

# **El gasto en cuidados médicos de las familias uruguayas**

*Andrés Pereyra, Máximo Rossi y Patricia Triunfo*

*Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República*

### **Resumen**

En la última década se han producido cambios en la estructura del gasto de los hogares uruguayos. En particular, los gastos en cuidados médicos han aumentado y se han diversificado. A partir de la información contenida en las Encuestas de Gastos e Ingresos de los Hogares del Instituto Nacional de Estadística 1994-1995, se estiman curvas de Engel para distintos bienes y servicios relativos a cuidados médicos. Las estimaciones se realizaron mediante técnicas paramétricas controlando por el sesgo de selección muestral. Se encuentra que los cuidados médicos son necesarios (elasticidad ingreso positiva y menor que uno) con excepción de los medicamentos y los servicios odontológicos, para los que no es posible rechazar la hipótesis de que sean bienes de lujo (elasticidad ingreso mayor que uno). Al considerar el gasto en cuidados médicos en su conjunto, se comprueba que se trata de un bien necesario, aunque la elasticidad ingreso es muy cercana a la unidad. No obstante, al realizar las estimaciones por estratos de ingreso se verifica que solo para los estratos de mayores ingresos no es posible rechazar la hipótesis que constituyan bienes de lujo.

### **Abstract**

During the last decade changes have taken place in the structure of the expenditure of the Uruguayan households. In particular, the expenditure in health care raised and diversified. Using data from income and expenditure survey (Encuesta de Gastos e Ingresos 1994-95, Instituto Nacional de Estadística), we estimated Engel curves for different goods and services related to health care. We found that health care is necessary (income elasticity positive and smaller than one) except for medicament and dental care (it is not possible to reject the hypothesis that they are luxury goods). When considering all the expenditure in health care, it is proven that it is a necessary good but the income elasticity is near to one. Nevertheless, is a necessary good for the richest, but is not possible to reject that it is a luxury good for the poorest.

## 1. Introducción

A partir de 1990, Uruguay ha comenzado una serie de reformas básicamente en dos grandes componentes del gasto en servicios públicos sociales, la educación y la seguridad y asistencia social. En 1995 se inició la reforma educativa, con el propósito de fortalecer el sistema de educación pública en sus cuatro áreas: educación primaria, secundaria, técnico-profesional, y formación y perfeccionamiento docente. Sobre fines del mismo año se aprueba la reforma del sistema de seguridad social, que permite la actuación de empresas privadas en el mercado de las pensiones y jubilaciones (Administradoras de Fondos de Asistencia Previsional, AFAP).

Está hoy en discusión la reforma de un sector de especial importancia que es la salud, siendo el gasto público en dicho concepto aproximadamente el 2% del PIB y el privado el 7% (ver cuadro 1).

**CUADRO 1: GASTO EN SALUD**

	Público	Privado	Total	Per Cápita	
	% PIB 1990–98 <sup>a</sup>	% PIB 1990–98 <sup>a</sup>	% PIB 1990–98 <sup>ab</sup>	PPP US\$ 1990–98 <sup>a</sup>	US\$ 1990–98 <sup>a</sup>
Argentina	4.9	5.4	10.3	1,291	852
Brasil	2.9	3.7	6.6	453	309
Chile	2.7	3.1	5.9	511	289
Costa Rica	5.2	1.5	6.8	509	267
México	2.8	1.9	4.7	371	202
Paraguay	1.7	3.6	5.2	233	86
Uruguay	1.9	7.2	9.1	823	621

Fuente: World Development Indicators database, abril 2001.

<sup>a</sup> Los datos corresponden al año más reciente disponible.

Según datos de 1999 la población uruguaya está en torno a los 3.3 millones de personas, de las cuales un 91% es urbana. Para el quinquenio 1990–1995 la tasa bruta de natalidad fue de 17,6 nacidos vivos por 1.000 habitantes, mientras que la tasa general de fecundidad fue de 70,6 nacidos vivos por 1.000 mujeres de 15 a 49 años de edad, promediando 2,33 hijos por mujer. Respecto a la mortalidad, en 1995 fue de 10,0 por 1.000 habitantes, mientras que la mortalidad infantil es de 19.6 por 1.000 nacidos vivos, la esperanza de vida es de 69,3 años para los hombres y 77,4 años para las mujeres.

**CUADRO 2: INDICADORES SELECCIONADOS DE SALUD**

País	Población que no sobrevivirá los 60 años (% de la cohorte) 1997	Mortalidad materna (por 100 000 nacidos vivos) 1990-1998 <sup>a</sup>	Partos atendidos por personal calificado (%) 1996-1998 <sup>a</sup>	Fecundidad de mujeres de 15-19 años (por 1 000 mujeres) 1998	Muertes de menores de 5 años (miles) 1996	Malnutrición infantil	
						Bajo peso para la edad (% menores 5 años) 1992-1998 <sup>a</sup>	Baja talla para la edad
Argentina	17	38	97	64	18	2	5
Brasil	27	160	92	72	167	6	11
Chile	14	23	99	47	4	1	2
Costa Rica	12	29	97	82	1	5	6
Cuba	13	27	99	65	2	...	...
México	19	48	68	69	75	...	...
Paraguay	20	190	61	73	5	...	...
Uruguay	16	21	96	69	1	4	10

Fuente: Anuario estadístico de América Latina y el Caribe 2000, CEPAL.

<sup>a</sup> Los datos corresponden al año más reciente disponible.

**CUADRO 2: INDICADORES SELECCIONADOS DE SALUD (Continuación)**

País	Disponibilidad de proteínas (gramos por persona/día) 1996	Población con acceso a agua potable			Población con acceso a saneamiento		
		Total	Urbana 1995	Rural	Total	Urbana 1995	Rural
Argentina	97	65	71	24	75	80	42
Brasil	74	69	80	28	67	74	43
Chile	79	91	99	47	81	95	...
Costa Rica	74	100	100	99	97	100	95
Cuba	52	91	98	72	86	92	74
México	82	83	93	57	76	93	29
Paraguay	75	39	59	6	32	20	44
Uruguay	89	89	99	...	51	56	...

Fuente: Anuario estadístico de América Latina y el Caribe 2000, CEPAL.

<sup>b</sup> Se refiere a la población con conexión domiciliar o con fácil acceso.

<sup>c</sup> Se refiere a la población con servicios de alcantarillado y evacuación de excretas.

La estructura por edad muestra una población envejecida, siendo en el 2000 las personas mayores de 65 años el 12,9% del total. La tasa anual de crecimiento de este grupo es cuatro veces mayor que la del promedio del país.

**CUADRO 3: ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN TOTAL, POR GRUPOS DE EDAD**  
Porcentaje de la población total

País	1990					2000				
	Grupo de edades					Grupo de edades				
	0-14	15-34	35-49	50-64	65 y más	0-14	15-34	35-49	50-64	65 y más
Argentina	30.6	30.2	17.3	12.9	8.9	27.7	32.2	17.7	12.7	9.7
Brasil	34.7	36.4	15.8	8.8	4.3	28.8	36.5	19.5	10.0	5.2
Chile	30.1	36.4	17.2	10.2	6.1	28.5	32.2	20.5	11.6	7.2
Costa Rica	36.5	36.4	15.0	7.9	4.2	32.4	34.8	18.6	9.1	5.1
Cuba	23.1	38.2	18.5	11.9	8.4	21.2	32.9	21.7	14.6	9.6
México	38.6	36.7	13.5	7.2	4.0	33.2	37.4	16.2	8.5	4.7
Paraguay	42.0	34.6	13.2	6.5	3.7	39.6	34.2	15.9	6.9	3.5
Uruguay	26.0	29.9	17.3	15.3	11.5	24.8	30.0	18.3	14.0	12.9

Fuente: Anuario estadístico de América Latina y el Caribe 2000, CEPAL.

Excluye los países del Caribe de habla inglesa.

La demanda por servicios de salud ha presentado cambios en el Uruguay durante las últimas décadas, no existiendo ningún estudio que sistematice los determinantes de dicha demanda y las variaciones de la misma ante cambios, por ejemplo en el ingreso de la población.

## 2. El sector de la salud en Uruguay

Coexisten dos subsistemas en el sector salud uruguayo, uno público y otro privado. El subsector público del sistema de salud está compuesto por los servicios dependientes del Ministerio de Salud Pública (MSP), la Universidad de la República —a través del Hospital de Clínicas—, la Sanidad de las Fuerzas Armadas, la Sanidad Policial, servicios de salud de las Intendencias Municipales, servicios materno-infantiles del Banco de Previsión Social, y los servicios médicos de entes autónomos.

**CUADRO 4: POBLACIÓN POR PRINCIPAL COBERTURA TOTAL DE SALUD,**  
Según áreas y grupos de edades

Año 1996 (Censo de Población)								
	Total	MSP	Mutualistas	Sanidad Militar	Sanidad Policial	Otros	Sin cobertura	Ignorado
TOTAL PAIS	100,00	33,67	46,59	4,19	1,80	1,17	11,65	0,93
Menos de 15	25,09	12,25	7,19	1,25	0,52	0,22	3,26	0,40
De 15 a 49	47,89	14,23	23,34	2,19	0,85	0,60	6,33	0,35
De 50 a 64	14,22	3,45	8,44	0,47	0,25	0,20	1,32	0,09
De 65 a 79	10,01	2,91	5,94	0,23	0,15	0,12	0,60	0,06
De 80 ó más	2,79	0,83	1,68	0,05	0,03	0,03	0,14	0,03
AREA URBANA	100,00	33,15	47,31	4,40	1,91	1,15	11,17	0,91
Menos de 15	25,14	12,04	7,52	1,32	0,55	0,23	3,08	0,40
De 15 a 49	47,79	14,08	23,43	2,29	0,89	0,57	6,19	0,34
De 50 a 64	14,06	3,36	8,43	0,49	0,27	0,20	1,23	0,08
De 65 a 79	10,13	2,84	6,16	0,25	0,16	0,12	0,54	0,06
De 80 ó más	2,88	0,83	1,77	0,05	0,04	0,03	0,13	0,03
AREA RURAL	100,00	38,74	39,44	2,09	0,82	1,42	16,40	1,09
Menos de 15	24,77	14,39	3,97	0,55	0,23	0,16	5,02	0,45
De 15 a 49	48,86	15,66	22,45	1,26	0,45	0,89	7,72	0,43
De 50 a 64	15,78	4,29	8,54	0,20	0,09	0,27	2,27	0,12
De 65 a 79	8,73	3,56	3,74	0,07	0,04	0,08	1,17	0,07
De 80 ó más	1,86	0,84	0,74	0,01	0,01	0,02	0,22	0,02

Fuente: Anuario Estadístico 2000, INE

En el caso del MSP, los servicios son prestados a través de la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE) creada por ley en 1987. ASSE es un organismo autónomo con capacidad de transferir a los gobiernos departamentales la administración o el uso de establecimientos asistenciales propios y puede convenir con otras instituciones privadas el uso parcial de sus establecimientos. Proporciona servicios asistenciales a la población de escasos recursos, dispone de 65 establecimientos asistenciales en todo el país, con 8.553 camas ubicadas en hospitales para pacientes agudos o crónicos (unas 2.300 para crónicos) (OPS, 1998).

Por su parte, el Hospital de Clínicas, es un hospital universitario, con 700 camas, que brinda atención de tercer nivel a los usuarios del Ministerio y mediante el pago de un arancel al resto de la población (OPS, 1998).

La Sanidad de las Fuerzas Armadas tiene una cobertura aproximada de 220.000 personas y posee un hospital con 447 camas (OPS, 1998).

La Sanidad Policial posee un hospital de 70 camas y tiene una cobertura aproximada de 120.000 personas (OPS, 1998).

El Banco de Previsión Social cubre la atención del embarazo y del parto de las trabajadoras o esposas de trabajadores, así como la atención pediátrica hasta los 6 años de edad. Posee un hospital propio y varios centros materno- infantiles en Montevideo y en el departamento de Canelones. En el interior del país contrata los servicios con el MSP o las instituciones de asistencia médica colectiva.

El Banco de Seguros del Estado cuenta con un hospital de 160 camas en Montevideo y contrata servicios a terceros en el interior. Cubre las enfermedades ocupacionales y los accidentes de trabajo de los trabajadores cubiertos por la Dirección de los Seguros Sociales de Enfermedad (DISSE) (OPS, 1998).

Las intendencias municipales de todo el país brindan servicios de atención ambulatoria a la población general.

Los entes autónomos y servicios descentralizados son organismos estatales y paraestatales. Ofrecen servicios médicos muy diversos, desde la internación hasta el pago de la cuota de afiliación a un seguro privado, a elección del beneficiario.

Por otra parte, el sector privado está compuesto por Instituciones de Asistencia Médica Colectivas (IAMC), seguros parciales de salud, varios institutos de medicina altamente especializada, consultorios médicos particulares de pago por acto, sanatorios privados y algunas compañías de seguros extranjeras.

Las IAMC han estado fuertemente reguladas a partir de 1983 por los Ministerios de Salud Pública, Economía y Trabajo. Estas son un seguro de prepago de salud, en el cual la institución se compromete a brindar un conjunto de servicios a sus afiliados por parte de un cuerpo médico propio o contratado, en instalaciones propias o contratadas. Existen tres tipos de afiliación a una IAMC: afiliación colectiva estatal a través de DISSE, afiliación colectiva realizada por empresas privadas, y afiliación individual. Los trabajadores del sector privado tienen derecho al servicio que prestan estas instituciones a través del pago de la cuota que realiza DISSE.

**CUADRO 5: ESTIMACIÓN PUNTUAL DEL PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN URBANA POR DERECHOS ADQUIRIDOS PARA EL CUIDADO DE LA SALUD, 2000**  
según departamento

	Total	No Tiene	IAMC, Afiliación individual	IAMC, DISSE, y otros convenios	MSP	Otros públicos	Otros privados
Total País	100,0	4,4	27,9	17,2	36,1	11,7	2,7
Montevideo	100,0	4,7	36,8	21,3	23,3	11,5	2,3
Interior	100,0	4,2	19,2	13,2	48,6	11,8	3,1

Nota: La encuesta se realiza en localidades de 5000 habitantes o más.

Fuente: Encuesta Continua de Hogares 2000, INE

A su vez, como se observa en el cuadro 4 y 5, existen diferencias en cuanto a la cobertura en Montevideo e Interior Urbano. En el cuadro 4 se presentan los datos del Censo General de Población Hogares y Vivienda realizado en 1996, donde se les preguntaba “si tiene actualmente derechos vigentes en alguna institución para atender su salud en servicios de cobertura total”. Mientras que en el cuadro 5, se presentan los resultados de la Encuesta Continua de Hogares del año 2000, donde se pregunta “si tiene actualmente derechos vigentes en alguna institución para atender su salud”, el “no tiene” corresponde a no tener ni derechos de cobertura totales y parciales. Por lo tanto, el 4.4% de los hogares urbanos del país declaran no tener cobertura parcial ni total en el año 2000, cifra no comparable al 11.17% del Censo, debido que éstos son los hogares que declararon no tener cobertura total.

Según los datos más recientes de la Encuesta Continua de Hogares, aproximadamente un 58% tiene cobertura a través de las IAMC y un 23% a través del MSP, mientras que en el interior se invierten dichas cifras, cubriendo el MSP casi el 49% de la población y las IAMC el 32%. Esto se debe en parte a que las IAMC de Montevideo e Interior Urbano no es un conjunto homogéneo de instituciones. Las primeras aparecen como competitivas, dado que operan aproximadamente el 45% del total de las IAMC del país, proveyendo servicios al 60% del total de afiliados del sistema, con una penetración en el departamento (afiliados/población del departamento) del 76% en 1993, mientras que la penetración promedio por institución era aproximadamente un 4% (Triunfo, 2001). Por otra parte, estas instituciones se enfrentan a una gran oferta de insumos, tanto laborales (71 médicos cada 10.000 habitantes según datos de 1990) como tecnológicos.

Sin embargo, las instituciones del interior muchas veces son únicas en la localidad en que actúan, apareciendo como un mercado monopólico o en algunos casos oligopólico (Triunfo, 2001). Durante el período comprendido entre 1985 y 1993, existía una sola IAMC en ocho de las 18 capitales departamentales del interior. La penetración global era aproximadamente 30%, mientras que la promedio por institución era 23% en 1993. También el mercado de insumos que enfrentan es más concentrado, poca oferta de médicos (12 cada 10.000 habitantes según datos de 1990), así como de otros recursos.

En base a las Encuestas de Gastos e Ingresos de los Hogares (EGIH) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) disponibles para 1983 y 1995, es posible observar que hubo cambios, tanto en el nivel como en las pautas de consumo, quizás debido a alteraciones en: estilos de vida, ingreso, precios relativos, disponibilidad de bienes y servicios, etc. (INE, 1997). El gasto de consumo –incluido el valor locativo– aumentó en términos reales un 23% para Montevideo y un 28% para el Interior del país. La asistencia en salud es el segundo rubro en importancia del presupuesto familiar, llegando a ser el 14% del consumo declarado en Montevideo y el 12% en el Interior Urbano, mientras que si se analiza el gasto *per cápita*, en Montevideo se duplica el realizado en el interior del país. Esto último refleja la diferente cobertura del sistema de salud pública.



**CUADRO 6: GASTOS EN CUIDADOS MÉDICOS, 1994-1995**  
 Porcentaje del gasto total, por deciles de ingreso

	Deciles de ingreso									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Total País	8,8	11,3	11,6	13,1	12,5	10,9	11,3	10,7	8,7	6,6
Montevideo	8.8	11.3	12.4	13.6	13.4	12.5	12.3	11.8	9.9	7.7
Interior	4.3	9.4	9.1	12.6	10.9	9.4	10.8	11.0	8.4	7.0

Fuente: Elaboración propia en base a las EGIH, INE

Si se observa por deciles de ingreso, el gasto en salud crece más que el gasto de consumo total hasta el quinto decil, para luego perder participación relativa (INE, 1997).

A los efectos de identificar si las personas se asisten en el mismo centro donde declaran tener la cobertura, se les pregunta “

**CUADRO 7: ASISTENCIA Y ATENCIÓN MÉDICA PARA EL TOTAL PAÍS, 1994-1995**  
Porcentajes de la población, por deciles de ingreso

		Deciles de ingreso										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	TOTAL
Sin cobertura médica principal												
	Atención	22,5	28,4	12,1	9,1	10,2	6,1	3,6	3,4	3,3	1,5	100
	Asistencia	18,2	12,5	11,4	11,1	9,6	9,0	7,6	8,0	6,5	6,2	100
Cobertura médica pública <sup>1</sup>												
	Atención	35,1	19,3	14,1	9,5	6,9	5,1	5,5	2,1	2,0	0,5	100
	Asistencia	31,5	21,7	12,5	5,9	5,7	4,5	9,6	3,9	2,5	2,2	100
Cobertura médica principal mutual completa o parcial, afiliación directa												
	Atención	3,5	4,4	7,8	11,9	11,0	12,1	11,5	13,6	12,0	12,3	100
	Asistencia	2,8	3,8	6,8	16,7	10,0	11,8	17,1	8,4	12,5	10,2	100
Cobertura médica principal mutual completa a cargo de DISSE, otros organismos												
	Atención	6,1	8,4	10,1	16,5	10,2	11,5	11,3	10,9	8,0	7,2	100
	Asistencia	2,2	6,1	7,6	28,2	8,8	9,0	11,2	12,1	8,7	6,1	100
Cobertura médica principal de servicios de emergencia												
	Atención	16,6	16,5	9,3	13,6	17,6	6,2	4,9	7,9	2,6	4,8	100
	Asistencia	7,5	9,0	6,6	5,7	8,2	9,3	21,8	16,2	11,5	4,2	100
Cobertura médica en medicina particular o en empresa privada												
	Atención	2,3	1,2	5,7	7,9	6,1	8,6	14,9	10,3	22,5	20,7	100
	Asistencia	4,6	3,1	8,9	13,4	6,4	6,9	4,7	15,5	17,7	18,7	100

Nota: <sup>1</sup> MSP (carné gratuito y arancelado), asignaciones familiares, policlínicas municipales o vecinales, sanidad militar o policial, u otro organismo público

Fuente: Elaboración propia en base a las EGIH, INE

En los distintos deciles es menor el porcentaje de personas que se asisten en el sistema mutual respecto a las que declaran tener cobertura mutual. Esto podría estar relacionado con la existencia de copagos, ticket moderadores, etc., los cuales desestimulan la utilización de los servicios mutuales.

### 3. El modelo

Los determinantes del estado de salud son un insumo de especial importancia para las políticas públicas y fueron estudiados en primera instancia por Grossman, quien a partir de la teoría de capital humano de Becker (1965), construyó un modelo para individuos adultos donde los mismos demandan cuidados médicos para generar un buen estado de salud (Grossman, 1972a y 1972b; Mocan et al, 2000 ). El modelo es importante por dos razones. Primero porque el nivel de salud afecta el monto y la productividad de la oferta de trabajo de la economía. Segundo, los consumidores demandan buen estado de salud al contratar cuidados médicos (Jacobson, 2000). A su vez, ayuda a explicar conductas individuales con respecto a la salud, como el ser fumador, alcohólico, realizarse controles durante el embarazo, etc., así como predecir los efectos de regulaciones, nuevas tecnologías, cambios de gobiernos, etc.

En el modelo, el individuo adulto maximiza una función de utilidad intertemporal cuyos argumentos son los bienes de consumo y el tiempo de enfermedad a lo largo de su vida, sujeta a la inversión bruta en salud que quiera realizar y a la variación de sus activos financieros.

Del mismo surge que la demanda estructural de salud ( $H$ ) es (Grossman 1972<sup>a</sup>, Wagstaff 1986):

$$H = g(P^m, P^f, P^t, \mu, t, A, E)$$

donde  $P^m$  es el precio de los cuidados médicos,  $P^f$  es el precio de los alimentos,  $P^t$  es el costo del tiempo,  $\mu$  es el precio sombra de los activos iniciales,  $t$  es la edad del individuo,  $A$  son factores ambientales y  $E$  es la productividad de la inversión en salud.

Dado que el individuo demanda bienes y servicios que combinado con su propio tiempo genera el estado de salud, la demanda de bienes y servicios es una demanda derivada (Grossman, 1972<sup>a</sup>). La demanda derivada de cuidados médicos ( $M$ ) es:

$$M = m(H, P^m, P^f, P^t, t, A, E)$$

donde  $H$  es el *stock* de salud.

A partir de la demanda estructural y la demanda derivada se obtiene la forma reducida para la demanda de cuidados médicos, cuya implementación empírica es la que se estima<sup>1</sup>:

$$M = m_r(P^m, P^f, P^t, \mu, t, A, E)$$

---

<sup>1</sup> A pesar que no es el objetivo de este trabajo, una extensión futura es incorporar el planteo de Jacobson (2000), quien generaliza el modelo de decisión individual a uno de decisión familiar. En este sentido, la familia es la unidad económica, donde cada miembro es productor de su estado de salud y de los otros miembros, dependiendo de su propio ingreso y riqueza y de los otros miembros de la familia.

Por lo tanto, del modelo surge la diferencia entre la demanda por salud y la demanda por cuidados médicos.

En el caso de la demanda por salud, el problema es obtener una medida del *stock* de salud, por ejemplo en la literatura se utiliza la percepción subjetiva de la persona, índices creados a partir de las enfermedades declaradas, limitaciones, días declarados de enfermedad como indicador de morbilidad, etc. (Gerdtham, 1997, 1999). En estos casos importa determinar cuál es el efecto de un cambio en el estado de salud sobre las capacidades productivas de los individuos.

En el caso de la demanda por cuidados médicos un primer problema a resolver es el tratamiento de los hogares con gasto nulo. En ese sentido, se trabaja con el modelo propuesto por Heckman con corrección por selección muestral o modelo de selección muestral, donde se asume que la decisión de consumir o no cuidados médicos es independiente de la decisión del nivel del gasto, estimándose un modelo en dos etapas (Heckman, 1979).

Por lo tanto, se estima mediante un modelo *probit* la probabilidad que el hogar gaste en cuidados médicos y en una segunda etapa se estima un modelo de regresión lineal incorporando una variable que corrige el sesgo introducido por trabajar sólo con los individuos que consumen cuidados médicos ( $\lambda$ )<sup>2</sup>.

Para la segunda etapa la ecuación especificada es una curva de Engel, dado que si se mantienen los precios fijos, se observa cómo varía la demanda cuando varía el ingreso. Si dicha curva tiene pendiente positiva, el bien o servicio en cuestión se denomina bien normal, mientras que si es negativa se denominan bienes inferiores. A su vez, dentro de los bienes normales, si al aumentar el ingreso la demanda aumenta más (menos) que proporcionalmente se dice que el bien es de lujo (necesario).

Además de realizar las estimaciones de esta forma, también se opta por incorporar las características individuales y del hogar por entender que son fundamentales en las decisiones de consumo.

Al estimar elasticidad ingreso es fundamental definir el nivel de análisis, dado que las aparentes contradicciones empíricas pueden provenir de la confusión entre variaciones del ingreso o del gasto al interior de los grupos y entre los grupos (Getzen, 2000). En este trabajo se realizan las estimaciones con datos por hogar, obteniéndose elasticidades individuales, las cuales típicamente son menores a las elasticidades del gasto en cuidados médicos a nivel nacional.

Por otra parte, como aproximación al consumo se toma el porcentaje del gasto destinado a cuidados médicos en el total del gasto.

Respecto al ingreso como variable independiente, se toma el gasto total del hogar como *proxy* al mismo por dos motivos. Primero, porque tiene menos problemas de relevamiento y segundo

---

<sup>2</sup> Para que la ecuación de selección esté identificada el conjunto de variables explicativas debe incluir al menos una variable que no esté incluida en la ecuación de interés (Maddala, 1983).

para evitar problemas de endogeneidad. Esto se debe a que si el individuo se enferma reduce su ingreso y aumenta el gasto en cuidados médicos, debido a la legislación existente. En particular, en Uruguay, existe un seguro de enfermedad que cubre el 70% del salario base con un tope de hasta tres salarios mínimos por un año, con una posible extensión de un año adicional para trabajadores de DISSE.

En la literatura se han utilizado diferentes formas funcionales para describir la relación entre el ingreso o gasto y la demanda de un bien o servicio. En este trabajo se ha optado por las siguientes especificaciones:

- Hausman et al (1995)

$$G_i = \alpha + \beta \log(G) + \gamma \log^2(G) + \delta \log^3(G) + \varphi(X)$$

donde  $G_i$  es la participación en el gasto del bien o servicio  $i$ ,  $G$  es el gasto total *per cápita* y  $X$  es el vector de características del hogar y de sus integrantes.

La elasticidad ingreso resultante es:

$$E = \frac{\beta + 2\gamma \log(G) + 3\delta \log^2(G)}{\alpha + \beta \log(G) + \gamma \log^2(G) + \delta \log^3(G) + \varphi(X)} = \frac{\beta + 2\gamma \log(G) + 3\delta \log^2(G)}{\hat{G}_i}$$

donde los logaritmos del gasto así como las variables  $X$  son tomadas en la media,  $\hat{G}_i$  es la participación estimada en el gasto del bien o servicio  $i$ .

En el caso de no incorporar el vector  $X$ , la elasticidad resultante es simplemente  $\hat{G}_i$ .

- Doblelogarítmica

$$\log(G_i) = \alpha + \beta \log(G) + \varphi(X)$$

La elasticidad ingreso resultante tanto si se consideran o no las características incluidas en  $X$  es:

$$E = 1 + \beta$$

## 4. Datos

Los datos son extraídos de la EGIH realizada por el INE entre 1994-1995<sup>3</sup>. Dicha encuesta se realiza en zonas urbanas de más de 10.000 habitantes, trabajándose con los datos expandidos.

**CUADRO 8: NÚMERO DE ENCUESTAS REALIZADAS POR CIUDAD**

	1994-1995	
	Número	%
Colonia	367	10
Durazno	349	9
Florida	-	-
Fray Bentos	-	-
Maldonado	369	10
Montevideo	1916	51
Rivera	372	10
Salto	376	10
Total	3749	100

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Gastos e Ingresos del INE.

La variable dependiente son las diferentes participaciones del gasto en cuidados médicos en el total del gasto del hogar. Como se observa en el cuadro, aumentó el porcentaje de hogares que consumen cualquier tipo de cuidado médico, habiendo un 10% de hogares que declaran no haber gastado en ningún rubro de salud en 1994-1995, mientras que en 1982-1983 correspondía a un 22% de los hogares.

El gasto en cuidados médicos pasó de ser aproximadamente un 8% del total del gasto en 1982-1983 a un 10% en 1994-1995.

<sup>3</sup> La otra EGIH es la realizada entre 1982-1983, no disponiéndose de los microdatos para esta primera aproximación al tema.

**CUADRO 9: GASTOS EN CUIDADOS MÉDICOS EN EL TOTAL DEL GASTO, 1994-1995**  
 Datos expandidos, por decil de ingreso, total país

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Todos los deciles
<b>Medicamentos y farmacia</b>	<b>1,33</b>	<b>1,35</b>	<b>1,08</b>	<b>1,50</b>	<b>1,27</b>	<b>1,23</b>	<b>1,39</b>	<b>1,18</b>	<b>1,15</b>	<b>0,90</b>	<b>1,18</b>
Antidiarreicos, Laxantes	0,00	0,06	0,02	0,01	0,00	0,02	0,05	0,02	0,00	0,00	0,02
Sicofármacos	0,03	0,00	0,05	0,00	0,01	0,00	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02
Antigripales, Analgésicos	0,22	0,17	0,15	0,14	0,17	0,11	0,13	0,17	0,09	0,08	0,13
Antinceptivos Orales	0,00	0,01	0,01	0,08	0,04	0,03	0,04	0,02	0,01	0,01	0,02
Antibióticos	0,14	0,07	0,07	0,07	0,10	0,12	0,09	0,14	0,12	0,06	0,10
Vitaminas, Tónicos, Complementos											
Alimenticios	0,06	0,03	0,01	0,07	0,03	0,03	0,07	0,03	0,06	0,06	0,05
Medicamentos Varios	0,42	0,51	0,33	0,35	0,38	0,42	0,55	0,41	0,42	0,30	0,40
Antireumáticos	0,02	0,01	0,03	0,01	0,01	0,03	0,02	0,00	0,00	0,01	0,01
Antiinflamatorios	0,01	0,00	0,01	0,02	0,02	0,00	0,01	0,01	0,02	0,00	0,01
Para Afecciones Respiratorias	0,02	0,00	0,00	0,09	0,04	0,00	0,01	0,04	0,01	0,00	0,02
Cardiovasculares	0,00	0,01	0,04	0,05	0,09	0,05	0,02	0,02	0,07	0,08	0,05
Dermatológico	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,01	0,00	0,01
Antialérgicos	0,02	0,02	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01
Antiácidos y Digestivos	0,03	0,00	0,02	0,05	0,03	0,04	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02
Edulcorantes	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01
Otros	0,15	0,28	0,23	0,41	0,23	0,27	0,28	0,18	0,23	0,19	0,24
Medicamentos en Viajes	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00
Productos Farmacéuticos y de Higiene, Otros	0,18	0,16	0,11	0,15	0,11	0,08	0,07	0,09	0,08	0,05	0,09
Termómetros, Jeringas	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00
<b>Anteojos y otros aparatos médicos</b>	<b>0,07</b>	<b>0,52</b>	<b>0,19</b>	<b>0,27</b>	<b>0,15</b>	<b>0,23</b>	<b>0,39</b>	<b>0,25</b>	<b>0,25</b>	<b>0,18</b>	<b>0,24</b>
Anteojos y Lentes de Contacto	0,05	0,48	0,17	0,17	0,15	0,21	0,30	0,21	0,21	0,15	0,20
Aparatos Ortopédicos	0,00	0,02	0,00	0,07	0,00	0,02	0,08	0,04	0,03	0,02	0,03
Aparatos Terapéuticos	0,02	0,01	0,02	0,04	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01
<b>Servicios Médicos</b>	<b>7,42</b>	<b>9,54</b>	<b>10,23</b>	<b>10,66</b>	<b>10,89</b>	<b>9,47</b>	<b>9,32</b>	<b>8,90</b>	<b>7,22</b>	<b>5,18</b>	<b>8,31</b>
Medico General	0,00	0,02	0,01	0,05	0,03	0,04	0,00	0,02	0,02	0,03	0,02
Medico Especialista	0,02	0,14	0,02	0,06	0,02	0,12	0,05	0,11	0,19	0,11	0,10
Tratamiento Sicoterapéutico	0,01	0,01	0,00	0,00	0,02	0,01	0,06	0,08	0,14	0,15	0,08
Servicios Odontológicos	0,30	0,43	0,49	0,76	1,10	0,67	0,69	1,08	0,86	0,78	0,78
Servicio de Enfermero, Practicante	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,04	0,03	0,02
Análisis, Radiografías	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,01
Residenciales de Ancianos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,05	0,00	0,08	0,06	0,06	0,04
Cuota Mutua	3,98	5,19	7,11	6,45	6,95	6,26	6,25	5,42	4,49	3,07	5,19
Ordenes, Ticket de Análisis y Medicamentos	0,22	0,51	0,42	0,95	1,21	0,86	1,18	1,16	0,66	0,42	0,77
Sanidad Policial y Militar	2,23	2,54	1,26	1,50	0,69	0,54	0,28	0,21	0,16	0,04	0,59
Servicios de Emergencia Móvil	0,65	0,70	0,90	0,88	0,84	0,91	0,80	0,71	0,61	0,46	0,70
<b>Atención hospitalaria</b>	<b>0,03</b>	<b>0,04</b>	<b>0,09</b>	<b>0,65</b>	<b>0,17</b>	<b>0,01</b>	<b>0,20</b>	<b>0,38</b>	<b>0,08</b>	<b>0,32</b>	<b>0,22</b>

Parto	0,00	0,00	0,03	0,02	0,02	0,00	0,07	0,00	0,03	0,02	0,02
Servicio de Internacion, Intervencion Quirurgica	0,03	0,03	0,06	0,60	0,15	0,00	0,06	0,25	0,01	0,19	0,14
Clinicas Privadas de Atencion de la Salud	0,00	0,02	0,00	0,04	0,00	0,01	0,07	0,13	0,04	0,11	0,06
<b>Seguro por accidente y enfermedad</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>	<b>0,01</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<b>Total gastos en cuidados médicos</b>	<b>8,84</b>	<b>11,45</b>	<b>11,60</b>	<b>13,09</b>	<b>12,48</b>	<b>10,95</b>	<b>11,30</b>	<b>10,70</b>	<b>8,71</b>	<b>6,58</b>	<b>9,96</b>
<b>Porcentaje del gasto del decil en el gasto total</b>	<b>2,97</b>	<b>5,02</b>	<b>5,91</b>	<b>7,33</b>	<b>8,77</b>	<b>8,92</b>	<b>9,80</b>	<b>11,52</b>	<b>14,97</b>	<b>21,02</b>	<b>100,00</b>

Fuente: Elaboración propia en base a las EGIH, INE

Observando dichos porcentajes para Montevideo e interior del país, se constata que en Montevideo se gasta más en cuidados médicos (11% Montevideo, 9.3% interior del país). Por rubros de cuidados médicos, las diferencias mayores se encuentran en servicios médicos (9.2% Montevideo, 7.4% interior), servicios médicos no mutuales (1.3% Montevideo, 0.7% interior) y servicios médicos mutuales y colectivos (7.9% Montevideo, 6.7% interior).

El número de hogares que declaran gastos en los diferentes rubros ha sido el determinante de las elasticidades estimadas, dado que pocas observaciones aumentan los errores estándares y por lo tanto el nivel de significación de las mismas. A continuación, se presentan los rubros seleccionados, para los cuales se realizan las estimaciones.

**CUADRO 10: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS GASTOS EN CUIDADOS MÉDICOS**  
total país

	1994-1995		
	Número de hogares que gastan en el rubro	Media del porcentaje del gasto en cuidados médicos sobre el gasto total	Desviación estándar del porcentaje del gasto en cuidados médicos sobre el gasto total
Medicamentos	1408	3.3	4.5
Servicio Odontológico	503	4.0	4.7
Emergencia Móvil	1590	1.6	1.2
Mutualista	3132	8.9	6.1
Cuidados Médicos	3394	10.81	7.5
<b>TOTAL</b>			

Nota: Los datos corresponden únicamente a los hogares que presentan gastos positivos.

Fuente: Elaboración propia en base a las EGIH, INE

Se observa que los hogares que gastan en cuidados médicos duplicaron los realizados en mutualista y emergencia móvil en el periodo analizado, siendo en promedio un 8.9% y 1.6% del total del gasto en 1994-1995 respectivamente.

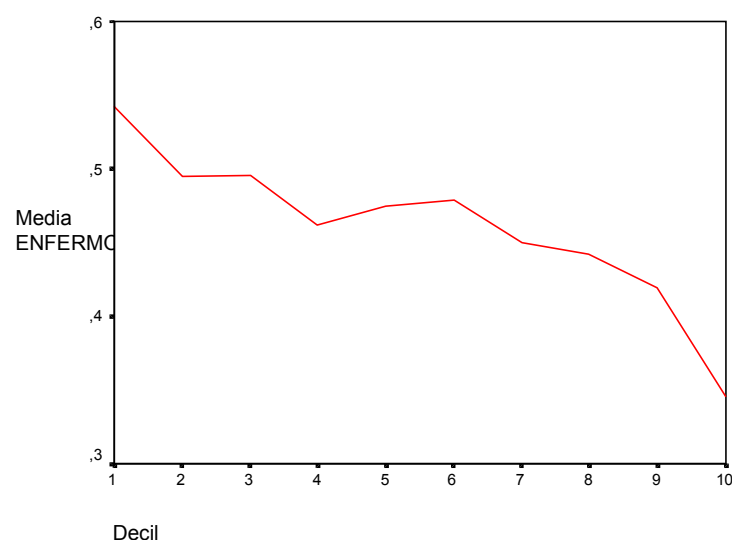
Dado que el gasto en cuidados médicos de los hogares depende del tipo de cobertura principal



que tengan los miembros del hogar, se incorpora el tipo de cobertura médica (AT) afectando la probabilidad que el hogar gaste en cuidados médicos y el tipo de asistencia médica (AS) afectando el nivel del gasto (ver Anexo 1).

Respecto a la productividad de la inversión en salud y la depreciación del *stock* de salud, dependen de diferencias biológicas, de la edad, etc. Se toman las siguientes variables como aproximaciones: cantidad de mujeres y hombres del hogar por grupos de edad y la variable denominada ENFERMOS, cantidad de miembros del hogar que se declaran con síntomas de enfermedad en el último mes. El 36.6% de las personas declaran tener síntomas de enfermedad en el último mes, si se observa por deciles, en promedio el número de miembros del hogar que declaran síntomas de enfermedad es mayor en los deciles de menores ingresos.

**GRÁFICA 1: MIEMBROS CON SÍNTOMAS DE ENFERMEDAD**  
Por decil de ingreso



Agrupando a la población en dos grandes grupos, se observa que para el 60 más pobre el promedio de miembros del hogar que declaran síntomas de enfermedad en el último mes es significativamente mayor que en el resto, aunque la diferencia en términos de miembros del hogar no es grande<sup>4</sup>.

Como una condicionante ambiental y dado que el sector salud en Uruguay tiene diferencias para Montevideo y el Interior del país, se incorpora una variable binaria que da cuenta del departamento en que se encuentra el hogar (DEPTO), afectando la probabilidad de gastar en cuidados médicos no así el nivel de gasto.

<sup>4</sup> En el 60% de los hogares más pobres hay un promedio de 0.4 miembros del hogar que declaran tener síntomas de enfermedad en el último mes, mientras que en el resto es 0.5. A través de la prueba de Levene se encontró que dicha diferencia es significativa (t-test = -2.9)

En el anexo 1 se presentan las definiciones de las variables independientes usadas en el modelo *probit* y en la regresión (Heckman).

Para determinar las variaciones de la elasticidad por deciles de ingresos sería importante realizar las estimaciones para los diferentes grupos de ingreso. Sin embargo, al reducirse los grados de libertad, aumentan los errores estándares, por lo que únicamente se realizaron las estimaciones para tres grupos de ingresos: deciles 1 al 3, deciles 4 al 7 y deciles 8 al 10.

## 5. Antecedentes

Dado el debate existente respecto a si los gastos en cuidados médicos son un bien de lujo, parece importante realizar una síntesis de los resultados obtenidos a nivel microeconómico en distintos países (Getzen, 2000).

**CUADRO 11: ELASTICIDADES INGRESO PARA GASTOS MÉDICOS**  
observaciones a nivel microeconómico

Referencia	País	Gasto médico	Elasticidad ingreso
USPHS (1960)	Estados Unidos	Visitas médicas	0.1
USPHS (1960)	Estados Unidos	Visitas odontológicas	0.8
American Medical Association (1978)	Estados Unidos	Gastos odontológicos	1.0-1.7
Andersen & Benham (1970)	Estados Unidos	Gastos en médicos	0.4
Andersen & Benham (1970)	Estados Unidos	Gastos odontológicos	1.2
Hahn & Lefkowitz (1992)	Estados Unidos	Gastos odontológicos	1.0
Parker & Wong (1997)	México	Gastos médicos	0.9-1.6
Mocan et al (2000)	China urbana sin variables binarias por provincias	Gastos médicos	0.65-0.82
Mocan et al (2000)	China urbana con variables binarias por provincias	Gastos médicos	0.28-0.32

Los estudios de caso presentados indican que en general los gastos en cuidados médicos son un bien necesario, la excepción la constituye los gastos odontológicos cuya elasticidad supera la unidad en casi todos los trabajos.

## 6. Resultados

Los principales resultados de la bondad de ajuste de los diferentes modelos estimados se presentan en el anexo 2. A los efectos de comparar las especificaciones de Hausman con y sin variables y Doblelogarítmica con y sin variables, se realiza el contraste de la razón de verosimilitud, rechazándose en todos los casos que los coeficientes de las variables distintas del

gasto sean cero. Por lo tanto, al comentar las estimaciones de las elasticidades nos referiremos únicamente a las Hausman y Doblelogarítmica con variables.

El *test* de Wald reportado indica, para todas las estimaciones, que los coeficientes de la regresión son distintos de cero.

El *test* de rho presentado<sup>5</sup> indica que en la mayoría de los casos es significativamente distinto de cero, por lo que se justifica el modelo de selección muestral de Heckman. Las excepciones a lo anterior son los modelos Hausman con variables para el gasto en mutualistas y la especificación Doblelogarítmica con variables para el gasto en medicamentos. En estos casos, las elasticidades para la regresión de mínimos cuadrados ordinarios dan los mismos resultados.

A continuación, se presenta el cálculo de las elasticidades ingreso para el total del país. Los errores estándar, sesgos e intervalos de confianza al 95% se estimaron con el procedimiento de *bootstrapping*, donde se optó por la aproximación normal con 100 replicaciones (Stata, 1999).

**CUADRO 12: ELASTICIDADES PARA EL TOTAL DE LA MUESTRA**

Rubro	Modelo	Elasticidad Observada	Desviación estándar	Intervalo de confianza (95%)
CUIDADOS MÉDICOS	Hausman con variables	0.898	0.024	0.849-0.946
	Hausman sin variables	0.951	0.030	0.891-1.010
	Doblelogarítmica con variables	0.903	0.041	0.821-0.985
	Doblelogarítmica sin variables	0.986	0.037	0.910-1.060
MUTUALISTA	Hausman con variables	0.682	0.029	0.623-0.740
	Hausman sin variables	0.775	0.044	0.688-0.863
	Doblelogarítmica con variables	0.636	0.035	0.566-0.707
	Doblelogarítmica sin variables	0.748	0.036	0.677-0.819
MEDICAMENTOS	Hausman con variables	1.356	0.258	0.845-1.869
	Hausman sin variables	1.083	0.122	0.839-1.325
	Doblelogarítmica con variables	0.971	0.092	0.788-1.115
	Doblelogarítmica sin variables	1.084	0.086	0.913-1.255
EMERGENCIA MÓVIL	Hausman con variables	0.475	0.027	0.422-0.529
	Hausman sin variables	0.592	0.155	0.284-0.901
	Doblelogarítmica con variables	0.215	0.097	0.022-0.408
	Doblelogarítmica sin variables	0.542	0.085	0.374-0.711
SERVICIOS ODONTOLÓGICOS	Hausman con variables	0.978	0.068	0.844-1.112
	Hausman sin variables	1.034	0.128	0.780-1.288
	Doblelogarítmica con variables	1.121	0.138	0.847-1.396
	Doblelogarítmica sin variables	0.938	0.127	0.686-1.190

Por lo tanto, se encuentra que el gasto en cuidados médicos es un bien necesario según la

<sup>5</sup> El *test* realiza la comparación de la verosimilitud conjunta de un modelo probit independiente para la ecuación de selección y un modelo de regresión contra la verosimilitud del modelo Heckman (StataCorp (1999)).

elasticidad ingreso para la mayoría de los rubros, salvo para medicamentos y servicios odontológicos donde no es posible rechazar que sean bienes de lujo, más allá de la especificación utilizada.

Sin embargo, para el rubro de cuidados médicos agrupados la elasticidad ingreso es muy cercana a la unidad, lo cual implicaría que si aumenta el ingreso de la población aumentaría casi en la misma proporción el gasto en cuidados médicos.

Para saber si la elasticidad ingreso difiere por estratos se realizan las estimaciones para el total de cuidados médicos para tres grupos de ingresos: deciles 1 a 3, deciles 4 a 7 y deciles 8 a 10. En estos casos, al igual que para el total, se rechazan las especificaciones sin variables demográficas a favor de las especificaciones que incluyen dichas variables.

**CUADRO 13: ELASTICIDADES PARA EL TOTAL DE LA MUESTRA**  
por deciles de ingreso

<b>Rubro: CUIDADOS MÉDICOS</b>	<b>Modelo</b>	<b>Elasticidad Observada</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>
Total	Hausman con variables	0.898	0.024	0.849-0.946
	Hausman sin variables	0.951	0.030	0.891-1.010
	Doblelogarítmica con variables	0.903	0.041	0.821-0.985
	Doblelogarítmica sin variables	0.986	0.037	0.910-1.060
Decil 1 a 3	Hausman con variables	1.136	0.133	0.871-1.400
	Hausman sin variables	1.304	0.135	1.036-1.571
	Doblelogarítmica con variables	1.346	0.195	0.958-1.733
	Doblelogarítmica sin variables	1.384	0.128	1.129-1.638
Decil 4 a 7	Hausman con variables	0.919	0.061	0.797-1.041
	Hausman sin variables	1.038	0.069	0.899-1.176
	Doblelogarítmica con variables	0.966	0.078	0.810-1.122
	Doblelogarítmica sin variables	1.062	0.076	0.910-1.214
Decil 8 a 10	Hausman con variables	0.783	0.042	0.698-0.867
	Hausman sin variables	0.774	0.074	0.626-0.922
	Doblelogarítmica con variables	0.689	0.074	0.543-0.836
	Doblelogarítmica sin variables	0.672	0.085	0.503-0.842

Como se observa, no es posible rechazar la hipótesis que el gasto en cuidados médicos sean un bien de lujo para los deciles más pobres de la población, mientras que se constata que es un bien necesario para el 30% de los hogares de mayores ingresos.

## 7. Conclusiones

Se estiman curvas de Engel para una serie de gastos en cuidados médicos utilizando datos de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares de 1994-1995 (INE). Las estimaciones se realizan utilizando técnicas paramétricas controlando por el sesgo de selección muestral de

Heckman.

Las variables explicadas han sido la proporción del gasto en cuidados médicos en relación al gasto total de cada hogar. El ingreso es la principal variable explicativa y se aproxima por el gasto total del hogar. Se especifican dos formas funcionales para las curvas de Engel: Hausman y Doblelogarítmica; para cada una de ellas se estima un modelo que incluye variables demográficas (modelo con variables) y un modelo que no las incluye (modelo sin variables). En base a las estimaciones realizadas se calculan las elasticidades ingreso y su intervalo de confianza al 95% utilizando el procedimiento de *bootstrapping*.

Los modelos con variables, tanto en la especificación de Hausman como en la especificación Doblelogarítmica, demostraron ser mejores que los modelos sin variables (test de Wald). En todos los casos presentados, las estimaciones son significativas al 95%.

El trabajo concluye que los cuidados médicos son un bien necesario (el aumento del ingreso de los hogares provoca un incremento del gasto en cuidados médicos) con excepción de los medicamentos y los servicios odontológicos para los que no es posible rechazar la hipótesis de que sean bienes de lujo. Al considerar el gasto en cuidados médicos en su conjunto, se comprueba que se trata de un bien necesario pero la elasticidad ingreso es muy cercana a la unidad. No obstante, al realizar las estimaciones por estratos de ingreso se verifica que solo para el 30% de los hogares más ricos es posible rechazar la hipótesis de que los cuidados médicos constituyen un bien de lujo. Dicho de otra forma, para los estratos de menores ingresos, los cuidados médicos es probable que sean un bien de lujo mientras que para los estratos de mayores ingresos es un bien necesario.

Este trabajo constituye un primer intento de estimación de elasticidades ingreso para los gastos en cuidados médicos en Uruguay. La incorporación de variables que den cuenta de la productividad de la inversión en salud, de la depreciación del *stock* de salud y de condiciones ambientales que afecten tanto la probabilidad de gastar en cuidados médicos como el nivel del gasto a realizar, mejoraría dichas estimaciones. Del mismo modo en futuros desarrollos sería importante realizar las estimaciones para la otra EGIH disponible (1982-1983), así como para otras especificaciones funcionales.

## 8. Bibliografía

American Medical Association (1978): "The demand for health care, report of the National Commission on the cost of medical care 1976-1977", *American Medical Association, Chicago*.

Andersen & Benham (1970): "Factors affecting the relationship between family income and medical care consumption", en *Empirical Studies in Health Economics*, Klarman, H. E. (Ed.), John Hopkins Baltimore.

Becker, G.S. (1965): "A theory of the allocation of time", *The Economic Journal* 75, 493-517.

Gerdtham, U.-G. & M. Johannesson (1997): "New estimates of the demand for health: results based on a categorical health measure and Swedish micro data", *Working Paper Series in Economics and Finance* N° 205.

Gerdtham, U.-G., m. Johannesson, L. Lundberg & D. Isacson (1999): "The demand for health: results from new measures of health capital", *European Journal of Political Economy* Vol. 15, 501-521.

Getzen, T. E. (2000): "Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures", *Journal of Health Economics* 19 (2000) 259-270.

Grossman, M. (1972a): The demand for health: A theoretical and empirical investigation, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.

Grossman, M. (1972b): "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2:3.

Hahn, B. & J. Lefkowitz (1992): "Annual expenses and sources of payment for health care services", *National Medical Expenditure Survey Research Findings 14. AHCPH Pub. 93-0007, Public Health Service, Rockville, M.D.*

Hausman, J.A., W.K. Newey & J.L. Powell (1995): "Nonlinear errors in variables. Estimation of some Engel curves", *Journal of Econometrics*, 65.

Heckman, J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47.

Jacobson, L. (2000): "The family as producer of health: an extended grossman model", *Journal of Health Economics* 19 (2000) 611-637.

Labbadie, G., Sánchez, D., Siandra, E. & Triunfo, P.: "Regulation of Pre-paid Health Services in Different Market Structures: Competitive and Monopolistic Behavior in Uruguay", final report to WHO (World Health Organization) Geneva, January 2001.

Maddala, G. (1983): “Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics”, New York: Cambridge University Press.

Mocan, N, E. Tekin & J. S. Zax (2000): “The demand for medical care in urban China”, *National Bureau of Economic Research, Working Paper 7673*.

Organización Panamericana de la Salud, 1998: “La salud en las Américas”, Washington, D.C.

Parker, S. & R. Wong (1997): “Household income and health care expenditures in Mexico”, *Health Policy 40*.

StataCorp (1999): Stata Statistical Software, Release 6.0. College Station.

Triunfo, Patricia (2001): “Economías de escala y de alcance de las instituciones de asistencia médica colectiva en Uruguay”, Documento de Trabajo N° 12/2001, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.

USPHS (1960): “ Health Statistics from the U.S. National Health Survey July 1957-June 1959”, *U.S. Public Health Service, Series B.. USGPO, Washington, D.C.*

Wagstaff, A. (1986): "The demand for health: Some new empirical evidence," *Journal of Health Economics*, 5: 195-233.

## 9. Anexo 1

### DEFINICIÓN DE VARIABLES INDEPENDIENTES

Variable	Definición	Modelo
GASTOTD	Gasto total del hogar deflactado por el IPC <i>per cápita</i>	Selección
AT1	Número de miembros del hogar sin cobertura médica principal	Selección
AT2	Número de miembros del hogar con cobertura médica principal en el MSP (carné gratuito y arancelado), asignaciones familiares, policlínicas municipales o vecinales, sanidad militar o policial, u otro organismo público	Selección
AT3	Número de miembros del hogar con cobertura médica principal mutual completa afiliación directa o mutual servicios parciales	Selección
AT4	Número de miembros del hogar con cobertura médica principal mutual completa a cargo de DISSE, otros organismos	Selección
AT5	Número de miembros del hogar con cobertura médica principal de servicios de emergencia	Selección

AT6	Número de miembros del hogar con cobertura médica en medicina particular o en empresa privada	Selección
DEPTO	Variable binaria que toma el valor 1 si es Montevideo, 0 interior del país	Selección
AS1	Número de miembros del hogar sin cobertura médica principal	Curva de Engel
AS2	Número de miembros del hogar que se asiste en el MSP (carné gratuito y arancelado), asignaciones familiares, policlínicas municipales o vecinales, sanidad militar o policial, u otro organismo público	Curva de Engel
AS3	Número de miembros del hogar que se asiste en mutual completa afiliación directa o mutual servicios parciales	Curva de Engel
AS4	Número de miembros del hogar que se asiste en mutual completa a cargo de DISSE, otros organismos	Curva de Engel
AS5	Número de miembros del hogar que se asiste en servicios de emergencia	Curva de Engel
AS6	Número de miembros del hogar que se asiste en medicina particular o en empresa privada	Curva de Engel
MUJER14	Número de mujeres en el hogar menores a 15 años	Selección y Curva de Engel
MUJER15-40	Número de mujeres en el hogar entre 15 y 40 años	Selección y Curva de Engel
MUJER41-65	Número de mujeres en el hogar entre 41 y 65 años	Selección y Curva de Engel
MUJER66	Número de mujeres en el hogar mayores a 65 años	Selección y Curva de Engel
HOMBRE14	Número de hombres en el hogar menores a 15 años	Selección y Curva de Engel
HOMBRE15-40	Número de hombres en el hogar entre 15 y 40 años	Selección y Curva de Engel
HOMBRE41-65	Número de hombres en el hogar entre 41 y 65 años	Selección y Curva de Engel
HOMBRE66	Número de hombres en el hogar mayores a 65 años	Selección y Curva de Engel
ENFERMOS	Número de miembros del hogar que declaran síntomas de enfermedad en el último mes	Selección y Curva de Engel



## 10. Anexo 2

### MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS

Heckman selection model  
(regression model with sample selection)

Number of obs	=	3749
Censored obs	=	355
Uncensored obs	=	3394
Wald chi2(18)	=	332.27
Prob > chi2	=	0.0000

Log likelihood = 998035

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.140273	.0488107	-2.874	0.004	-.2359402	-.0446057
/lnsigma	-2.671523	.0363544	-73.486	0.000	-2.742776	-2.60027
rho	-.1393601	.0478627			-.2316574	-.0445762
sigma	.0691468	.0025138			.0643913	.0742536
lambda	-.0096363	.0032224			-.0159521	-.0033205

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 8.26 Prob > chi2 = 0.0041

### MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS

Heckman selection model  
(regression model with sample selection)

Number of obs	=	3749
Censored obs	=	355
Uncensored obs	=	3394
Wald chi2(3)	=	76.82
Prob > chi2	=	0.0000

Log likelihood = 945269.4

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.1912865	.0597983	-3.199	0.001	-.3084891	-.0740839
/lnsigma	-2.61256	.0358153	-72.945	0.000	-2.682757	-2.542363
rho	-.1889871	.0576626			-.2990619	-.0739487
sigma	.0733466	.0026269			.0683744	.0786803
lambda	-.0138615	.0041239			-.0219443	-.0057788

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 10.23 Prob > chi2 = 0.0014

### MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS

Heckman selection model  
(regression model with sample selection)

Number of obs	=	3749
Censored obs	=	355
Uncensored obs	=	3394
Wald chi2(16)	=	261.95
Prob > chi2	=	0.0000

Log likelihood = -1272406

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.4286877	.0637327	-6.726	0.000	-.5536015	-.3037739
/lnsigma	-.1834324	.0445047	-4.122	0.000	-.2706599	-.0962048
rho	-.404224	.053319			-.5032146	-.2947625
sigma	.8324082	.0370461			.7628759	.908278
lambda	-.3364794	.0511201			-.4366729	-.2362859

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 45.24 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      3749
(regression model with sample selection)  Censored obs      =      355
                                          Uncensored obs    =      3394
                                          Wald chi2(1)     =      0.12
Log likelihood = -1320734      Prob > chi2       =      0.7313

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.587543	.0869037	-6.761	0.000	-.7578713	-.4172148
/lnsigma	-.1228288	.0434546	-2.827	0.005	-.2079982	-.0376595
rho	-.5281262	.0626648			-.6398214	-.3945815
sigma	.884415	.0384319			.8122085	.9630408
lambda	-.4670828	.0650526			-.5945835	-.3395821

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 45.71 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: MUTUALISTAS**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      3749
(regression model with sample selection)  Censored obs      =      617
                                          Uncensored obs    =      3132
                                          Wald chi2(18)    =      591.43
Log likelihood = 1056382      Prob > chi2       =      0.0000

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.0144132	.0568018	-0.254	0.800	-.1257426	.0969162
/lnsigma	-2.910973	.0475947	-61.162	0.000	-3.004257	-2.817689
rho	-.0144122	.05679			-.1250841	.0966139
sigma	.0544227	.0025902			.0495756	.0597438
lambda	-.0007844	.0030838			-.0068284	.0052597

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.06 Prob > chi2 = 0.7997

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: MUTUALISTAS**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      3749
(regression model with sample selection)  Censored obs      =      617
                                          Uncensored obs    =      3132
                                          Wald chi2(3)     =      163.46
Log likelihood = 1011954      Prob > chi2       =      0.0000

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.0365925	.0618205	-0.592	0.554	-.1577585	.0845735
/lnsigma	-2.858434	.0541777	-52.760	0.000	-2.96462	-2.752248
rho	-.0365762	.0617378			-.1564626	.0843724
sigma	.0573585	.0031076			.0515801	.0637843
lambda	-.002098	.0035048			-.0089673	.0047714

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.35 Prob > chi2 = 0.5539

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: MUTUALISTAS**

Heckman selection model Number of obs = 3749  
 (regression model with sample selection) Censored obs = 617  
 Uncensored obs = 3132  
 Wald chi2(16) = 372.38  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Log likelihood = -1088505

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.2599859	.0608586	-4.272	0.000	-.3792666	-.1407051
/lnsigma	-.3748537	.0300819	-12.461	0.000	-.4338132	-.3158942
rho	-.2542823	.0569236			-.3620704	-.1397838
sigma	.6873898	.020678			.6480333	.7291366
lambda	-.1747911	.0407915			-.254741	-.0948412

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 18.25 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO SIN VARIABLES: MUTUALISTAS**

Heckman selection model Number of obs = 3749  
 (regression model with sample selection) Censored obs = 617  
 Uncensored obs = 3132  
 Wald chi2(1) = 46.73  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Log likelihood = -1136573

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.3551027	.0660815	-5.374	0.000	-.48462	-.2255854
/lnsigma	-.3130629	.0308948	-10.133	0.000	-.3736156	-.2525102
rho	-.3408931	.0584023			-.449936	-.2218351
sigma	.7312039	.0225904			.6882414	.7768483
lambda	-.2492624	.0444261			-.3363359	-.1621889

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 28.88 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: MEDICAMENTOS**

Heckman selection model Number of obs = 3749  
 (regression model with sample selection) Censored obs = 2341  
 Uncensored obs = 1408  
 Wald chi2(11) = 6184.60  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Log likelihood = 237350.9

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	16.08521	.0619378	259.699	0.000	15.96381	16.2066
/lnsigma	-2.82762	.	.	.	.	.
rho	1	2.63e-15			1	1
sigma	.0591535	.			.	.
lambda	.0591535	1.57e-16			.0591535	.0591535

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 67443.69 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: MEDICAMENTOS**

```

Heckman selection model
(regression model with sample selection)
Number of obs      =      3749
Censored obs      =      2341
Uncensored obs    =      1408
Wald chi2(1)     =      128.24
Prob > chi2      =      0.0000
Log likelihood = 228285.8

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	14.31536	.0701675	204.017	0.000	14.17784	14.45289
/lnsigma	-2.8	.0883585	-31.689	0.000	-2.973179	-2.62682
rho	1	1.03e-13			1	1
sigma	.0608101	.0053731			.0511405	.072308
lambda	.0608101	.0053731			.050279	.0713411

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 41622.91 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: MEDICAMENTOS**

```

Heckman selection model
(regression model with sample selection)
Number of obs      =      3749
Censored obs      =      2341
Uncensored obs    =      1408
Wald chi2(16)     =      67.64
Prob > chi2      =      0.0000
Log likelihood = -1301654

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	.3748596	.3324538	1.128	0.260	-.2767378	1.026457
/lnsigma	.2684638	.102574	2.617	0.009	.0674224	.4695052
rho	.358235	.2897892			-.2698832	.7724835
sigma	1.307954	.1341621			1.069747	1.599203
lambda	.4685548	.4249303			-.3642933	1.301403

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1.27 Prob > chi2 = 0.2595

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO SIN VARIABLES: MEDICAMENTOS**

```

Heckman selection model
(regression model with sample selection)
Number of obs      =      3749
Censored obs      =      2341
Uncensored obs    =      1408
Wald chi2(1)     =      1.15
Prob > chi2      =      0.2834
Log likelihood = -1320024

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	.4790215	.2499766	1.916	0.055	-.0109236	.9689667
/lnsigma	.3374449	.0912984	3.696	0.000	.1585033	.5163865
rho	.4454597	.2003727			-.0109231	.7482498
sigma	1.401362	.1279422			1.171756	1.675961
lambda	.6242504	.3341361			-.0306443	1.279145

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3.67 Prob > chi2 = 0.0553

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: EMERGENCIA MÓVIL**

Heckman selection model (regression model with sample selection)      Number of obs = 3749  
 Censored obs = 2159  
 Uncensored obs = 1590  
 Wald chi2(18) = 280.07  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 869983.8

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.2141411	.0931093	-2.300	0.021	-.3966319	-.0316503
/lnsigma	-4.601202	.0635697	-72.380	0.000	-4.725796	-4.476608
rho	-.2109268	.0889668			-.3770634	-.0316397
sigma	.0100398	.0006382			.0088637	.0113719
lambda	-.0021177	.0008903			-.0038626	-.0003727

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 5.29 Prob > chi2 = 0.0215

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: EMERGENCIA MÓVIL**

Heckman selection model (regression model with sample selection)      Number of obs = 3749  
 Censored obs = 2159  
 Uncensored obs = 1590  
 Wald chi2(3) = 90.70  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 845547.5

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.0531728	.1293614	-0.411	0.681	-.3067165	.2003709
/lnsigma	-4.560842	.0674258	-67.642	0.000	-4.692994	-4.42869
rho	-.0531227	.1289964			-.297447	.1977318
sigma	.0104533	.0007048			.0091592	.0119301
lambda	-.0005553	.0013433			-.0031881	.0020775

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.17 Prob > chi2 = 0.6810

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: EMERGENCIA MÓVIL**

Heckman selection model (regression model with sample selection)      Number of obs = 3749  
 Censored obs = 2159  
 Uncensored obs = 1590  
 Wald chi2(16) = 309.21  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -947239

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.8224448	.3053633	-2.693	0.007	-1.420946	-.2239436
/lnsigma	-.4330673	.0773917	-5.596	0.000	-.5847522	-.2813825
rho	-.6763983	.1656551			-.8897961	-.2202736
sigma	.6485168	.0501898			.5572439	.7547396
lambda	-.4386557	.1401301			-.7133056	-.1640057

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 7.25 Prob > chi2 = 0.0071

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO SIN VARIABLES: EMERGENCIA MÓVIL**

Heckman selection model (regression model with sample selection)      Number of obs = 3749  
 Censored obs = 2159  
 Uncensored obs = 1590  
 Wald chi2(1) = 22.94  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -984923

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.045549	.4050693	-0.112	0.910	-.8394703	.7483723
/lnsigma	-.4951171	.0243407	-20.341	0.000	-.542824	-.4474101
rho	-.0455175	.4042301			-.6855284	.6341769
sigma	.6094996	.0148357			.5811049	.6392817
lambda	-.0277429	.2463381			-.5105567	.455071

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.01 Prob > chi2 = 0.9105

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 1 A 3**

Heckman selection model (regression model with sample selection)      Number of obs = 1117  
 Censored obs = 237  
 Uncensored obs = 880  
 Wald chi2(18) = 170.93  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 179398.8

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.1183584	.0749993	-1.578	0.115	-.2653544	.0286375
/lnsigma	-2.529408	.0526971	-47.999	0.000	-2.632692	-2.426123
rho	-.1178088	.0739584			-.2592969	.0286297
sigma	.0797062	.0042003			.0718847	.0883788
lambda	-.0093901	.0057989			-.0207556	.0019755

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 2.49 Prob > chi2 = 0.1145

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 1 A 3**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1117  
 Censored obs = 237  
 Uncensored obs = 880  
 Wald chi2(3) = 19.07  
 Prob > chi2 = 0.0003

Log likelihood = 165732.9

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.095989	.0897596	-1.069	0.285	-.2719146	.0799366
/lnsigma	-2.472716	.04867	-50.806	0.000	-2.568107	-2.377324
rho	-.0956953	.0889376			-.2654055	.0797668
sigma	.0843555	.0041056			.0766806	.0927985
lambda	-.0080724	.0073959			-.0225681	.0064233

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1.14 Prob > chi2 = 0.2849

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 1 A 3**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1117  
 Censored obs = 237  
 Uncensored obs = 880  
 Wald chi2(16) = 143.38  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -427945.4

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.4029583	.0884484	-4.556	0.000	-.576314	-.2296026
/lnsigma	.0470815	.0758993	0.620	0.535	-.1016785	.1958415
rho	-.3824773	.0755094			-.5199812	-.2256512
sigma	1.048207	.0795583			.9033199	1.216334
lambda	-.4009156	.0967109			-.5904655	-.2113657

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 20.76 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 1 A 3**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1117  
 Censored obs = 237  
 Uncensored obs = 880  
 Wald chi2(1) = 11.35  
 Prob > chi2 = 0.0008

Log likelihood = -441088.5

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.4060526	.1031488	-3.937	0.000	-.6082205	-.2038848
/lnsigma	.1014406	.0750472	1.352	0.176	-.0456492	.2485305
rho	-.3851159	.0878503			-.5428733	-.2011059
sigma	1.106764	.0830596			.955377	1.28214
lambda	-.4262325	.116157			-.653896	-.198569

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 15.50 Prob > chi2 = 0.0001

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 4 A 7**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1516  
 Censored obs = 94  
 Uncensored obs = 1422  
 Wald chi2(16) = 98.60  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 466223.8

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.394333	.0971076	-4.061	0.000	-.5846604	-.2040055
/lnsigma	-2.730162	.046275	-58.999	0.000	-2.82086	-2.639465
rho	-.3750896	.0834453			-.5260445	-.2012217
sigma	.0652087	.0030175			.0595547	.0713995
lambda	-.0244591	.0057453			-.0357197	-.0131985

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 16.49 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 4 A 7**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1516  
 Censored obs = 94  
 Uncensored obs = 1422  
 Wald chi2(2) = 2.28  
 Prob > chi2 = 0.3203

Log likelihood = 441261.9

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.4592612	.1088874	-4.218	0.000	-.6726766	-.2458458
/lnsigma	-2.662565	.0477873	-55.717	0.000	-2.756226	-2.568903
rho	-.4294819	.0888026			-.5867378	-.2410097
sigma	.0697691	.0033341			.0635311	.0766195
lambda	-.0299645	.006749			-.0431923	-.0167368

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 17.79 Prob > chi2 = 0.0000

**MODELO DOBLE LOGARÍTMICO CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 4 A 7**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1516  
 Censored obs = 94  
 Uncensored obs = 1422  
 Wald chi2(15) = 114.01  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -423512.1

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.5437768	.1352932	-4.019	0.000	-.8089467	-.2786069
/lnsigma	-.3975462	.0564584	-7.041	0.000	-.5082026	-.2868899
rho	-.4958415	.1020302			-.6690088	-.2716153
sigma	.6719669	.0379381			.6015759	.7505944
lambda	-.3331891	.0777272			-.4855316	-.1808466

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 16.15 Prob > chi2 = 0.0001



**MODELO DOBLELOGARÍTMICO SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 4 A 7**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      1516
(regression model with sample selection)  Censored obs      =         94
                                          Uncensored obs    =      1422
                                          Wald chi2(1)     =         0.76
Log likelihood = -443967.3      Prob > chi2       =      0.3832

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.7903894	.1956543	-4.040	0.000	-1.173865	-.4069141
/lnsigma	-.3360892	.0579854	-5.796	0.000	-.4497386	-.2224399
rho	-.6586296	.1107808			-.8255072	-.3858493
sigma	.7145593	.041434			.6377948	.8005632
lambda	-.4706299	.0945075			-.6558611	-.2853987

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 16.32 Prob > chi2 = 0.0001

**MODELO HAUSMAN CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 8 A 10**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      1116
(regression model with sample selection)  Censored obs      =         24
                                          Uncensored obs    =      1092
                                          Wald chi2(17)    =      105.34
Log likelihood = 393628.1      Prob > chi2       =      0.0000

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.0067732	.1338762	-0.051	0.960	-.2691657	.2556193
/lnsigma	-2.789234	.0911029	-30.616	0.000	-2.967793	-2.610676
rho	-.0067731	.13387			-.2628484	.2501936
sigma	.0614683	.0055999			.0514167	.0734848
lambda	-.0004163	.0082036			-.0164951	.0156624

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.00 Prob > chi2 = 0.9596

**MODELO HAUSMAN SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 8 A 10**

```

Heckman selection model      Number of obs      =      1116
(regression model with sample selection)  Censored obs      =         24
                                          Uncensored obs    =      1092
                                          Wald chi2(3)     =         36.74
Log likelihood = 366278.3      Prob > chi2       =      0.0000

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.0732285	.1762309	-0.416	0.678	-.4186348	.2721778
/lnsigma	-2.697112	.0979488	-27.536	0.000	-2.889088	-2.505136
rho	-.0730979	.1752893			-.3957797	.2656501
sigma	.0673999	.0066017			.0556269	.0816645
lambda	-.0049268	.0116112			-.0276844	.0178308

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.17 Prob > chi2 = 0.6778

**MODELO DOBLELOGARÍTMICO CON VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 8 A 10**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1116  
 Censored obs = 24  
 Uncensored obs = 1092  
 Wald chi2(16) = 184.14  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -337006.3

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.379016	.3575155	-1.060	0.289	-1.079734	.3217016
/lnsigma	-.3300538	.0859707	-3.839	0.000	-.4985533	-.1615543
rho	-.3618526	.3107034			-.7931003	.3110447
sigma	.7188851	.061803			.6074088	.8508203
lambda	-.2601304	.2266802			-.7044155	.1841546

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1.12 Prob > chi2 = 0.2891

**MODELO DOBLELOGARÍTMICO SIN VARIABLES: CUIDADOS MÉDICOS DECIL 8 A 10**

Heckman selection model  
 (regression model with sample selection)

Number of obs = 1116  
 Censored obs = 24  
 Uncensored obs = 1092  
 Wald chi2(1) = 18.68  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -360608.4

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	-.7936032	.4628041	-1.715	0.086	-1.700683	.1134762
/lnsigma	-.2435167	.0861113	-2.828	0.005	-.4122917	-.0747416
rho	-.6604454	.2609345			-.9354943	.1129916
sigma	.7838664	.0674998			.6621311	.9279832
lambda	-.5177009	.2242367			-.9571967	-.0782052

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 2.94 Prob > chi2 = 0.0864