

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

## **Documentos de Trabajo**

### *El estado de salud de los uruguayos*

Ianina Rossi, Fernanda Tellechea, Fiorella Tramontin, Patricia Triunfo

**Documento No. 21/06**  
Diciembre, 2006

# **El estado de salud de los uruguayos\***

Diciembre de 2006

Ianina Rossi\*\*

Fernanda Tellechea\*\*

Fiorella Tramontin

Patricia Triunfo\*\*

---

\* El presente documento se basa en el trabajo de investigación monográfica presentado por tres de las autoras para obtener el título de Licenciado en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República (orientadora: Patricia Triunfo).

\*\* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

## RESUMEN

La literatura muestra que el estado de salud está afectado no sólo por factores médicos sino también por variables socioeconómicas. En el presente trabajo se analizan las vinculaciones entre el estado de salud, medido a través de la autopercepción de la ocurrencia de enfermedades en los últimos 12 meses, y la situación socioeconómica de los individuos. A través de la utilización de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de Uruguay de 1991 a 2000, se estiman modelos *probit*, encontrando que tienen una menor probabilidad de declarar un mal estado de salud los hombres, los solteros, quienes no viven solos, los más jóvenes, los ocupados, y quienes tienen un nivel de instrucción formal mayor a 5 años. Asimismo, al evaluar la evolución del estado de salud de los individuos en el período considerado, se encuentra que la probabilidad de tener un mal estado de salud presenta una tendencia descendente, pasando de 0.34 en el año 1991 a 0.25 en el año 2000.

**Palabras clave:** capital humano, capital salud, estado de salud.

**JEL:** I12, J24, D12

## ABSTRACT

Research has established that health status is affected not only by medical factors but also by socioeconomic variables. In this paper we analyze the links between health status (measured by self-reported illness occurrence in the last 12 months) and individuals' socioeconomic situation. Using the annual households surveys of Uruguay for the period 1991 to 2000, we compute *probit* models and find that men, unmarried, those who do not live alone, young people, those who have a job and those with more than 5 years of education, have a smaller probability of reporting a bad health status. Also, we evaluate the evolution of self-reported health status during this 10-years period and find that the probability of reporting a bad health status has a descendent trend, being 0,34 in 1991 and 0,25 in 2000.

**Key words:** health capital, health status, human capital

**JEL:** I12, J24, D12

## 1. INTRODUCCIÓN

La literatura sobre economía de la salud, en particular para países desarrollados, muestra que el estado de salud de los individuos está afectado no sólo por factores médicos sino también por variables socioeconómicas, tales como ingreso, educación, situación laboral, y factores ambientales, afectivos y emocionales.

En este sentido, en un estudio realizado para Suecia, utilizando datos del *Level of Living Survey* de 1991, se encuentra que la probabilidad de tener un buen estado de salud se reduce con la edad de los individuos, para quienes no están en pareja, tienen sobrepeso, viven en grandes ciudades, y para los hombres; a la vez que se incrementa con el ingreso y la educación (Gerdtham et al, 1997).

Para Estados Unidos, Rhum (2001) utilizando micro datos de personas de 30 o más años entre 1972-1981, obtenidos de la *National Health Interview Surveys*, investiga la relación entre el estado de salud y la utilización de cuidados médicos con las condiciones macroeconómicas. Como aproximaciones al estado de salud el autor incluye el haber padecido determinadas enfermedades, el tener limitaciones de actividad, la autopercepción del estado general de salud, y la utilización de cuidados médicos. El principal resultado es que existe una relación negativa entre crecimiento económico y salud física, en especial para hombres y personas ocupadas. Por el contrario, la salud mental sería procíclica.

En este marco, habría tres motivos por los cuales la salud podría empeorar cuando existe una buena condición económica: se reduce el tiempo dedicado a actividades no de mercado, aumenta el estrés relacionado con el trabajo, y el mayor ingreso puede llevar a que se realicen actividades recreativas más riesgosas para la salud.

Por su parte, para Fogel et al (2003), el incremento de la longevidad en Estados Unidos desde 1970, se debe en mayor medida a las mejoras en la nutrición, educación y otros estándares de vida, que a la medicina clínica.

Asimismo, Costa et al (2003) al analizar la notable disminución de la mortalidad de los adultos mayores en el mundo desarrollado, encuentran que los cambios en las condiciones físicas y sociales en las que los individuos viven, son la principal causa de dicha disminución. Factores tales como haber contraído alguna enfermedad infecciosa, haber tenido una mala nutrición, pertenecer a un

nivel socioeconómico bajo, o estar expuesto a peligros ocupacionales, tienen un efecto permanente en la salud de las personas. En este documento, así como en el de Fogel et al (2003), se utilizan datos longitudinales históricos de personas que sufrieron variaciones extremas en su ambiente con el propósito de estudiar el rol del estrés ambiental en el ciclo de vida. En este sentido, se encontró que aquellos nacidos en primavera, quienes vivían en grandes ciudades, y que pertenecían a un nivel socioeconómico bajo durante su niñez y juventud, vivieron menos años y tenían una probabilidad menor de llegar a la ancianidad.

A su vez, Fogel (2004) utilizando datos de la tasa de mortalidad infantil entre 1900 y 1950 para las seis ciudades más grandes de Estados Unidos, encuentra que las condiciones de vida durante la infancia afectan el estado de morbilidad durante la adultez. De hecho, la cantidad de individuos que se ven afectados por una enfermedad crónica particular a edades específicas, y la edad a la que aparecen las enfermedades crónicas, han disminuido durante el siglo XX. Según este autor, esto se relaciona con mejoras en el entorno y en el aumento del tamaño corporal, que derivan, principalmente, de condiciones socioeconómicas más favorables en el pasado reciente.

Respecto a la relación entre salud y educación, estudios que miden el estado de salud a través de morbilidad y mortalidad, encuentran diferencias sustanciales según el nivel educativo. Esto se debería a que las personas con mayor nivel de instrucción suelen cuidarse más y ser más propensas a utilizar el sistema de salud, lo cual lleva a un aumento de la desigualdad en cuidados médicos y en los estados de salud individuales.

Sin embargo, Grignon (2005) utilizando información sobre la discapacidad corregida por la esperanza de vida ("*DALE*"), los gastos en salud en dólares corregidos por PPP para varios países en el año 1997, y datos sobre la media de años de educación de la población de 15 y más años en 1995, encuentra que la educación tiene retornos decrecientes. De hecho, tiene un impacto nulo luego de traspasado el umbral de los 8 años de educación curricular.

Otros estudios se centran en el efecto del ingreso y de la desigualdad del mismo sobre la salud. Por un lado, se plantea que el nivel de ingreso del país se encuentra positivamente relacionado con el estado de salud de los individuos, y, por otro lado, que la desigualdad en los ingresos de una sociedad se encuentra negativamente relacionada con el estado de salud de los individuos que la componen. Esto es de especial importancia si se toma en cuenta el hecho de que la demanda por cuidados médicos tiene una elasticidad ingreso relativamente alta.

No obstante, Deaton (2001), utilizando información de cortes por país sobre mortalidad de adultos en países ricos y mortalidad infantil en países pobres y ricos, encuentra resultados divergentes. La salud estaría afectada por el ingreso absoluto y no por el relativo. Sin embargo, estas conclusiones pueden estar sesgadas por el hecho que el autor no cuenta con información confiable sobre la desigualdad del ingreso para los países en vías de desarrollo.

Para Uruguay, existe literatura económica que estudia la relación entre la salud de los individuos y las variables socioeconómicas para cohortes etarios específicos, no así análisis globales de la población ni evolución temporal.

En este sentido, centrándose en los adultos mayores montevideanos, Rossi et al (2004), utilizando la Encuesta Salud, Bienestar y Envejecimiento (SABE, MSP-OPS-OMS, 2001), encuentran que los individuos con menor nivel educativo, los sedentarios, aquellos con deficiencias nutricionales, los que tienen solamente cobertura pública de salud, y las mujeres, tendrían una mayor probabilidad de tener un peor estado de salud, medido a través de las limitaciones funcionales, enfermedades crónicas o autoreporte. Otra conclusión relevante es que las circunstancias vividas en las primeras etapas de la vida tienen un fuerte impacto en las condiciones de salud en la adultez.

Jewell et al (2006), utilizando la misma fuente de información pero para los cinco países donde fue realizada (Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay), encuentran que la relación entre las medidas socioeconómicas y el autoreporte de salud es relativamente consistente entre estos cinco países. Los resultados indican que impacta positivamente en la salud, la buena nutrición, mayores niveles educativos, tener un estilo de vida activo y los que están satisfechos con su nivel de ingreso actual.

Para el cohorte etario extremo de los jóvenes de 14 a 19 años, Jewell et al (2005), utilizando la Encuesta sobre Salud y Redes Sociales (dECON-UdelaR, 2004), encuentran que la probabilidad de tener un mejor estado de salud depende de la educación del joven, de su estado nutricional, de sus hábitos saludables (como el no fumar, realizar actividad física, etc.), de la ciudad donde vive (aumenta si vive en ciudades pequeñas), si cuenta con capital social, y de la privación relativa del hogar donde habita.

En este estudio, a través de la utilización de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) anuales del Instituto Nacional de Estadística (INE), relevadas durante el período 1991-2000, se analizará la relación entre el estado de salud de todos los uruguayos de 18 años o más –medido a través del autoreporte de los individuos- y variables socioeconómicas, mediante la estimación de modelos *probit*. Cabe destacar que la reformulación en el año 2001 de la ECH impide realizar dicho análisis hasta el momento actual.

## 2. METODOLOGÍA

Siguiendo el modelo de inversión en salud de Grossman (1972a, 1972b, 2003), se asume que los individuos heredan un *stock* de salud inicial que se deprecia a lo largo del tiempo, y que puede ser incrementado por la inversión. Se trata de individuos racionales con información perfecta, por lo tanto, no existiría incertidumbre acerca de la ocurrencia ni de la duración de la enfermedad.

En este marco y según el autor, existen dos razones por las cuales los individuos demandan salud. Por un lado, forma parte de sus funciones de preferencias, es decir, la enfermedad genera desutilidad. Por otro lado, la salud determina el tiempo disponible para otras actividades, por lo tanto afecta tanto el ocio como el ingreso de los individuos.

Se supone que los individuos obtienen utilidad en cualquier período  $t$  del ingreso y del stock de salud en el momento  $t$ ,  $H_t$ . En cualquier período de tiempo  $t$ ,  $H_t$  es igual al stock de salud heredado del periodo anterior,  $H_{t-1}$ , más la inversión de salud realizada en dicho periodo,  $I_{t-1}$ , menos el monto de salud perdido debido a la depreciación. Por consiguiente, el stock de salud en cualquier periodo  $t$  es el siguiente:

$$(1) \quad H_t = H_{t-1} + I_{t-1} - d_{t-1}H_{t-1}; \text{ o}$$

$$(2) \quad H_t = (1 - d_{t-1})H_{t-1} + I_{t-1},$$

donde  $d_{t-1}$  es la tasa de depreciación en el período  $t - 1$ , la cual es un número entre 0 y 1.

La maximización de la utilidad intertemporal sujeta a las restricciones presupuestales y a la ecuación (2), produce una ecuación para el stock óptimo de salud, por lo tanto, el monto óptimo de inversión en salud, en cualquier período de tiempo. Suponiendo que el individuo tiene el stock óptimo de salud en cada período, es posible resolver la ecuación (2) para el stock óptimo de salud en el período  $T$ .

Sea  $a_{t-1}$  igual a  $1-d_{t-1}$  y  $\theta$  el stock inicial de salud. Sustituyendo el óptimo  $H_t$  para  $t > T$  resulta en la siguiente condición, la cual describe el stock de salud del individuo en el período  $T$ :

$$(3) \quad H_T = \prod_i a_{T-i} \theta + \sum_j I_{T-j} \prod_k a_{T-k},$$

donde  $i = 1, \dots, T, j = 1, \dots, T-1, k = 0, \dots, j-1$ , y  $a_T = 1$ . Nótese que el stock de salud en el período  $T$  es igual al valor depreciado del stock inicial de salud más la suma de los valores depreciados de todas las inversiones de salud hasta el período  $T$ .

Como se observa en la ecuación (3),  $H_T$  es una función de las tasas de depreciación, de las inversiones en salud, y del stock inicial de salud del individuo, información que está contenida en la ecuación (4).

$$(4) \quad H_T = F[d, I, \theta]$$

En la forma general de la ecuación (4),  $F$  es la forma de la función de  $H_T$  (determinado por la relación entre depreciación en salud e inversión a lo largo del tiempo),  $d$  es un vector de  $T-1$  tasas de depreciación, e  $I$  es un vector de  $T-1$  inversiones en salud. Dado que el monto real de depreciación en salud e inversión es difícil de observar a lo largo del tiempo, muchos estudios estiman la ecuación (4) a través de aproximaciones para la depreciación y la inversión.

Asumiendo función lineal para  $F$ , tenemos que:

$$(5) \quad H_T = \Omega\beta + \varepsilon,$$

Donde  $H_T$  es el capital actual de salud en el período  $T$ . Por otra parte, el vector  $\Omega$  contiene las variables independientes (medidas de  $d, I, y \theta$ ), el vector  $\beta$  contiene los coeficientes a estimar, y  $\varepsilon$  es el término de error.

En forma genérica, puede esperarse una relación negativa entre la variable que aproxima el buen estado de salud y las variables independientes que aumentan la depreciación del *stock* de salud, y una positiva con aquellas variables que incrementan la inversión en salud o su productividad. Dentro de las variables vinculadas a la depreciación, pueden citarse la edad, el consumo de sustancias nocivas para la salud como las drogas, el tabaco y el alcohol, el sedentarismo, la dieta no balanceada, la práctica de actividades recreativas riesgosas, entre otras. Respecto de las variables que afectan la inversión en capital salud se encuentran factores socioeconómicos y culturales, como ser el sexo, el nivel educativo, el estado civil, el ingreso, etc. Influiría también aquí el capital social



con el que cuenta el individuo, como las redes familiares y la calidad de los vínculos afectivos y estables que brindan seguridad y estabilidad emocional.

El *stock* de salud real de los individuos en cualquier momento del tiempo constituye la variable no observada. Tradicionalmente, se medía a través de indicadores que recogían las pérdidas del mismo, como muerte o enfermedad, para cuya construcción se utilizaba la información proveniente de los servicios de salud y estadísticas vitales (INDEC, 2003). La ampliación de dicho concepto, ha llevado a incorporar diferentes indicadores como ser la autopercepción de los individuos, enfermedades crónicas, limitaciones físicas, consultas realizadas en un período, entre otros<sup>1</sup>.

### **3. INFORMACIÓN**

Se utilizan las ECH relevadas durante el período 1991-2000. Cabe destacar que en 1998 se introdujeron algunos cambios que podrían afectar la comparabilidad de los resultados obtenidos antes y después de dicho corte. Al respecto, Bucheli et al (2001) citan la actualización de la muestra y la exclusión de las localidades con menos de 5000 habitantes, de acuerdo a los datos del Censo de Población y Viviendas de 1996, y la modificación en el régimen de sustitución de viviendas.

El cambio en la muestra se caracterizó principalmente por la inclusión de la periferia de Montevideo y de las principales ciudades del interior del país. Por otra parte, se procedió a excluir las localidades entre 900 y 5000 habitantes, y se modificó el criterio de selección de localidades. En este sentido, se estableció que aquellas con 15000 o más habitantes debían a partir de entonces ser incluidas de forma obligatoria. Respecto al resto, es decir aquellas con 5000 a 15000 habitantes, se pasó a incluir una por cada departamento que posee por lo menos una localidad con estas características, con probabilidad conforme al número de habitantes. Por otra parte, se procedió a sustituir aquellas viviendas que no corresponden, es decir que no se vinculan al menos a un hogar. Por último, se modificó de 3 a 6 las visitas fallidas necesarias para sustituir una vivienda válida por otra.

Con el objetivo de contar con muestras más comparables, se eliminarán de las ECH entre los años 1991 y 1997, a las localidades de menos de 5000 habitantes. Igualmente, se tendrá especial precaución al analizar los cambios entre los años 1997 y 1998.

---

<sup>1</sup> La autopercepción es un indicador que puede estar sujeto a sesgos por endogeneidad y/o errores de medida.

Las ECH del período 1991-2000 incluyen una pregunta acerca de la autopercepción del individuo de su estado de salud, indicador confiable y muy frecuentemente utilizado para medir la salud de los individuos.<sup>2</sup> Este tipo de medida discreta captura información importante y es un buen predictor de la mortalidad (Connelly et al, 1989; Idler et al, 1991). La variable dependiente es construida a través de la pregunta: “¿En los últimos doce meses se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica de algún tipo?<sup>3</sup> 1. No se sintió enfermo(a); 2. Se sintió enfermo(a), pero no requirió asistencia médica; 3. Se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica en institución; 4. Se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica particular. La misma es especificada como una variable binaria que toma el valor 1 cuando el individuo se ha sentido enfermo (mal estado de salud), y 0 en caso contrario (buen estado de salud), estimándose un modelo *probit*.

Como se observa en el cuadro 1, la distribución de la población según la atención médica requerida, permite categorizar la variable dependiente en forma dicotómica.

<b>CUADRO 1: Autopercepción del estado de salud de los uruguayos de 18 años y más, porcentajes.</b>			
	<b>1991</b>	<b>1995</b>	<b>2000</b>
No se sintió enfermo	65.71	64.80	72.67
Se sintió enfermo pero no requirió asistencia médica	3.55	1.52	1.07
Se sintió enfermo y requirió asistencia médica en institución	30.06	33.39	25.91
Se sintió enfermo y requirió asistencia médica particular	0.68	0.28	0.35
Total	100.00	100.00	100.00
Fuente: Elaboración propia en base a información de la ECH 1991-2000, INE.			

El porcentaje de la población de 18 y más años que no se sintió enferma ha aumentado en el decenio, pasando de un 66% en 1991 a un 73% en 2000. Cabe destacar que en el año 1999 el país entra en una recesión económica, cuyos efectos seguramente no son recogidos en la ECH del año 2000, dado que es dable esperar que se observe un cierto rezago entre el momento en que cae el nivel de actividad y el momento en que esto afecta la salud de los individuos.

<sup>2</sup> Véase por ejemplo: Baker et al (2001), Benítez-Silva et al (2000), Bound (1991), Idler et al (1997), Mossey et al (1982), Rossi et al (2004), Salas (2002). Asimismo, existen trabajos recientes en Uruguay que se basan en otros indicadores y/o en fuentes de información diferentes a las que se utilizarán en el presente estudio, con los cuales se podría eventualmente realizar una comparación de resultados.

<sup>3</sup> El informante en estas encuestas es un miembro del hogar mayor de 18 años (excepto servicio doméstico), que sea capacitado mentalmente y que posea conocimientos suficientes de los otros miembros del hogar.

Por otro lado, se observa que el porcentaje de personas que se sintieron enfermas pero no requirieron asistencia médica ha experimentado un decremento en el período de estudio, pasando de un 10% a un 4% de las personas que efectivamente se sintieron enfermas. No se dispone de datos acerca de las afecciones, como para saber si se trata de un cambio en las mismas, en la toma de conciencia de la población, o de disponibilidad de ingreso, etc. En este sentido, las personas podrían consultar más ante la ocurrencia de cualquier enfermedad cuando la economía se encuentra en expansión, por tener un mayor ingreso; mientras que al contar con menos dinero para tratar las enfermedades, los individuos podrían ser más tolerantes frente a las mismas.

<b>CUADRO 2: Personas que se sintieron enfermas en el período, porcentajes.</b>			
	<b>1991</b>	<b>1995</b>	<b>2000</b>
No requirió asistencia	10.34	4.33	3.91
Sí requirió asistencia médica	89.66	95.67	96.09
Total	100.00	100.00	100.00
Fuente: Elaboración propia en base a ECH 1991-2000, INE.			

En este tipo de estudios pueden existir sesgos de selección, en la medida que al utilizar el autoreporte de los individuos, se analizan individuos que están vivos. De acuerdo a Heckman (1979) y Greene (1981), el uso de muestras no aleatoriamente seleccionadas para estimar relaciones de comportamiento, deriva en errores de especificación que son resultado de la carencia de ciertos datos. Los datos de la muestra deberían ser tomados de una población mayor, individuos vivos y muertos. Según Heckman (1979), la carencia de datos lleva a estimadores inconsistentes, y establece que se pueden obtener estimadores consistentes si se realizan análisis *probit* para la muestra completa. Lo anterior implica estimar la probabilidad de que un individuo tenga un buen o mal estado de salud condicional a que está vivo.

No obstante, existen estudios que controlando por las características socioeconómicas de los individuos que han fallecido, utilizando paneles completos e incompletos, encuentran que el sesgo de selección de Heckman no es significativo (Salas, 2002).

Dado que no es posible aplicar la solución propuesta por Heckman, puesto que en la ECH no se dispone de las características de los individuos que han fallecido, y dados los hallazgos de Salas (2002), se seguirá la solución planteada por Rossi et al (2004), que consiste en incluir en el análisis las variables que determinan la esperanza de vida de los individuos, como la edad y el sexo.

## **Variables independientes**

Las variables que se consideran inciden en el estado de salud de los individuos y, eventualmente algunas de ellas en el hecho de que consulten o no, se agrupan en características socioeconómicas y factores ambientales.

El primer grupo puede considerarse como el conjunto de variables que determinan la inversión del individuo en capital salud, dentro del cual se encuentran la edad, el sexo, el estado civil, la educación, el ingreso, el lugar de residencia y el capital social.

En relación a la edad, se agrupa en cinco tramos etarios: 18 a 29 años de edad (categoría omitida), 30 a 39, 40 a 49, 50 a 59, y 60 y más años. Se genera una variable binaria por tramo que adopta el valor 1 si el individuo pertenece a dicho grupo. La elección de la mayor amplitud del primer tramo, se debe a que no se considera que existan diferencias significativas en lo que respecta al estado de salud de los individuos menores de 30. Cabe destacar que la mayor proporción de individuos se encuentra en el tramo etario de 60 y más años, representando un 29% de la población mayor de 18 años en el año 2000.

El sexo se aproxima por una variable binaria que toma el valor 1 cuando el individuo es mujer, siendo en el año 2000, el 55% de los casos de los mayores de 18 años de edad.

El estado civil se aproxima a través de cuatro variables binarias que toman el valor 1 si el individuo es soltero (categoría omitida), casado o en unión libre, divorciado o separado, o viudo. La mayor parte de la población mayor de 18 años se encuentra casada o viviendo en pareja, constituyendo un 57% en el año 2000.

Respecto a la educación, se especifican cinco variables binarias que toman el valor 1 si los individuos poseen menos de 6 años de educación (variable omitida), entre 6 y 11 años de educación, 12 años de educación, entre 13 y 15 años de educación, y por último, quienes tienen 16 o más años de instrucción.

En cuanto al ingreso, es posible especificarlo utilizando los ingresos *per cápita* del hogar por todo concepto, a precios constantes de diciembre del año 2000. A los efectos de tomar en cuenta las

economías de escala del hogar, se deflacta por el número de personas elevado a la 0.75.<sup>4</sup> De esta forma, se le asigna a cada individuo el ingreso *per cápita* equivalente del hogar. Se definen cuatro variables binarias de acuerdo al nivel de ingreso así definido, de manera de tener en cada estrato un 25% de la población mayor de 18 años de acuerdo a la función de distribución del ingreso en cada año. Es decir, en el primer estrato se tiene al 25% más pobre y en el último al 25% más rico para cada año.

Respecto a la condición de ocupación, se define una serie de variables binarias que toman el valor 1 si el individuo cumple con la condición especificada: ocupado (categoría omitida), desocupado o inactivo. Dichos grupos corresponden al 55%, 8% y 37% de la población mayor de 18 años en el año 2000, respectivamente.

En relación al tipo de cobertura, dado que el mismo es diferente en Montevideo que en el resto del país, se opta por definir variables que tienen en cuenta ambas características en forma conjunta. En este sentido, se definen cinco variables binarias: cobertura pública en Montevideo (16% de la población mayor de 18 años en el año 2000), cobertura pública en el interior (24%), cobertura privada en Montevideo (37%), cobertura privada en el interior (18%), y sin cobertura (5%). Se omite del análisis la variable correspondiente a este último grupo. Debido a la forma en que son definidas estas variables, no se incluyen variables binarias por zona geográfica.

Se reconoce que pueden existir problemas de endogeneidad respecto a la educación, el ingreso, la condición de ocupación y la cobertura de salud, en el sentido de que no podemos descartar que factores observables como inobservables determinen a dichas variables y a la salud a la vez. Desafortunadamente no es posible probar su existencia debido a las limitaciones de los datos. A dichos efectos debería estimarse una ecuación por cada variable endógena, siendo necesario contar con restricciones de exclusión que permitan identificar el sistema.<sup>5</sup>

En este estudio, se optó por no utilizar el ingreso, aproximando el nivel socioeconómico de los individuos a través de su nivel educativo, condición de ocupación y cobertura de salud. Respecto a la educación, dado el cohorte etario que se analiza, la totalidad de los individuos tiene la edad suficiente como para haber culminado la etapa formativa obligatoria (9 años de escolaridad en

---

<sup>4</sup> De acuerdo a Myles (1997), este tipo de escala es la típicamente utilizada con fines estadísticos.

<sup>5</sup> A su vez, la literatura encuentra que muchas veces los sesgos de utilizar malas restricciones de exclusión son más graves que los que conlleva la endogeneidad.

Uruguay), aunque aquellos entre 18 y 22 años no pueden encontrarse en el tramo superior. Sin embargo, se considera que la simultaneidad de los fenómenos está minimizada por existir apenas un 11% de la población que tiene entre 18 y 22 años, y por analizar la percepción del estado de salud de los últimos doce meses. Por su parte, en lo que respecta a la condición de ocupación, existen instrumentos a los cuales pueden recurrir individuos con problemas de salud, como ser el seguro por enfermedad, en caso de dolencias de corta data, y los subsidios por incapacidad, en casos más serios.

En cuanto al capital social, por no disponer de otra información se lo aproxima a través de la cantidad de personas que viven en el hogar, especificando una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo vive solo en el hogar, siendo 8% en el año 2000.

Como variables que aproximan la depreciación del *stock* de capital salud, se considera únicamente la edad por carecer de datos sobre los hábitos y conductas del individuo, como ser el sedentarismo, consumo de sustancias nocivas, dieta no balanceada, etc.

Por último, se incorporan variables binarias por año, con el objetivo de evaluar la evolución en el tiempo.

En el Anexo se presentan las definiciones de las variables utilizadas y sus estadísticas descriptivas.

#### **4. RESULTADOS**

Se estima la ecuación (5) a través de un modelo *probit*. En el Anexo se presentan las estimaciones con los errores estándares robustos, dado que el modelo no es lineal sólo es posible analizar directamente el signo de los coeficientes pero no su magnitud, estimándose para ello los efectos marginales<sup>6</sup>.

Cabe resaltar que la mayor carencia de este tipo de estudio es la imposibilidad de controlar por endogeneidad, debido a la inexistencia de restricciones de exclusión adecuadas. Por tal motivo, no es posible conocer el sentido de la causalidad entre las variables del modelo, sino correlaciones entre

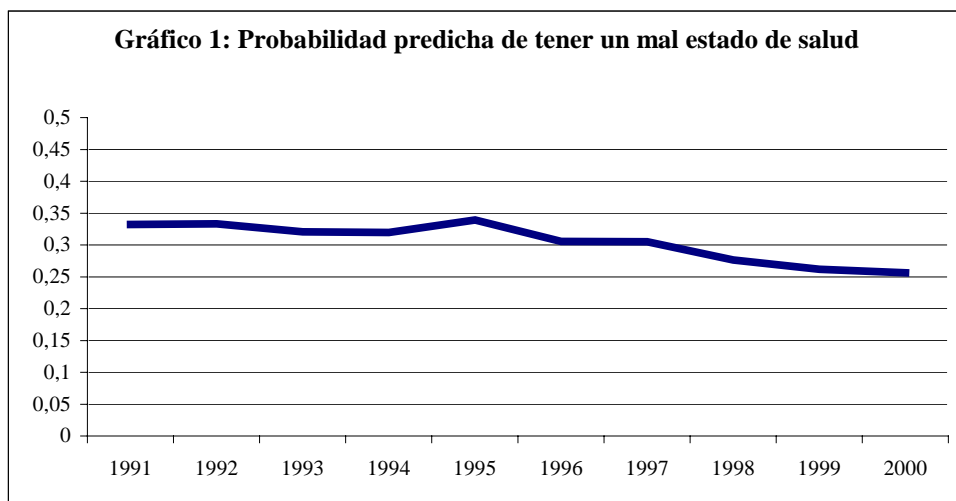
---

<sup>6</sup> Los efectos marginales fueron calculados con el comando “mfx” de Stata (StataCorp, 2005). En el caso que las variables independientes sean binarias el efecto marginal es el cambio en la probabilidad de pasar de 0 a 1, mientras que si la variable es continua el efecto marginal es el impacto en la probabilidad de un cambio marginal en la media de la variable.

las mismas.

Con el objetivo de verificar si es posible trabajar con el *pool data*, se realizaron pruebas de Chow. Se rechaza la hipótesis de que los coeficientes sean iguales por año ( $\text{Chi}^2(8) = 1265.96$  con  $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0.0000$ ,  $n = 426097$ ), por lo que se realizan las estimaciones año por año, teniendo especial precaución al analizar los valores predichos antes y después de 1998, momento en que cambió la forma de relevar la información<sup>7</sup>.

En primer lugar, se analiza la probabilidad promedio de tener un mal estado de salud por año. La misma presenta una tendencia decreciente en el período, a excepción del año 1995, situándose entre 0.34 y 0.25. Teniendo en cuenta que el estado de salud es una variable relativamente estable en el tiempo, y que se está analizando la variación en un año, la magnitud de esta caída parece considerable. Sin embargo, no es posible atribuir esta variación a un cambio efectivo en la probabilidad de tener un mal estado de salud, por los motivos mencionados anteriormente.

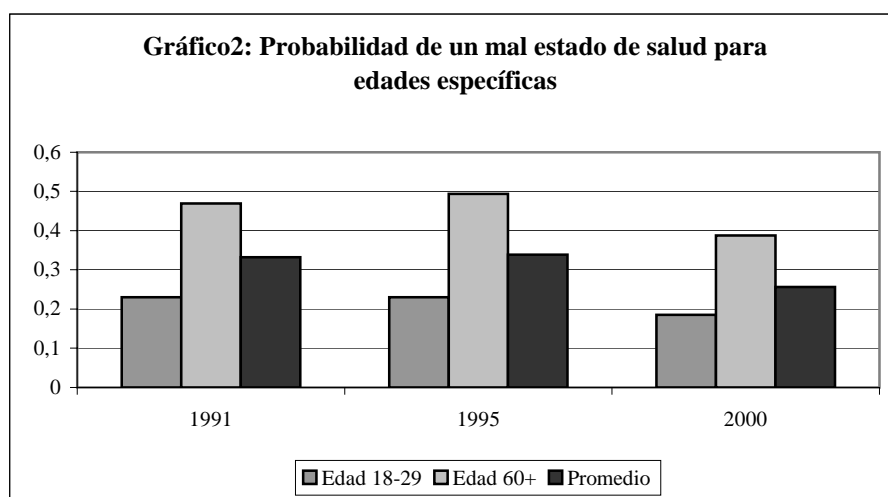


Respecto de las variables explicativas, para todos los años analizados, se obtiene que la edad sería un fuerte indicador de depreciación del *stock* de salud de los individuos, confirmando la hipótesis teórica. Se observa que la probabilidad de tener un mal estado de salud aumenta notoriamente con el pasaje de un tramo etario a otro mayor.

---

<sup>7</sup> Este hallazgo imposibilitó el uso de restricciones de exclusión relacionadas con cambios institucionales.

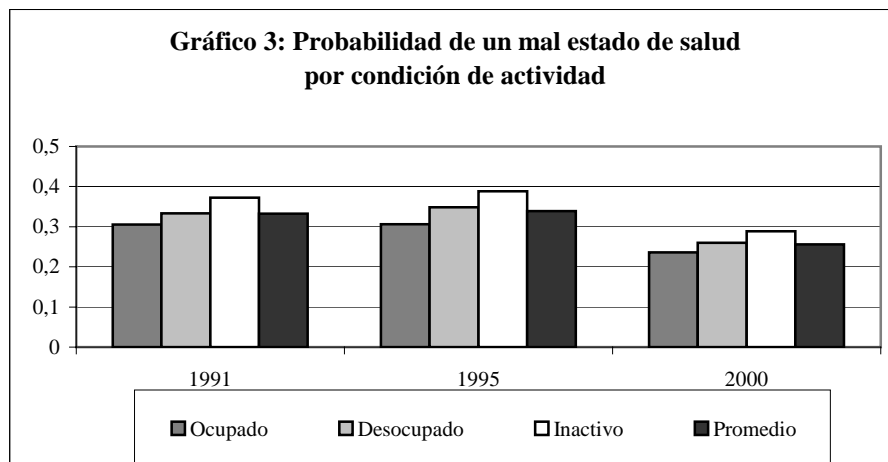
El análisis se realiza respecto del tramo etario omitido, de 18 a 29 años de edad. El tener entre 30 y 39 años tiene un efecto marginal moderado, oscilando entre 1 y 6 puntos porcentuales aproximadamente en el período analizado. No obstante, dicha variable no resulta significativa para los años 1998 y 2000. Se trata de un resultado esperable, puesto que las complicaciones en la salud suelen en general presentarse luego de pasados los 40 años de edad. Por otra parte, el tener 60 o más años tiene una correlación fuertemente positiva con el mal estado de salud, teniendo un efecto marginal en torno a los 25 puntos porcentuales durante el período. De hecho, al analizar tramos etarios extremos, se encuentra que la probabilidad de tener un mal estado de salud en los adultos mayores más que duplica la de los jóvenes entre 18 y 29 años.



En relación a la condición de ocupación, se constata que en todos los casos que las variables que representan el estar desocupado y el ser inactivo son significativas y presentan el signo esperado, es decir que existe una asociación positiva entre estas y la probabilidad de un mal estado de salud.

El hecho de estar desocupado tiene un efecto marginal en torno a los 3 puntos porcentuales. Por su parte, la condición de inactivo, tiene un impacto mayor, que se ubica alrededor de los 5 puntos porcentuales. Adicionalmente, se estudia la probabilidad de un mal estado de salud para cada condición de actividad, encontrándose que los inactivos tienen, en el período analizado, la mayor probabilidad de tener un mal estado de salud. Este resultado es esperable, puesto que dentro de dicho grupo los jubilados y pensionistas son la mayoría y, en general, pertenecen al tramo etario de 60 años y más, caracterizado por tener la mayor probabilidad de un mal estado de salud. No obstante, la significación de dicha variable indicaría que existen otros efectos no vinculados a la edad.





Por otro lado, se constata que los solteros tienen un mejor estado de salud que los individuos pertenecientes a las restantes categorías de estado civil, corroborando la hipótesis planteada en la literatura. No obstante, la categoría casado o conviviente no resulta significativa para los años 1993 y 1995. Asimismo, el impacto observado es moderado en todos los casos, no siendo posible ordenar las categorías casado, divorciado y viudo en función de sus efectos marginales, puesto que las posiciones relativas varían en el período.

Más allá del estado civil del individuo, interesa estudiar los efectos del hecho de vivir solo, observándose una correlación positiva con el mal estado de salud. Asimismo, con excepción de los dos primeros años, el impacto de dicha variable es considerable, situándose entre 7 y 10 puntos porcentuales, y siendo bastante más importante que el efecto encontrado para las distintas categorías de estado civil. Podrían estar jugando en este caso los efectos de las redes familiares, así como las limitaciones funcionales, en particular en las edades avanzadas.

Como era de esperarse, existe una asociación positiva entre el hecho de ser mujer y el estado de salud, siendo este impacto prácticamente constante a lo largo de la década analizada. Sin embargo, el efecto encontrado es moderado, oscilando en torno a los 5 puntos porcentuales. Esto podría reflejar que la mayor esperanza de vida de la mujer implica un mayor tiempo de padecimiento de condiciones crónicas. Por otro lado, el umbral de autopercepción de estado de salud podría ser distinto entre sexos, así como el comportamiento en lo que refiere al uso de cuidados médicos.

En relación al impacto del aumento en los años de educación resultó ser moderado y no significativo en muchos casos. No obstante, debido a que la pregunta formulada en la ECH indaga acerca de la ocurrencia de enfermedad y no del estado de salud general, dichos coeficientes podrían

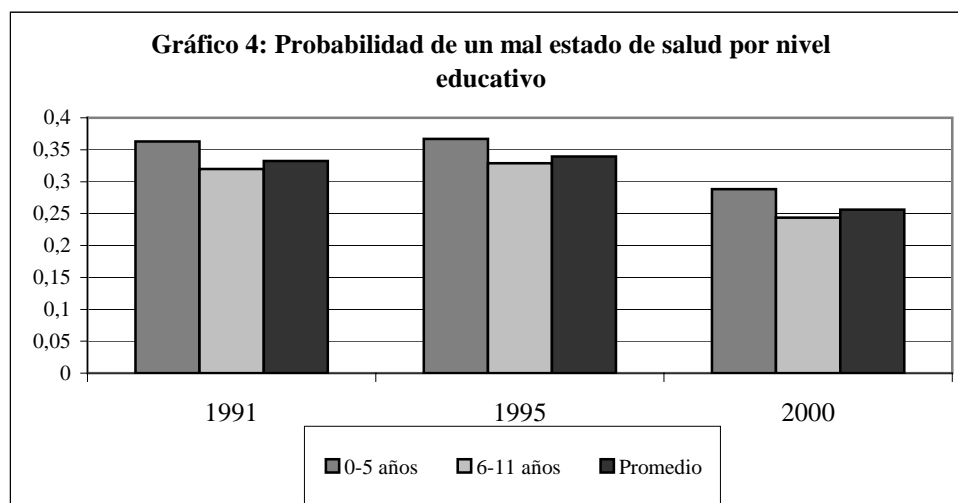
tener un sesgo hacia abajo. En este sentido, los individuos con mayor nivel educativo tienen un mayor conocimiento acerca de las enfermedades y, por lo tanto, tenderían a reportarlas en mayor medida, que aquellos con menor nivel de instrucción.

Por otra parte, la no significación encontrada en muchos años para los individuos con 12 o más años de instrucción, puede estar afectada por el número de observaciones, en especial en el caso del tramo que incluye únicamente a quienes tienen exactamente 12 años de instrucción, y representa menos del 5% de los individuos mayores de 18 años en cada año considerado.

Sin embargo, es de destacar que el signo es el esperado, un incremento en los años de instrucción respecto a quienes tienen hasta 5 años de formación, disminuye la probabilidad de tener un mal estado de salud. Esto podría deberse a que aquellos con mayor nivel educativo utilizarían en forma más eficiente sus conocimientos y los recursos disponibles.

Cabe notar que el efecto marginal de la educación es similar para cada tramo respecto al omitido (menos de 6 años de instrucción). Este hecho es consistente con lo encontrado en la literatura, es decir, los rendimientos de la educación sobre la salud son decrecientes y no se encontrarían beneficios adicionales luego de finalizada la educación secundaria.

Analizando la probabilidad de tener un mal estado de salud para el primer y segundo tramo educativo, se encuentra que quienes tienen de 0 a 5 años de formación tienen una probabilidad más alta de tener un mal estado de salud que quienes tienen entre 6 y 11 y que el promedio.



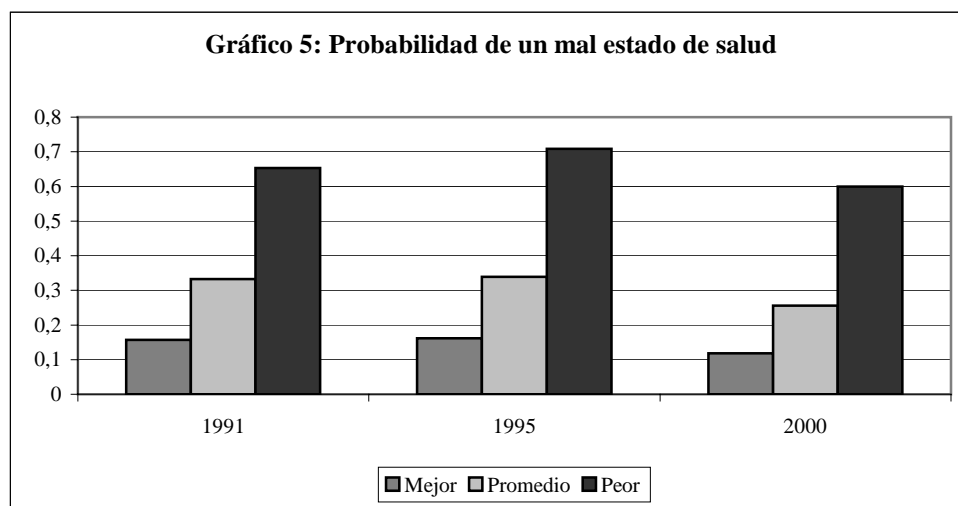
Respecto a la cobertura de salud, se encuentra una correlación positiva entre cobertura y probabilidad de que el individuo reporte un mal estado. Cabe destacar que los individuos sin cobertura suelen ser de estatus socioeconómico bajo, pudiendo tener menos conocimientos acerca de su estado de salud general. Por otra parte, quienes se perciben como enfermos pueden tender a asegurarse más y mejor.

El análisis de la probabilidad de consultar por tipo de cobertura, dado que el individuo efectivamente se ha sentido enfermo, muestra que el tener cobertura de salud tiene impactos positivos y significativos al 99% de confianza en la probabilidad de consultar, en todos los años analizados. Para Montevideo, el impacto sobre dicha probabilidad es mayor para quienes tienen cobertura privada que pública, respecto de los que no tienen cobertura. Cabe recordar que en la decisión de consultar juegan una serie de costos monetarios adicionales, como tiques, órdenes, etc.; y no monetarios, como ser trasladados, colas, demoras, etc. Estos últimos son mayores en el caso de la cobertura pública, en especial para Montevideo. Adicionalmente, quienes tienen este tipo de cobertura suelen ser de un estatus socioeconómico más bajo que quienes tienen cobertura privada. Esto puede explicar el hecho de que quienes tienen cobertura pública tengan una probabilidad menor de consultar que quienes tienen cobertura privada en Montevideo, siempre evaluadas respecto a aquellos sin cobertura. En el interior, se suele percibir una calidad superior de los servicios públicos en comparación con Montevideo, lo cual podría explicar que no exista una diferencia tan marcada entre los impactos de los diferentes tipos de cobertura en el interior.

<b>CUADRO 3: Efectos marginales de la cobertura de salud. Variable dependiente: consulta. Puntos porcentuales.</b>										
	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
Pública Montevideo	5.72	10.07	6.41	2.60	2.93	3.80	6.43	5.20	5.39	3.91
Pública Interior	7.73	3.73	2.92	5.51	3.45	5.74	10.29	12.02	8.57	5.89
Privada Montevideo	9.31	16.71	10.99	5.46	4.19	4.93	7.36	6.65	6.83	5.05
Privada Interior	10.54	8.18	4.96	6.29	3.94	5.43	10.49	10.73	8.22	6.08
Nota: El efecto marginal corresponde al impacto de las variables independientes en el cambio de la variable dependiente de 0 a 1, respecto de quienes no tienen cobertura de salud.										
Fuente: Elaboración propia en base a las ECH 1991-2000, INE										

Finalmente, resulta interesante analizar la probabilidad de tener un mal estado de salud para grupos específicos, como ser el más riesgoso (tiene todas las características que determinan un mal estado

de salud), y el menos riesgoso (no tiene ninguna de dichas características), comparándolo a su vez con el promedio. En este sentido, se calcula la probabilidad para el grupo menos riesgoso: un hombre, soltero, de 18 a 29 años de edad, que no vive solo, ocupado, y con 6 a 11 años de instrucción<sup>8</sup>. Por otra parte, se realiza el mismo cálculo para el grupo más riesgoso: una mujer, viuda, de 60 o más años de edad, que vive sola, inactiva, y con menos de 6 años de instrucción.



Se observa que la probabilidad de tener un mal estado de salud se ve reducida a más de la mitad respecto a la probabilidad promedio, cuando se la calcula para un individuo con todas las características que contribuyen a un buen estado de salud. Por su parte, la probabilidad de tener un mal estado de salud calculada para una persona con todos los factores que afectan negativamente la salud, duplica la probabilidad promedio, y cuadruplica la del primer grupo.

En este tipo de modelos se suelen encontrar bajas medidas de bondad de ajuste (Pseudo R2)<sup>9</sup>. Sin embargo, estas proveen solamente información parcial que debe ser considerada en el contexto de la teoría que motiva el análisis, la investigación pasada y los parámetros estimados en el modelo que se está considerando (Long et al, 2001). Por lo tanto, se considera que una medida adecuada es la capacidad de predecir correctamente el buen y mal estado de salud. La tasa de aciertos corresponde a la suma de ceros (buen estado) y unos (mal estado) correctamente predichos en relación al número de observaciones totales.

<sup>8</sup> Se optó por utilizar este tramo educativo porque es el que reduce en mayor cuantía la probabilidad de tener un mal estado de salud, de acuerdo al análisis realizado.

<sup>9</sup> En general los pseudos R2 de este tipo de modelos se encuentran entre 3 % y 12% (Wallace et al, 2005; Gerdtham et al, 1997).

<b>CUADRO 4: Bondad de ajuste de modelo. Porcentaje de 0 y 1 correctamente predichos por el modelo, y porcentaje de aciertos totales. Variable dependiente: estado de salud.</b>										
	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
0	75.63	75.81	78.04	78.05	75.87	78.46	77.62	79.46	80.88	81.79
1	48.36	49.38	51.22	48.92	52.02	47.13	45.77	42.48	40.50	40.69
Aciertos	64.35	65.12	67.34	65.66	66.40	65.70	64.96	65.27	64.76	65.11

Fuente: Elaboración propia en base a información de la ECH, 1991-2000, INE.

En términos generales, puede decirse que el modelo tiene un buen poder predictivo, pues la tasa de aciertos totales gira en torno a un 65%. No obstante, debe tenerse en cuenta que el modelo predice mejor el buen estado de salud (0) que el malo (1). El porcentaje de ceros correctamente predichos oscila entre el 75% y el 82% durante el período; mientras que el de unos varía entre un 41% y un 52%. Cabe recordar que no se dispone de información acerca de los hábitos de riesgo de la población, como ser fumar, beber, sedentarismo, etc., ni de la calidad de las redes familiares y otros elementos vinculados al capital social, factores que tienen una fuerte incidencia sobre el estado de salud de los individuos.

## **7. CONCLUSIONES**

En el presente trabajo se estudia uno de los componentes del capital humano, quizás el menos estudiado, la salud. A menudo se quiere hacer inferencia causal acerca de diferentes variables sobre la misma. Sin embargo, hacerlo en escenarios no experimentales es frecuentemente difícil, dado que algunas de las variables explicativas son endógenas; esto es, están influenciadas por algunas de las mismas fuerzas que influyen el problema bajo estudio. La imposibilidad de contar con adecuados instrumentos que permitieran probar la existencia de endogeneidad, y en ese caso controlarla, lleva a que únicamente se puedan detectar correlaciones entre las diferentes variables y el capital salud, dando indicios de grupos de riesgo, para los cuales se deberían profundizar los estudios a efecto del diseño de política.

A través de la utilización de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de Uruguay de 1991 a 2000, se estiman modelos *probit*, encontrando que tienen una menor probabilidad de declarar un mal estado de salud los hombres, los solteros, quienes no viven solos, los más jóvenes, los ocupados, y quienes tienen un nivel de instrucción formal mayor a 5 años. Asimismo, al evaluar la evolución del estado de salud de los individuos en el período considerado, se encuentra que la probabilidad de tener un mal estado de salud presenta una tendencia descendente, pasando de 0.34 en el año 1991 a 0.25 en el año 2000. En general, para el decenio analizado los resultados muestran

un alto poder predictivo del modelo respecto del estado de salud, con una tasa de aciertos en torno al 65%.

En lo que respecta al sexo, los hallazgos pueden estar reflejando que la mayor esperanza de vida de las mujeres da lugar a un padecimiento de condiciones crónicas durante un período más prolongado, o que las mismas tienen un umbral en la autopercepción de su estado de salud diferente a los hombres, llevándolas a una mayor tasa de utilización de cuidados médicos.

Por su parte, se encuentra una asociación positiva entre el mal estado de salud y la condición de vivir solo, lo cual podría estar recogiendo deficiencias de capital social del individuo, como carencia de vínculos afectivos que le brinden seguridad y estabilidad emocional, entre otras.

Respecto a la edad, lo encontrado es consistente con la teoría, en el sentido de que la misma incrementaría la depreciación del *stock* de salud de los individuos. En este sentido, se encuentra que el grupo formado por los individuos de 60 y más años tienen la mayor probabilidad de tener un mal estado de salud. Estos hallazgos mostrarían la importancia de realizar estos estudios por grupos etarios, debido a que podrían presentar funciones de producción de salud diferentes.

Al analizar la condición de actividad, se encuentra una asociación positiva entre el mal estado de salud y encontrarse desocupado o ser inactivo. Este último grupo está formado por una alta proporción de jubilados y pensionistas, y por lo tanto por individuos de 60 años y más, por lo que dicha variable estaría recogiendo otras características no atribuibles a la edad que implican la condición de actividad, como ser el sedentarismo, las redes sociales, etc.

En lo que refiere al nivel educativo, los resultados muestran una correlación negativa entre este y el mal de salud, pudiéndose a su vez utilizarlo como un indicador del estatus socioeconómico (nivel de ingreso, acceso y procesamiento de la información, etc). Sin embargo, los efectos marginales son moderados y similares para cada tramo educativo. Estos resultados pueden estar influidos por el hecho de que en las ECH se indaga acerca de la ocurrencia de enfermedad en los últimos 12 meses y no de la autopercepción del estado de salud general. En este sentido, los individuos con mayor nivel educativo podrían tener un mejor conocimiento acerca de las enfermedades y podrían tender a reportarlas en mayor medida, que aquellos con menor nivel de instrucción, reduciendo el impacto de los distintos tramos educativos.

Por último, por tipo de cobertura médica, se encuentra una asociación negativa entre no tener ningún tipo de cobertura y mal estado de salud, lo cual podría explicarse por el hecho de que estos individuos suelen ser de estatus socioeconómico bajo, pudiendo tener menos conocimientos acerca de las enfermedades. Adicionalmente, quienes se perciben como enfermos es esperable que tiendan a asegurarse más y mejor. Con el objetivo de verificar esto último, se realizó un análisis *probit* para determinar la probabilidad de que un individuo realice una consulta médica, dado que se sintió enfermo; encontrándose una relación positiva entre dicha probabilidad y la cobertura médica, siendo mayor para quienes tienen un seguro privado.

## BIBLIOGRAFÍA

- Baker, M.; Stabile, M. & Deri, C. (2001): What do self-reported, objective, measures of health measure? Working Paper 8419, National Bureau of Economic Research.
- Benítez-Silva, H.; Buchinsky, M.; Chan, H.M.; Cheidvasser, S. & Rust, J. (2002): How large is the bias in self-reported disability? Working Paper 7526, National Bureau of Economic Research.
- Bound, J. (1991): Self-reported versus objective measures of health in retirement models. *The Journal of Human Resources*, 26 (1): 106-38.
- Bucheli, M. & Furtado, M. (2001). Efectos de los cambios en el relevamiento de las Encuestas Continuas de Hogares sobre los principales indicadores socio-económicos, LC/MVD/R.188, Oficina de la CEPAL, Montevideo.
- Connelly, J.E.; Philbrick, J.T.; Smith, R.; Kaiser, D.L. & Wymer, A. (1989): Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization. *Supplemento Medical Care* 27.
- Costa, D. & Lahey, J. (2003): Becoming Oldest-Old: Evidence from Historical U.S. Data. Working Paper 9933, National Bureau of Economic Research.
- Deaton, A. (2001): Health, inequality and economic development. Working Paper 8318, National Bureau of Economic Research.
- Fogel, R.W. & Lee, C. (2003): Who gets health care? Working Paper 9870, National Bureau of Economic Research.
- Fogel, R.W. (2004): Changes in the Disparities in Chronic Disease During the Course of the Twentieth Century. Working Paper 10311, National Bureau of Economic Research.
- Gerdtham, U. & Johannesson, M. (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, *Stockholm School of Economics*.
- Greene, W.H. (1981): Sample selection bias as a specification error: comment. *Econometrica*, vol 49, n°3.
- Grignon, M. (2005): The role of education in health system performance. *Apropos World Health Report 2000*. Department of Economics, Working Paper Series, Mc Master University, Ontario.
- Grossman, M. (2003): The human capital model, En: Handbook of health economics, vol. 1A, cap. 7, pp. 347-405. Editores: Culyer, A. & Newhouse, J.



- 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.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, vol 47, n° 1.
- Idler, E.L. & Benyamini, Y. (1997): Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 38, n°1, pp. 21-37.
- Idler, E.L. & Kasl, S. (1991): Health perceptions and survival: Do global evaluations of health status really predict mortality? *Journal of Gerontology* 46.
- INE (1991-2000): Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística.
- Jewell, T.; Rossi, M. & Triunfo, P. (2006): El estado de salud del adulto mayor en América Latina. Documento de Trabajo, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Jewell, T.; Rossi, M. & Triunfo, P. (2005): El estado de salud de los jóvenes uruguayos. Documento de Trabajo 13/05, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Long, J.S. & Freese, J. (2001), *Regression models for categorical dependent variables using STATA*, Stata Press.
- Mossey, J.M. & Shapiro, E. (1982): Self-Rated Health: a predictor of mortality among the elderly. *American Journal of Public Health*, 72:800-808.
- Myles, G.D. (1997): Public Economics. Cambridge University Press.
- Rhum, C.J. (2001): Economic Expansions are Unhealthy: Evidence from Microdata. Working Paper N° 8447, National Bureau of Economic Research.
- Rossi, M. & Triunfo, P. (2004): El Estado de Salud del Adulto Mayor en Uruguay. Documento de Trabajo 14/04, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Salas, C. (2002): On the empirical association between poor health and low socioeconomic status at old age. *Health Economics*, 11.
- Statacorp. 2005. *STATA Statistical Software: Release 9*. College Station, TX: Statacorp LP.
- Wallace, S. & Guitierrez, V. (2005): Equity of access to health care for older adults in four major Latin American cities. *Pan American Journal of Public Health*, Vol. 17, N° 5/6.

## ANEXO

<b>Cuadro 1: Definición de las variables utilizadas. ECH 1991-2000.</b>	
<b>VARIABLES</b>	<b>DEFINICIÓN</b>
Mal estado de salud	=1 si el individuo se sintió enfermo
Consulta	=1 si el individuo se sintió enfermo y requirió asistencia médica
Edad 18_29 (omitida)	=1 si tiene entre 18 y 29 años
Edad 30_39	=1 si tiene entre 30 y 39 años
Edad 40_49	=1 si tiene entre 40 y 49 años
Edad 50_59	=1 si tiene entre 50 y 59 años
Edad 60 y más	=1 si tiene 60 o más años
No cobertura (omitida)	=1 si no tiene cobertura de salud
Pública Montevideo	=1 si tiene cobertura de salud pública y vive en Montevideo
Pública Interior	=1 si tiene cobertura de salud pública y vive en el interior
Privada Montevideo	=1 si tiene cobertura de salud privada y vive en Montevideo
Privada Interior	=1 si tiene cobertura de salud privada y vive en el interior
Ocupado (omitida)	=1 si es ocupado.
Desocupado	=1 si es desempleado.
Inactivo	=1 si es jubilado, pensionista, estudiante o ama de casa
Mujer	=1 si es mujer
Soltero (omitida)	=1 si es soltero
Casado	=1 si es casado o en unión libre
Divorciado	=1 si es divorciado
Viudo	=1 si es viudo
Vive Solo	=1 si la cantidad de personas en el hogar es 1
Educ 0-5 (omitida)	=1 si tiene 0-5 años de educación
Educ 6-11	=1 si tiene 6-11 años de educación
Educ 12	=1 si tiene 12 años de educación
Educ 13-15	=1 si tiene 13-15 años de educación
Educ 16+	=1 si tiene 16 o más años de educación
Fuente: Elaboración propia en base a la ECH 1991-2000, INE.	

<b>Cuadro 2: Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas. ECH 1991-2000.</b>						
<b>Población de 18 y más años de edad.</b>						
<b>VARIABLES</b>	<b>1991</b>		<b>1995</b>		<b>2000</b>	
	<b>media</b>	<b>desvío</b>	<b>media</b>	<b>desvío</b>	<b>media</b>	<b>desvío</b>
Mal estado de salud	0.3429	0.4747	0.3520	0.4776	0.2733	0.4457
Consulta	0.8966	0.3045	0.9567	0.2036	0.9609	0.1939
Edad 18_29	0.2281	0.4196	0.2344	0.4236	0.2444	0.4297
Edad 30_39	0.1833	0.3869	0.1723	0.3776	0.1695	0.3752
Edad 40_49	0.1638	0.3701	0.1634	0.3698	0.1679	0.3737
Edad 50_59	0.1505	0.3575	0.1474	0.3545	0.1438	0.3509
Edad 60 y +	0.2886	0.4531	0.2825	0.4502	0.2865	0.4521
No cobertura	0.0609	0.2392	0.0617	0.2407	0.0463	0.2102
Pública						
Montevideo	0.1047	0.3062	0.1146	0.3186	0.1555	0.3624
Pública						
Interior	0.1865	0.3895	0.2268	0.4188	0.2435	0.4292
Privada						
Montevideo	0.4061	0.4911	0.3741	0.4839	0.3729	0.4836
Privada						
Interior	0.2418	0.4282	0.2228	0.4161	0.1817	0.3856
Mujer	0.5432	0.4981	0.5482	0.4977	0.5453	0.4979
Soltero	0.2297	0.4207	0.2319	0.4220	0.2521	0.4342
Casado	0.6153	0.4865	0.5967	0.4906	0.5734	0.4946
Divorciado	0.0601	0.2377	0.0686	0.2528	0.0781	0.2684
Viudo	0.0949	0.2931	0.1028	0.3037	0.0964	0.2951
Vive solo	0.0582	0.2341	0.0607	0.2388	0.0760	0.2650
Ocupado	0.5616	0.4962	0.5650	0.4958	0.5553	0.4969
Desocupado	0.0469	0.2115	0.0561	0.2300	0.0788	0.2694
Inactivo	0.3915	0.4881	0.3790	0.4851	0.3659	0.4817
Educ 0-5	0.2401	0.4271	0.2016	0.4012	0.1604	0.3670
Educ 6-11	0.6282	0.4833	0.6384	0.4805	0.6403	0.4799
Educ 12	0.0163	0.1267	0.0308	0.1727	0.0439	0.2049
Educ 13-15	0.0509	0.2197	0.0585	0.2347	0.0682	0.2521
Educ 16+	0.0623	0.2416	0.0694	0.2542	0.0857	0.2800

Nota: Por tratarse de variables binarias, la media equivale a la frecuencia.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH 1991-2000, INE

<b>Cuadro 3: Resultados de las estimaciones probit: variable dependiente estado de salud (1= mal estado, 0= buen estado)</b>										
<b>Año</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
<b>Nº obs</b>	<b>41868</b>	<b>41845</b>	<b>42506</b>	<b>42841</b>	<b>44274</b>	<b>44396</b>	<b>44118</b>	<b>40443</b>	<b>41675</b>	<b>42125</b>
Edad 30-39	0.1356 (***)	0.0803 (***)	0.1275 (***)	0.1219 (***)	0.1533 (***)	0.0822 (***)	0.0760 (***)	0.0207	0.0428 (*)	0.0322
	0.0236	0.0240	0.0245	0.0243	0.0234	0.0241	0.0240	0.0246	0.0250	0.0254
Edad 40-49	0.2403 (***)	0.1539 (***)	0.2636 (***)	0.2547 (***)	0.2225 (***)	0.1624 (***)	0.1579 (***)	0.0873 (***)	0.1501 (***)	0.1550 (***)
	0.0245	0.0248	0.0253	0.0250	0.0242	0.0247	0.0245	0.0254	0.0255	0.0258
Edad 50-59	0.3885 (***)	0.3217 (***)	0.4649 (***)	0.4348 (***)	0.3812 (***)	0.3553 (***)	0.3014 (***)	0.2444 (***)	0.3173 (***)	0.2895 (***)
	0.0251	0.0252	0.0256	0.0256	0.0248	0.0250	0.0250	0.0263	0.0263	0.0265
Edad 60+	0.6599 (***)	0.5945 (***)	0.8064 (***)	0.7447 (***)	0.7228 (***)	0.6161 (***)	0.5925 (***)	0.5114 (***)	0.6167 (***)	0.6091 (***)
	0.0253	0.0253	0.0257	0.0257	0.0251	0.0253	0.0252	0.0265	0.0265	0.0266
Pública Mvd	0.3967 (***)	0.3623 (***)	0.4722 (***)	0.6117 (***)	0.6362 (***)	0.6181 (***)	0.4630 (***)	0.2674 (***)	0.2132 (***)	0.2896 (***)
	0.0362	0.0364	0.0378	0.0376	0.0352	0.0380	0.0366	0.0403	0.0412	0.0431
Pública Interior	0.3448 (***)	0.2900 (***)	0.3552 (***)	0.2912 (***)	0.3163 (***)	0.3790 (***)	0.3294 (***)	0.3919 (***)	0.4404 (***)	0.5309 (***)
	0.0338	0.0333	0.0354	0.0355	0.0331	0.0364	0.0350	0.0383	0.0396	0.0416
Privada Mvd	0.4700 (***)	0.4924 (***)	0.5285 (***)	0.6740 (***)	0.6665 (***)	0.6972 (***)	0.5339 (***)	0.3421 (***)	0.3372 (***)	0.4214 (***)
	0.0321	0.0317	0.0339	0.0342	0.0321	0.0355	0.0342	0.0380	0.0389	0.0412
Privdad Interior	0.5130 (***)	0.4068 (***)	0.4717 (***)	0.3575 (***)	0.4146 (***)	0.5233 (***)	0.5266 (***)	0.5163 (***)	0.5891 (***)	0.7554 (***)
	0.0330	0.0339	0.0352	0.0356	0.0332	0.0366	0.0353	0.0385	0.0400	0.0422
Desocup	0.0797 (***)	0.1127 (***)	0.1391 (***)	0.1299 (***)	0.1174 (***)	0.1155 (***)	0.0981 (***)	0.1507 (***)	0.1206 (***)	0.0759 (***)
	0.0340	0.0337	0.0356	0.0334	0.0301	0.0284	0.0289	0.0310	0.0298	0.0284
Inactivo	0.1843 (***)	0.2136 (***)	0.2435 (***)	0.2000 (***)	0.2236 (***)	0.1898 (***)	0.1667 (***)	0.1963 (***)	0.1376 (***)	0.1624 (***)
	0.0172	0.0172	0.0173	0.0174	0.0169	0.0171	0.0172	0.0181	0.0182	0.0183
Vive Solo	0.1382 (***)	0.0576 (***)	0.2037 (***)	0.1954 (***)	0.2443 (***)	0.2186 (***)	0.2533 (***)	0.2779 (***)	0.2307 (***)	0.2773 (***)
	0.0300	0.0257	0.0286	0.0291	0.0288	0.0278	0.0274	0.0291	0.0276	0.0274
Mujer	0.1536 (***)	0.1392 (***)	0.1168 (***)	0.1516 (***)	0.1511 (***)	0.1452 (***)	0.1507 (***)	0.1630 (***)	0.1513 (***)	0.1637 (***)
	0.0145	0.0144	0.0145	0.0144	0.0140	0.0140	0.0141	0.0149	0.0148	0.0148
Viudo	0.1471 (***)	0.1457 (***)	0.0563 (*)	0.1394 (***)	0.0915 (***)	0.1486 (***)	0.1431 (***)	0.1743 (***)	0.0857 (***)	0.0856 (***)
	0.0298	0.0291	0.0289	0.0293	0.0287	0.0288	0.0286	0.0312	0.0304	0.0305
Divor	0.0728 (***)	0.1189 (***)	0.0755 (***)	0.1090 (***)	0.0500 (*)	0.1295 (***)	0.1449 (***)	0.1301 (***)	0.0899 (***)	0.1043 (***)
	0.0321	0.0317	0.0321	0.0320	0.0299	0.0301	0.0298	0.0315	0.0309	0.0308
Casado	0.0783 (***)	0.0621 (***)	0.0054	0.0628 (***)	0.0321	0.0899 (***)	0.1400 (***)	0.1464 (***)	0.0622 (***)	0.0930 (***)
	0.0201	0.0100	0.0202	0.0202	0.0196	0.0199	0.0197	0.0210	0.0209	0.0211
Educ. 6-11	-0.1181 (***)	-0.1858 (***)	-0.469 (***)	-0.0109	-0.1043 (***)	-0.1534 (***)	-0.0488 (***)	-0.929 (***)	-0.0504 (***)	-0.1357 (***)
	0.0171	0.0172	0.0176	0.0177	0.0176	0.0178	0.0181	0.0196	0.0198	0.0200
Educ. 12	0.0560	-0.1947 (***)	-0.0484	-0.0877 (*)	-0.1102 (***)	-0.1118 (***)	0.0055	-0.1057 (***)	-0.0213	-0.0481
	0.0542	0.0518	0.0508	0.0488	0.0424	0.0383	0.0375	0.0402	0.0377	0.0395
Educ. 13-15	-0.0477	-0.1340 (***)	-0.0303	0.0021	-0.0281	-0.0471	0.0474	-0.0452	0.0766 (***)	-0.0139
	0.0340	0.0333	0.0337	0.0340	0.0320	0.0324	0.0325	0.0350	0.0337	0.0337
Educ 16+	-0.0913 (***)	-0.1492 (***)	-0.0727 (***)	-0.0764 (***)	-0.0531 (***)	-0.0943 (***)	0.0032	-0.0111	0.0308	-0.0463
	0.0307	0.0305	0.0311	0.0310	0.0296	0.0297	0.0305	0.0318	0.0310	0.0306
Const.	-1.3109 (***)	-1.1703 (***)	-1.4339 (***)	-1.5092 (***)	-1.3700 (***)	-1.4553 (***)	-1.4585 (***)	-1.3817 (***)	-1.4460 (***)	-1.5151 (***)
	0.0378	0.0375	0.0401	0.0398	0.0377	0.0410	0.0397	0.0435	0.0447	0.0472
R <sup>2</sup> (%)	6.85	7.11	9.27	9.03	9.03	7.98	6.70	6.53	6.51	7.89

Nota: (\*\*\*) Significativo al 1%; (\*\*) Significativo al 5%; (\*) Significativo al 10%.

<b>Cuadro 4: Efectos marginales, puntos porcentuales</b>										
<b>Año</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
<b>Nº obs</b>	<b>41868</b>	<b>41845</b>	<b>42506</b>	<b>42841</b>	<b>44274</b>	<b>44396</b>	<b>44118</b>	<b>40443</b>	<b>41675</b>	<b>42125</b>
Edad 30_39	5.01	2.95	4.64	4.43	5.72	2.92	2.69	-----	1.40	-----
Edad 40_49	8.99	5.71	9.77	9.42	8.36	5.84	5.67	2.97	5.03	5.15
Edad 50_59	14.74	12.15	17.57	16.39	14.74	13.11	11.05	8.57	11.00	9.90
Edad 60	24.86	22.35	30.04	27.75	27.34	22.60	21.67	18.10	21.47	21.01
Pub Mvd	15.14	13.81	17.97	23.41	24.61	23.38	17.29	9.41	7.25	9.88
Pub In.	12.99	10.88	13.22	10.75	11.91	13.85	11.97	13.78	15.26	18.37
Priv Mvd	17.24	18.06	19.10	24.42	24.76	25.02	19.17	11.77	11.20	13.96
Priv In.	19.36	15.31	17.65	13.26	15.71	19.39	19.51	18.41	20.94	27.11
Desoc	2.94	4.18	5.11	4.76	4.38	4.15	3.51	5.23	4.05	2.49
Inactiv	6.74	7.83	8.79	7.21	8.26	6.72	5.89	6.66	4.53	5.30
Solo	5.14	2.12	7.56	7.23	9.27	7.99	9.30	9.89	7.94	9.55
Mujer	5.56	5.04	4.16	5.39	5.51	5.07	5.26	5.43	4.90	5.24
Viudo	5.47	5.42	2.03	5.10	3.40	5.35	5.15	6.06	2.85	2.82
Divor	2.68	4.41	2.74	3.98	1.85	4.66	5.22	4.49	2.99	3.45
Casad	2.83	2.25	-----	2.24	-----	3.14	4.87	4.85	2.02	2.98
Educ 6-11	-4.32	-6.82	-1.68	-----	-3.84	-5.43	-1.72	-3.14	-1.65	-4.43
Educ 12	-----	-6.76	-----	-3.07	-3.94	-3.81	-----	-3.43	-----	-----
Educ 13-15	-----	-4.74	-----	-----	-----	-----	-----	-----	2.54	-----
Educ 16 +	-3.25	-5.26	-2.56	-2.68	-1.92	-3.23	-----	-----	-----	-----

Nota: Se presentan los efectos marginales únicamente de las variables significativas al 10% o más. El efecto marginal corresponde al impacto de las variables independientes en el cambio de la variable dependiente de 0 a 1.

Fuente: Elaboración propia en base a las ECH 1991-2000, INE.

<b>Cuadro 5: Probabilidad de un mal estado de salud para grupos específicos.</b>										
<b>Año</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
<b>N° obs</b>	<b>41868</b>	<b>41845</b>	<b>42506</b>	<b>42841</b>	<b>44274</b>	<b>44396</b>	<b>44118</b>	<b>40443</b>	<b>41675</b>	<b>42125</b>
Prob. Prom.	0.3323	0.3333	0.3205	0.3194	0.3391	0.3054	0.3049	0.2765	0.2617	0.2563
Edad 18_29	0.2304	0.2455	0.2025	0.2097	0.2302	0.2188	0.2223	0.2173	0.1879	0.1854
Edad 30_39	0.2737	0.2714	0.2403	0.2465	0.2794	0.2438	0.2456	-----	0.1997	-----
Edad 40_49	0.3095	0.2964	0.2846	0.2903	0.3031	0.2696	0.2721	0.2439	0.2310	0.2296
Edad 50_59	0.3636	0.3567	0.3565	0.3548	0.3606	0.3369	0.3217	0.2957	0.2849	0.2724
Edad 60 y +	0.4691	0.4624	0.4895	0.4750	0.4939	0.4363	0.4317	0.3937	0.3940	0.3874
Ocup	0.3052	0.3015	0.2844	0.2899	0.3064	0.2777	0.2804	0.2503	0.2429	0.2357
Desoc	0.3337	0.3418	0.3334	0.3359	0.3487	0.3177	0.3144	0.3005	0.2822	0.2597
Inact	0.3725	0.3796	0.3721	0.3618	0.3887	0.3446	0.3391	0.3166	0.2880	0.2885
Solo	0.3807	0.3529	0.3914	0.3874	0.4265	0.3803	0.3920	0.3692	0.3355	0.3451
Mujer	0.3580	0.3564	0.3394	0.3442	0.3644	0.3287	0.3293	0.3020	0.2844	0.2807
Solter	0.3080	0.3116	0.3156	0.2986	0.3275	0.2788	0.2684	0.2397	0.2450	0.2340
Divor	0.3340	0.3548	0.3429	0.3374	0.3457	0.3239	0.3181	0.2819	0.2741	0.2672
Viudo	0.3615	0.3648	0.3358	0.3486	0.3612	0.3308	0.3175	0.2971	0.2727	0.2611
Casad	0.3361	0.3339	-----	0.3207	-----	0.3098	0.3164	0.2875	0.2650	0.2635
Educ 0-5	0.3629	0.3852	0.3341	0.3244	0.3671	0.3455	0.3148	0.3001	0.2701	0.2880
Educ 6-11	0.3196	0.3164	0.3172	-----	0.3286	0.2908	0.2977	0.2686	0.2537	0.2435
Nota: No se calcularon las probabilidades para los casos en que las variables no son significativas al 10%.										
Fuente: Elaboración propia en base a las ECH 1991-2000, INE.										