$

donde  $m_{ij}$  es la cantidad de integrantes del hogar comprendidos en el tramo  $i$  de edades con la situación  $j$  en cobertura de salud. Los tramos de las edades son: 1, de 0 a 5 años; 2, de 6 a 14 años; 3, de 15 a 64 años y 4, de 65 a 99 años. Los valores de  $j$  son: 1, con cobertura en salud; 2, sin cobertura. Los parámetros no resultaron significativos en la población sin seguro comprendida en tres tramos de edades, de 0 a 5, de 15 a 64 y de 65 a 99 años. Los restantes coeficientes son significativos a nivel de 1%.

En el único tramo de población sin seguro con coeficiente significativamente distinto de cero, el grupo de 6 a 14 años, curiosamente el valor del mismo es mayor que el de la población de la misma edad con seguro. Pero lo más destacable es que, sea cual fuere la condición de cobertura, el gasto en salud de los miembros con 65 años cumplidos siempre supera al de los otros grupos de edades.

En el caso de la educación, hubo 3240 hogares (67% del total) que tuvieron un desembolso nulo en el capítulo. Aclaremos que el período de referencia de la ENGH abarcaba la semana para el material de estudios y el mes para los textos y los servicios educativos. De manera que aquí también convendrá aplicar un modelo con censura en las observaciones. Pero una parte significativa del gasto en educación, en los casos de hogares con valor no nulo, corresponde a cuotas pagadas por la asistencia a establecimientos privados. En este rubro es mucho más complejo decidir cuál sería la situación ideal o deseable, que debería tomarse como patrón del comportamiento. En una regresión diferenciando a los miembros de los hogares según los tramos de edades y de acuerdo a su asistencia a establecimientos educativos públicos o privados, obtuvimos:

$$\begin{aligned} \hat{G}_e = & -211,96 + 16,50 E - 179,82 g_a + 24,03 m_{11} + 97,86 m_{12} + 24,35 m_{21} + \\ & + 107,96 m_{22} + 29,47 m_{31} + 133,97 m_{32} + 38,55 m_{41} + 166,19 m_{42} + \\ & + 6,27 m_r + 27,61 \ln\left(\frac{I}{m}\right) \end{aligned}$$

donde  $G_e$  es el gasto total en educación y  $m_{ij}$  mide nuevamente la cantidad de miembros del hogar. Los tramos de edades, contemplados en la variable  $i$ , están ajustados a los ciclos educativos tradicionales: 1 comprende de 6 a 12 años; 2, de 13 a 18; 3, de 19 a 24 y 4, de 25 años en adelante. El subíndice  $j$  indica la asistencia a un establecimiento educacional: 1 es escuela pública y 2, privada. El resto de los integrantes de la familia, que a la fecha de la ENGH no asistían a un establecimiento, están contados en  $m_r$ . En esta regresión se incluyeron además la variable dicotómica  $E$ , que ya vimos que correspondía al nivel educativo del jefe del hogar,  $g_a$ , el porcentaje del gasto destinado a los alimentos y  $\ln(I/m)$ , el logaritmo del ingreso familiar per cápita. En la regresión con el modelo Tobit todos los parámetros son significativos a nivel de 1%.

Además de su significación, los signos de los coeficientes de  $E$ ,  $g_a$  y  $\ln(I/m)$  son los esperados. Con respecto a los gastos en educación según los diversos tramos de edades, aun los coeficientes menores, que corresponden a los asistentes a la escuela pública, fluctúan entre 24 y 38 pesos mensuales, superando ampliamente a los poco más de 6 pesos que desembolsa en promedio el resto de los miembros del hogar.

En la siguiente regresión distinguimos solamente entre personas de 6 a 24 años de edad y el resto, sin tener en consideración si es que asistían o no a un establecimiento educativo ni, en caso afirmativo, el carácter gratuito o no del mismo. El objetivo era resumir el impacto atribuible a la composición demográfica del hogar en el gasto en este rubro:

$$\hat{G}_e = -276,10 + 29,42 E - 239,94 g_a + 40,14 m_1 + 7,80 m_2 + 40,88 \ln\left(\frac{I}{m}\right)$$

donde  $m_1$  es el número de personas entre 6 y 24 años de edad y  $m_2$  es el resto de los miembros. Todos los coeficientes resultaron significativos al 1%.

Para terminar, podemos formular algunas conclusiones en base a todo lo expuesto hasta aquí. En primer lugar, la relación entre el tamaño de los hogares y su gasto en consumo dista de quedar representada adecuadamente por una expresión lineal. La evidencia empírica abona la hipótesis de la existencia de un costo fijo, como así también de un gasto marginal que, dentro de cierto tramo, sería decreciente. Además, la significación estadística de los pa-



rámetros obtenidos al incluir variables tales como el nivel educativo alcanzado por el jefe, la tenencia en propiedad de la vivienda y —en menor medida— la proporción de ocupados en la familia, nos sugiere la conveniencia de explicitar un criterio para contemplar estas situaciones. Esto podría traducirse en establecer un estándar deseable o bien calcular diferentes líneas de gasto de los hogares según distintos perfiles alternativos.

Otro aspecto, que seguramente merecerá una exploración más profunda, es la escasa "ganancia" obtenida al emplear como variable de tamaño el cómputo de adultos equivalentes en reemplazo de la simple cantidad de miembros.

El segundo tema controvertido era la constancia del llamado coeficiente de Engel. Nuestras pruebas parecen demostrar que está vinculado no solamente con el nivel de ingreso, lo que podría controlarse adoptando el valor que asuma el coeficiente en un determinado segmento de la población, sino además con el tamaño mismo del hogar y —quizás— con su composición. Por ejemplo, los gastos en salud y en educación están asociados claramente a ciertos grupos específicos de personas. Por cierto, podría ocurrir que se produjese alguna compensación y que los menores, los jóvenes y los ancianos, que son los que demandan ese tipo de bienes y servicios con mayor frecuencia, necesitaran comparativamente menos de los restantes rubros no alimentarios. Pero para avanzar en esta dirección, obviamente se requerirán exploraciones adicionales de los datos.

#### **REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:**

**Comité Ejecutivo para el Estudio de la Pobreza (CEPA), 1993.** "Evolución reciente de la pobreza en el Gran Buenos Aires. 1988 – 1992". Documento de Trabajo N° 2. INDEC y Secretaría de Programación Económica.

**Deaton, Angus S. - Muelbauer, John., 1986.** "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries". *Journal of Political Economy*, vol. 94, pag. 720-44.

**Deaton, Angus S. et al., 1989.** "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence". *Journal of Political Economy*, vol. 97, pag. 179-200.

**Sen, Amartya, 1992.** "Sobre conceptos y medidas de pobreza". *Comercio Exterior*, vol 42, pag. 310-22.

Universidad Nacional de Salta  
Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales  
Instituto de Investigaciones Económicas  
Buenos Aires 177  
4400 Salta  
Argentina

### REUNIONES DE DISCUSIÓN

<u>Nº</u>	<u>Fecha</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
122	05-08-98	Eusebio Cleto del Rey	"Prevención de la Malaria: Miscelánea."
123	10-03-99	Eusebio Cleto del Rey	"Cálculo de los Beneficios por Caso Evitado de Malaria o Paludismo."
124	31-03-99	Jorge A. Paz	"La distribución por ocupaciones de mujeres y varones en el Gran Buenos Aires (1991-1997)."
125	26-05-99	Eusebio C. del Rey	"Mal de Chagas: Beneficios Brutos de la Prevención Mediante Vacunación."
126	02-06-99	Eduardo Antonelli y María D. Lorente	"Estimación de la Balanza de Pagos de Salta. Año 1993."
127	16-06-99	Jorge A. Paz	"Diferencias de género en los mercados Urbanos de Trabajo del Norte Argentino."
128	04-08-99	Eusebio Cleto del Rey	"Contribución de Mejoras: El Caso de la Propiedad Horizontal"
129	11-08-99	Eduardo Antonelli	"una Modelización de los Paradigmas Neoclásico y Keynesiano"
130	18-08-99	Eusebio Cleto del Rey	"Contribución de Mejoras y Precios Hedónicos"
131	25-08-99	Vicente E. Rocha y Hugo Andías	"Necesidad de Reformular y Simplificar el Sistema Tributario Municipal"
132	01-09-99	Juan C. Cid	"El Consumo de los Hogares y el Concepto de Adulto Equivalente"