
EL ESTADO DE SALUD DEL ADULTO MAYOR EN AMÉRICA LATINA

R. Todd Jewell, Máximo Rossi, Patricia Triunfo*

Resumen

Jewell, R. Todd; Rossi, Máximo y Triunfo, Patricia. "El estado de salud del adulto mayor en América Latina", Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46 Bogotá, 2007, páginas 147-167.

Haciendo uso de los datos de la Encuesta sobre Salud, Bienestar y Envejecimiento, este trabajo analiza el estado de salud de las personas mayores a 60 años en cinco países de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay. Empleando modelos probit ordenados fue posible investigar los efectos de variables socioeconómicas sobre el estado de salud auto-reportado. Los resultados indican que la autopercepción de la salud está relacionada positivamente con una buena nutrición, una mayor educación y un estilo de vida activo. Los individuos que se encuentran satisfechos con su ingreso actual reportaran, probablemente, una salud mejor. Se encontró, igualmente, que el nivel socioeconómico en las etapas iniciales de la vida influencia el estado de salud auto-reportado, lo cual tiene importantes implicaciones para la política de salud pública. Finalmente, la relación entre las variables socioeconómicas y la autopercepción de la salud es consistente para los cinco países.

Palabras claves: estado de salud, envejecimiento, endogeneidad. **JEL:** I12, J24, D12.

* R. Todd Jewell es Ph.D. en Economía, profesor asociado del Departamento de Economía de la Universidad de North Texas (EE.UU.) desde 2002. E-mail: rjewell@unt.edu.

Máximo Rossi es candidato a Doctor en Economía, profesor titular (grado 5) del Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (Montevideo, Uruguay). E-mail: mito@decon.edu.uy.

Patricia Triunfo es estudiante de Doctorado en Ciencias Sociales, Magíster en Economía Internacional, profesora del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (Montevideo, Uruguay). E-mail: patricia@decon.edu.uy.

Los autores agradecen la cooperación del Licenciado Omar Prats del Ministerio de Salud Pública del Uruguay, quien facilitó el acceso a los datos. Este artículo fue recibido el 24 de mayo de 2006 y su publicación aprobada el 9 de abril de 2007.

Abstract

Jewell, R. Todd; Rossi, Máximo and Triunfo, Patricia. "The health status of elderly persons in Latin American countries", Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46, Bogota, 2007, pages 147-167.

This work analyses the state of health of people older than 60 in five Latin-American countries (Argentina, Brazil, Chile, Mexico and Uruguay) by making use of the Health, Wellbeing and Aging Survey data. Ordered probit models were used for investigating socioeconomic variables' effects on the self-reported state of health. The results indicated that self-perception of health was positively related to good nutrition, better education and an active life-style. Individuals who were satisfied with their current income probably reported better health. It was also found that the socioeconomic level enjoyed/suffered during initial stages of life influenced the state of self-reported health, thereby having important implications for public health policy. The relationship between socioeconomic variables and self-perception of health was consistent for the five countries.

Key words: health status, aging, endogeneity. **JEL:** I12, J24, D12.

Résumé

Jewell, R. Todd; Rossi, Máximo et Triunfo, Patricia. «L'état de santé des personnes âgées en Amérique latine», Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46, Bogota, 2007, pages 147-167.

A partir des données de l'Enquête sur la Santé, le Bien-être et le Vieillessement, ce travail analyse l'état de santé des personnes âgées de plus de 60 ans dans cinq pays d'Amérique latine: l'Argentine, le Brésil, le Chili, le Mexique et l'Uruguay. En utilisant des modèles probit ordonnés, il a été possible d'étudier les effets de variables socioéconomiques sur l'état de santé indiqué par l'individu. Les résultats montrent que l'autoperception concernant la santé a un rapport positif avec une nutrition adéquate, une plus grande éducation et un style de vie actif. Les individus satisfaits de leur revenu actuel rapporteront, probablement, une meilleure santé. On a également remarqué que le niveau socioéconomique dans les étapes initiales de la vie influe sur l'état de santé autorapporté, ce qui a des implications importantes pour la politique de santé publique. Finalement, le rapport entre les variables socio-économiques et l'autoperception de la santé est consistant pour les cinq pays étudiés.

Mot clés : état de santé, vieillesse, endogénéité. **JEL :** I12, J24, D12.

INTRODUCCIÓN

En 1946 la Organización Mundial de la Salud (OMS) definió la salud como “un estado completo de bienestar físico, mental y social, y no solamente ausencia de enfermedad o dolencia”. Por primera vez, su definición tuvo un carácter positivo e incorporando los aportes de diversos autores se tornó más completa y aplicable. En cualquier caso, la literatura se ha preocupado por analizar los factores determinantes de la salud, mostrando que aspectos no médicos como: el desempleo, el nivel de ingreso y de educación, los estilos de vida, el medio ambiente, entre otros, tienen una incidencia sobre ella. De esta manera, la intervención de los gobiernos no se limita a mejorar los sistemas sanitarios, ésta puede darse también, a través de políticas educativas o de ingreso (Auster *et al.* 1969).

En el presente trabajo, se utilizan las Encuestas sobre Salud, Bienestar y Envejecimiento (SABE), las cuales fueron realizadas en 2001 en zonas urbanas seleccionadas de siete países de América Latina y el Caribe: Bridgetown, Barbados; Buenos Aires, Argentina; La Habana, Cuba; México, D.F., México; Montevideo, Uruguay; Santiago de Chile, Chile y São Paulo, Brasil (OPS–OMS 2001). Sin embargo, para los fines de este artículo se emplea, únicamente, la información de cinco países: Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay, los cuales corresponden, no obstante, a la mayor parte de la muestra. Se estiman modelos *probit* ordenados que permiten analizar la asociación entre factores socioeconómicos y demográficos, y el estado de salud del adulto mayor. Este tipo de estudios permiten proyectar las necesidades, en materia de salud, de diferentes grupos de la población.

En América Latina, se evidencia un proceso de envejecimiento de la población, lo cual exige compromisos específicos en cuanto a políticas de salud

para este grupo etario, a programas de servicios sociales y médicos que atiendan las condiciones crónicas que acompañan la longevidad, entre otros. Cabe resaltar que el proceso de envejecimiento de la población afecta, no sólo a los adultos mayores, sino también a la población joven, a través del sistema de seguridad social, del mercado laboral, de las transferencias intergeneracionales y de la distribución del ingreso.

ANTECEDENTES

Existe una amplia evidencia empírica, en particular para países desarrollados, sobre la relación existente entre las características socioeconómicas y el estado de salud de los individuos (medido a través de la morbilidad, el autoreporte, entre otros); sin embargo, no siempre se ha demostrado la causalidad entre dichas variables (Christenson y Johnson 1995, Deaton y Paxson 1999, Elo y Preston 1996, Gerdtam y Johannesson 1997, Goldman y Lakdawalla 2001). En general, se encuentra una relación positiva entre un mejor estado de salud y una buena situación socioeconómica. En el caso de la educación y la salud, dicha correlación ha sido explicada de diferentes maneras: gente educada toma mejores decisiones o tiene mejor información acerca de su salud, gente con salud deficiente logra bajos niveles educativos; o es posible considerar variables no observadas como las características genéticas, el stock del hogar (por ejemplo, la educación de los padres), tasas de descuento diferentes (es decir, preferencias distintas que llevan a inversiones diferentes), entre otras (Fuchs 1982, Kenkel 1991, Grossman, 1972a y 1972b). Lleras-Muney (2005) encuentra un efecto causal que va de la educación hacia la salud e identifica que es mayor al sugerido por la literatura; según su trabajo, un año adicional de educación disminuye la probabilidad de morir en los próximos diez años en al menos 3,6 puntos porcentuales.

Igualmente, existen estudios epidemiológicos que empleando la mortalidad, como indicador de salud, no logran encontrar ninguna asociación significativa entre salud deficiente y bajo nivel socioeconómico en los grupos de edades avanzadas. Las diferencias en los resultados podrían deberse a que los indicadores miden diferentes rangos de la variable latente, de hecho la mortalidad representa el peor estado de salud posible, no siendo así para el caso de la autopercepción. Otra posible explicación corresponde a que los individuos de estratos bajos mueren antes (efecto sobrevivencia) y a que la provisión pública de servicios de salud, con énfasis en el adulto mayor, reduce las brechas entre capacidad de pago y acceso a los cuidados de salud.

A pesar de que la autopercepción de los individuos puede estar sujeta a sesgos, debido a problemas de endogeneidad y a errores de medida, se aprecia que es una variable adecuada para predecir la mortalidad y por ende el estado de salud (Idler y Kasl 1991, Connelly *et al.* 1989 y Mete 2005). Mete (2005) al utilizar una encuesta longitudinal aplicada a adultos mayores en Taiwán, encontró que las limitaciones funcionales en la vida diaria, las enfermedades crónicas y el auto-reporte son indicadores que permiten –en el orden anteriormente mencionado– predecir satisfactoriamente la mortalidad y que existe una correlación entre dichas aproximaciones. De hecho, aun cuando otras medidas objetivas del estado de salud son incorporadas, la autopercepción de los individuos predice la mortalidad.

La evidencia del nivel socioeconómico como factor de riesgo para los más viejos es importante para la implementación de estrategias de prevención, y para evaluar la naturaleza de las desigualdades y el impacto sobre la salud (Case 2001 y Salas 2002).

Otro hallazgo importante a la hora de definir políticas sanitarias corresponde a que aspectos ambientales como el lugar de residencia o las condiciones en las primeras etapas de la vida, intervienen en la tasa de mortalidad de los adultos mayores (Costa 1997 y 2000, y Mete 2005). A su vez, la salud de los niños está estrechamente relacionada con el promedio del ingreso del hogar en el largo plazo, en este sentido, el efecto adverso sobre la salud de un ingreso bajo de manera permanente, se extiende a lo largo de todo el ciclo de vida del individuo (Case *et al.* 2001).

En la literatura especializada no existe un consenso sobre el origen de las inequidades en salud y menos aun si es posible que se reduzcan o la forma de lograrlo. En Fogel y Lee (2003) se recogen numerosos estudios que confirman amplias disparidades en el estado de salud al considerar los diversos estratos de la población, incluso en los países ricos; sin embargo, la tendencia de largo plazo corresponde a sociedades más saludables.

Según algunos autores, las divergencias se han incrementado a raíz del paso de sistemas de salud de acceso universal a aquellos orientados por el mercado. Para otros, el origen radica en la desigualdad del ingreso; en particular, el crecimiento en las diferencias del ingreso en la sociedad norteamericana está asociado negativamente con el estado de salud de los

ciudadanos. Lo anterior puede ser consecuencia del estrés psicosocial, entendido como el resultado de la privación relativa y de la ruptura de la cohesión social en sociedades más desiguales. Sin embargo, otros investigadores consideran que es más determinante el nivel de ingreso del país que la desigualdad.

Asimismo, algunos autores plantean que la disparidad en la provisión de servicios de salud se ha incrementado. Los avances en las tecnologías médicas pueden conducir a un crecimiento de la desigualdad en los cuidados médicos y en el estado de salud de la población. Dado que la población más educada tiende a tener mejores cuidados sobre sí misma y a utilizar más el sistema de salud, las reducciones en el precio de los cuidados médicos o la expansión de la demanda por insumos de salud pueden, desproporcionadamente, beneficiar a los más educados. En este sentido, se comienza a hablar de una entrega eficiente de cuidados de salud esenciales; sin embargo, una serie de preguntas surgen en relación con esta propuesta: ¿qué es el cuidado de salud esencial? y ¿cuál es la combinación óptima de servicios privados y públicos?

Existen hallazgos relevantes a la hora de definir el cuidado de salud esencial. Por ejemplo, varios estudios han mostrado la conexión entre la exposición a estrés biológico y social en las primeras etapas de la vida—incluyendo el estrés en el útero y durante la infancia—, con las enfermedades crónicas en personas de edad mediana y en adultos mayores. La evidencia más fuerte ha surgido con respecto a la hipertensión, a las enfermedades coronarias y a la diabetes tipo II. Por lo tanto, un aumento del gasto destinado al cuidado prenatal, pediátrico y en la niñez temprana, es un mecanismo efectivo para mejorar la salud a lo largo del ciclo de vida, posponiendo de esta manera, el gasto para atender enfermedades crónicas. Esta estrategia provoca un sesgo inter-generacional que es necesario discutir.

Mete (2005) encuentra que las relaciones entre escolaridad, riqueza y mortalidad se debilitan cuando la estimación de la probabilidad de morir es condicional al estado de salud reportado en épocas anteriores. En consecuencia, el aspecto socioeconómico puede ser el mayor determinante de la salud y las políticas de intervención que lo mejoran en edades tempranas, pueden conducir a un incremento en el nivel de la misma y a un período de vida más largo. No obstante, si las políticas son aplicadas de manera tardía en la vida del individuo, su impacto en la mortalidad es insignificante.

METODOLOGÍA E INFORMACIÓN

Siguiendo el modelo de Grossman (1972a, 1972b) se asume que, en cualquier período (t): los individuos obtienen utilidad del ingreso y del stock de capital de salud (H_t); H_t es igual al *stock* de salud heredado del período anterior (H_{t-1}), más la inversión de salud realizada en dicho período (I_{t-1}), menos el monto de salud perdido debido a la depreciación. Por consiguiente, el stock de salud en cualquier período t es el siguiente:

$$H_t = H_{t-1} + I_{t-1} - d_{t-1}H_{t-1} \quad \text{ó} \quad [1]$$

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

donde d_{t-1} es la tasa de depreciación en el período $t - 1$ y se encuentra entre 0 y 1.

A partir de la maximización de la utilidad intertemporal sujeta a las restricciones presupuestales y a la ecuación (2), se obtiene una ecuación para el stock óptimo de salud, y por lo tanto, el monto óptimo de inversión en salud en cualquier período.

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 el stock inicial de salud igual a θ . Sustituyendo el óptimo H_t para $t > T$ resulta en la siguiente condición que describe el *stock* de salud del individuo en el período T :

$$H_T = \prod_i \alpha_{T-i} \theta + \sum_j I_{T-j} \prod_k a_{T-k} \quad [3]$$

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, información que está contenida en la ecuación (4).

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

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. Por ejemplo, la depreciación puede ser una función de la edad, del género, del capital social, de la inactividad, de la obesidad, de la nutrición inadecuada, y del consumo de alcohol y de tabaco.

La inversión será una función de variables socioeconómicas, tales como género, educación, ingreso y estado civil. Además, para indicar el stock inicial de salud del individuo es posible usar variables parentales o las condiciones en las etapas iniciales de la vida.

Modelo Empírico

Asumiendo la función lineal para F , tenemos que:

$$H_T = \Omega\beta + \varepsilon \quad [5]$$

Donde H_T es el capital actual de salud en el período T . Por otra parte, el vector Ω contiene las variables dependientes (medidas de d , I , y θ), el vector β contiene los coeficientes a estimar y ε es el término de error.

Anteriormente, el concepto de salud se medía a través de indicadores que recogían las pérdidas de la misma, como muerte o enfermedad, para cuya construcción se utilizaba la información proveniente de los servicios de salud y de las estadísticas vitales (INDEC 2003).

La ampliación de dicho concepto ha llevado a incorporar diferentes indicadores como lo son el auto-reporte o la autopercepción de los individuos, las enfermedades crónicas, las limitaciones físicas, las consultas médicas realizadas en un período, entre otros.

En este trabajo, se opta por medir la salud, a través de la autopercepción del individuo con respecto a su estado general (*auto*). La variable *auto* es una variable discreta que toma el valor "1" si el individuo autorreporta un estado de salud regular, malo o muy malo; "2" si es bueno y "3" si es muy bueno. Este tipo de medida discreta captura información importante y es un buen indicador para predecir la mortalidad (Connelly *et al.* 1989 y Idler y Kasl 1991).

No obstante, H_T es una variable latente no observada, dado que el investigador solamente conoce los resultados discretos. En el caso de una medida tricotómica de salud, como es el caso de este estudio, el nivel de la salud, *auto*, es observado a través de la siguiente regla:

$$\begin{aligned}
 \text{auto} &= 1 \text{ (regular, malo o muy malo)} && \text{si } H_T \leq \Delta_1 && [6] \\
 \text{auto} &= 2 \text{ (bueno)} && \text{si } \Delta_1 < H_T \leq \Delta_2 \\
 \text{auto} &= 3 \text{ (muy bueno o excelente)} && \text{si } H_T > \Delta_2
 \end{aligned}$$

Si ε se distribuye normal, la decisión contenida en la ecuación (6) implica un modelo *probit* ordenado:

$$\text{Prob}(\eta = 1) = \text{Prob}(\varepsilon \leq \Delta_1 - \Omega\beta) = \Phi(\Delta_1 - \Omega\beta) \quad [7]$$

$$\text{Prob}(\eta = 2) = \text{Prob}(\Delta_1 - \Omega\beta < \varepsilon \leq \Delta_2 - \Omega\beta) = \Phi(\Delta_2 - \Omega\beta) - \Phi(\Delta_1 - \Omega\beta)$$

$$\text{Prob}(\eta = 3) = \text{Prob}(\varepsilon > \Delta_2 - \Omega\beta) = 1 - \Phi(\Delta_2 - \Omega\beta)$$

Nótese que Δ_1 y Δ_2 son puntos de corte y son calculados con el resto de los coeficientes.

Hay que destacar que la probabilidad de que el individuo declare tener un buen o mal estado de salud es condicional a que esté vivo, en este sentido existe un truncamiento selectivo en la función de distribución (Heckman 1979). Los datos de la muestra se extraen de una población mayor (vivos y muertos), siendo a su vez una selección no aleatoria. Una estimación que utilice sólo los datos observados llevaría a estimadores inconsistentes. En Salas (2002) se corrige dicho sesgo al estimar –por máxima verosimilitud con información completa– la ecuación del stock de salud y la ecuación de sobrevivencia (*probit* con sesgo de selección)¹. Dicha solución no puede ser contemplada en nuestro trabajo, por no disponer de las características de los individuos muertos, no obstante, el modelo incluye variables que determinan la esperanza de vida de los individuos como el sexo y la edad.

Variables Independientes

A continuación, se especifican las variables utilizadas, a partir de la información recogida a través de las encuestas SABE, como aproximaciones de d , I y θ , al estimar la ecuación (5).

La depreciación es función de las siguientes variables: *edad* (variable continua desde los 60 años²), *mujer* (variable dicotómica que toma el valor 1 si

1 En dicho trabajo no se encuentra significativo el ratio de Mill (Salas 2002).

2 México tiene datos para la población a partir de 50 años; sin embargo, con el fin de hacer comparable la muestra se toma en cuenta, solamente, la información de la población de 60 años y más.

el adulto mayor es mujer), *seden* (variable dicotómica que toma el valor 1 si en el último año el individuo no hizo, ejercicio, actividades físicas –como deportes, trotar, bailar–, trabajo pesado, al menos tres veces por semana), *nofuma* (variable dicotómica que toma el valor 1 si nunca ha fumado), *nutri* (variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo considera que está bien nutrido).

Por su parte, la inversión se aproxima a través de la educación, el género, el ingreso, el estado civil y la cobertura de salud. En relación con la educación, dadas las diferencias en los sistemas educativos de los países analizados, se considera *primaria* (variable dicotómica que toma el valor 1 si el adulto tiene educación primaria como último nivel alcanzado) y *sininst* (variable dicotómica que toma el valor 1 si el adulto no tiene instrucción).

Con respecto al ingreso, dado que no se dispone de una buena medida para valorarlo se utilizan como variables de aproximación la satisfacción monetaria y un índice de privación de bienes. *Satim* es una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo considera que tiene suficiente dinero para cubrir sus necesidades del diario vivir. *Priva* es un índice de privación, originario de la literatura de pobreza, el cual no consiste en la simple agregación de bienes en el hogar, sino que pondera la tenencia según lo generalizado que esté su consumo en la muestra.

En este sentido, si un hogar no dispone del bien *j*, el cual está presente en la mayoría de los hogares, esta carencia tendrá una ponderación alta en el índice agregado de privación; por el contrario si en el hogar no existe un bien que la mayoría de individuos de la muestra no posee, esa insuficiencia tendrá un peso muy bajo en el índice de privación. Dicho índice es una variable continua entre 0 y 1, donde 0 implica que el hogar tiene todos los bienes considerados, mientras que 1 implica la privación total de los mismos.

Dado que un individuo pudo haber tenido diferentes uniones y separaciones a lo largo de su vida, para definir el estado civil, se considera únicamente, la variable *nunido* (binaria que toma el valor 1 si nunca estuvo casado o en unión libre).

Para establecer la cobertura de salud, considerando los diferentes sistemas sanitarios de los países estudiados, se opta por utilizar dos variables: *público* (binaria que toma el valor 1 si tiene cobertura pública) y *ninguna* (binaria que toma el valor 1 si no tiene cobertura pública ni privada). La variable omitida es cobertura privada.

El *stock* inicial de la salud del individuo se mide a través de tres variables que dan cuenta de su situación en los primeros 15 años de vida: *situi* (variable binaria que toma el valor 1 si tuvo una buena situación económica en los primeros quince años de vida), *saludi* (variable binaria que toma el valor 1 si tuvo una excelente o buena salud en los primeros quince años de vida), *nutrii* (variable binaria que toma el valor 1 si considera que no hubo algún período en el cual no comió suficiente o pasó hambre, en los primeros quince años de vida). En el Cuadro 1 se encuentran las estadísticas descriptivas de todas las variables utilizadas.

Resultados

Se estima la ecuación (5) a través de un modelo *probit* ordenado. Cuando todos los parámetros son incluidos la ecuación se convierte en:

$$Auto = H [edad, mujer, seden, nofuma, nutri, primaria, sininst, satim, priva, nunido, público, ninguna, situi, saludi, nutrii]$$

Con el propósito de determinar la adecuación de trabajar con *pool data* se realizó la prueba de Chow encontrando que es necesario realizar las estimaciones por país³. En el Cuadro 2 se presentan dichas estimaciones con los errores estándares robustos.

En este tipo de modelos se suelen encontrar bajas medidas de bondad de ajuste (pseudó R^2)⁴. Sin embargo, éstas 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 planteando (Long y Freese 2001). Por tal motivo, a continuación se hace énfasis en los signos de los parámetros y en los efectos marginales⁵.

En términos generales, se encuentra los signos predichos por la teoría, esto es, una relación negativa con las variables que aumentan la depreciación del *stock* de salud y positiva con aquellas que aumenten su productividad. Respecto a las primeras, el grupo etario de 60 años o más, aparece como relativamente

3 Estos resultados se encuentran a disposición de los interesados.

4 En general los pseudos R^2 de este tipo de modelos se encuentran entre 3 y 12% (Wallace y Gutiérrez 2005, Gerdtham y Johannesson 1997). En este trabajo se encuentran entre 7 y 9% dependiendo del país analizado.

5 Dado que el modelo *probit* no es lineal, los coeficientes no son directamente los efectos marginales, estos son calculados con el comando “mfx” de Stata.

CUADRO 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Variable	Media					Desviación estándar				
	Argentina (Buenos Aires)	Brasil (São Paulo)	Chile (Santiago de Chile)	México (D.F)	Uruguay (Montevideo)	Argentina (Buenos Aires)	Brasil (São Paulo)	Chile (Santiago de Chile)	México (D.F)	Uruguay (Montevideo)
<i>Auto</i>	0,84	0,55	0,42	0,37	0,81	0,72	0,68	0,61	0,61	0,71
<i>Edad</i>	70,45	73,28	71,56	69,92	70,96	7,09	8,46	8,02	7,82	7,35
<i>Mujer</i>	0,63	0,59	0,66	0,59	0,63	0,48	0,49	0,47	0,49	0,48
<i>Primaria</i>	0,45	0,63	0,60	0,59	0,61	0,50	0,48	0,49	0,49	0,49
<i>Sinist</i>	0,33	0,24	0,11	0,20	0,05	0,47	0,43	0,32	0,40	0,21
<i>Nunido</i>	0,06	0,05	0,07	0,04	0,04	0,23	0,21	0,26	0,19	0,19
<i>Noforma</i>	0,57	0,54	0,55	0,59	0,57	0,50	0,50	0,50	0,49	0,50
<i>Priva</i>	0,23	0,24	0,25	0,28	0,23	0,19	0,20	0,20	0,24	0,18
<i>Público</i>	0,72	0,62	0,84	0,72	0,33	0,45	0,48	0,37	0,45	0,47
<i>Ninguna</i>	0,00	0,02	0,11	0,25	0,02	0,00	0,16	0,31	0,43	0,14
<i>Seden</i>	0,86	0,77	0,79	0,68	0,83	0,35	0,42	0,41	0,47	0,38
<i>Nutri</i>	0,95	0,91	0,88	0,79	0,93	0,22	0,28	0,33	0,41	0,25
<i>Nutriu</i>	0,87	0,80	0,75	0,69	0,89	0,33	0,40	0,43	0,46	0,31
<i>Saludi</i>	0,48	0,48	0,36	0,47	0,43	0,50	0,50	0,48	0,50	0,50
<i>Sitni</i>	0,42	0,31	0,40	0,22	0,37	0,49	0,46	0,49	0,42	0,48
<i>Satim</i>	0,32	0,31	0,30	0,50	0,45	0,47	0,46	0,46	0,50	0,50

CUADRO 2
ESTIMACIÓN PROBIT ORDENADO

Variable	Uruguay (Montevideo)		México (D.F.)		Chile (Santiago de Chile)		Brasil (São Paulo)		Argentina (Buenos Aires)	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
<i>Edad</i>	-0,001	0,005	-0,001	0,005	-0,001	0,005	0,003	0,004	0,002	0,006
<i>Mujer</i>	** -0,198	0,080	*** -0,226	0,089	*** -0,282	0,077	-0,049	0,070	*** -0,327	0,088
<i>Primaria</i>	*** -0,288	0,082	*** -0,520	0,098	*** -0,269	0,082	*** -0,379	0,088	-0,031	0,101
<i>Sinist</i>	*** -0,666	0,187	** -0,308	0,130	*** -0,349	0,132	*** -0,483	0,115	* -0,213	0,120
<i>Nanido</i>	*** 0,571	0,167	0,271	0,190	0,044	0,139	0,062	0,147	0,031	0,179
<i>Nofuma</i>	0,013	0,077	0,109	0,090	0,088	0,074	0,090	0,069	0,136	0,088
<i>Priva</i>	-0,101	0,234	-0,064	0,185	-0,040	0,191	-0,250	0,177	-0,303	0,233
<i>Público</i>	** -0,186	0,081	** -0,394	0,181	-0,207	0,152	** -0,152	0,068	* -0,145	0,090
<i>Ninguna</i>	* 0,552	0,321	-0,318	0,199	-0,036	0,180	** 0,329	0,166		
<i>Seden</i>	*** -0,278	0,085	-0,090	0,084	* -0,143	0,084	*** -0,314	0,067	*** -0,308	0,103
<i>Nutri</i>	*** 0,828	0,156	*** 0,489	0,114	*** 0,682	0,135	*** 0,556	0,130	*** 0,869	0,203
<i>Nutrii</i>	0,139	0,120	0,140	0,096	0,096	0,092	0,021	0,076	0,147	0,132
<i>Saludi</i>	*** 0,431	0,071	*** 0,242	0,077	0,038	0,074	0,057	0,061	*** 0,286	0,079
<i>Situi</i>	0,071	0,075	** 0,177	0,091	** 0,200	0,078	* 0,120	0,067	0,086	0,084
<i>Satim</i>	*** 0,274	0,076	*** 0,245	0,081	*** 0,384	0,077	*** 0,327	0,066	*** 0,411	0,087
Δ_1	0,209	0,381	0,426	0,394	0,612	0,375	0,318	0,292	0,354	0,463
Δ_2	1,592	0,381	1,496	0,398	1,883	0,378	1,563	0,291	1,704	0,466
<i>Pseudo R²</i>	0,088		0,081		0,070		0,063		0,068	
<i>N</i>	1,444		1,242		1,300		2,139		1,007	

Variable Dependiente = *auto*. Nota: * Significativo al 90%; ** Significativo al 95%; *** Significativo al 99%; EE: error estándar.

homogéneo, no siendo significativas las diferencias por edad; mientras que conductas de prevención, como tener una adecuada nutrición y hacer ejercicio, aumentan la probabilidad de tener un buen estado de salud.

En cuanto a la inversión en salud, la educación y tener cobertura privada de salud tienen un impacto positivo. Por su parte, el ingreso, medido a través de la satisfacción monetaria actual, tiene un impacto positivo y significativo, pero no es el caso del indicador de privación, el cual es no significativo. Finalmente, el *stock* inicial del individuo –la salud y la situación económica en los primeros quince años de vida– determinan positivamente su estado de salud actual.

Este tipo de estimaciones presentan problemas de endogeneidad y asumen dependencia unidireccional entre ciertas variables y el estado de salud. En particular, es de esperar problemas con el hábito de fumar, el sedentarismo y la nutrición, pero no con el nivel de ingreso para el grupo etario de análisis. Un individuo puede no fumar o ser sedentario porque tiene problemas de salud y no necesariamente ser saludable porque no tiene dichos hábitos. Del mismo modo, podría ser incierto el sentido del impacto entre nutrición y estado de salud.

Ahora bien, con el fin de probar la existencia de endogeneidad se deberían realizar estimaciones de ecuaciones simultáneas, agregando una por cada variable que se sospecha endógena y utilizar variables de exclusión (variables instrumentales) que permitan la identificación del sistema. Por no disponer en la encuesta empleada de instrumentos adecuados, se presentan las estimaciones con y sin el conjunto de variables que se sospecha son endógenas, esto con la intención de determinar la robustez de los coeficientes. Como se observa en el Cuadro 3, no hay grandes cambios en los coeficientes. Para las estimaciones con y sin el conjunto de variables potencialmente endógenas se presentan los efectos marginales en los Cuadros 4 y 5.

Se destacan los efectos de las variables utilizadas como aproximación del ingreso (satisfacción monetaria y educación), encontrando que en ambos tipos de estimaciones, el tener como último nivel educativo alcanzado la formación primaria, reduce la probabilidad de tener un *muy buen estado de salud* entre 3 (Chile) y 8 puntos porcentuales (Uruguay)⁶; mientras que estar satisfecho con el ingreso actual la aumenta entre 3 (México) y 12 puntos porcentuales (Argentina).

6 No es significativa para Argentina.

CUADRO 3
ESTIMACIÓN *PROBIT* ORDENADO SIN VARIABLES POTENCIALMENTE ENDÓGENAS

Variable	Uruguay (Montevideo)		México (D.F.)		Chile (Santiago de Chile)		Brasil (São Paulo)		Argentina (Buenos Aires)	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
<i>Edad</i>	-0,003	0,004	-0,001	0,005	-0,001	0,004	0,002	0,003	0,001	0,006
<i>Mujer</i>	**0,134	0,063	**0,217	0,077	***0,271	0,073	-0,037	0,061	***0,274	0,081
<i>Primaria</i>	***0,307	0,072	***0,535	0,096	***0,287	0,081	***0,391	0,087	-0,034	0,101
<i>Sininst</i>	***0,695	0,165	**0,321	0,127	**0,382	0,131	***0,541	0,114	*0,214	0,120
<i>Nunido</i>	***0,577	0,162	0,274	0,186	0,011	0,138	0,084	0,143	0,091	0,174
<i>Privada</i>	-0,278	0,199	-0,131	0,184	-0,187	0,187	*-0,394	0,171	-0,354	0,235
<i>Público</i>	**0,149	0,073	**0,357	0,172	-0,171	0,151	**0,168	0,067	-0,111	0,090
<i>Ninguna</i>	**0,489	0,221	-0,286	0,191	-0,042	0,179	*0,299	0,166		
<i>Nutriti</i>	**0,204	0,102	*0,179	0,094	0,119	0,091	0,063	0,075	0,160	0,132
<i>Saludi</i>	***0,465	0,063	***0,254	0,077	0,076	0,073	0,070	0,060	***0,263	0,078
<i>Situi</i>	0,064	0,067	**0,187	0,088	*0,204	0,077	0,098	0,066	0,108	0,084
<i>Satim</i>	***0,280	0,066	***0,301	0,080	***0,404	0,076	***0,336	0,065	***0,437	0,086
Δ_1	-0,465	0,313	0,098	0,387	0,064	0,346	-0,097	0,261	-0,262	0,408
Δ_2	0,929	0,314	1,156	0,393	1,317	0,348	1,124	0,259	1,058	0,411
<i>Pseudo R²</i>	0,075		0,069		0,054		0,047		0,051	
<i>N</i>	1.444		1.242		1.300		2.139		1.007	

Variable Dependiente = *auto*. Nota: * Significativo al 90%; ** Significativo al 95%; *** Significativo al 99%; EE: error estándar.

CUADRO 4
EFECTOS MARGINALES DE ESTIMACIÓN PROBIT ORDENADO
Cambio en la probabilidad de auto = 3

Variable	Uruguay (Montevideo)	México (D.F.)	Chile (Santiago de Chile)	Brasil (São Paulo)	Argentina (Buenos Aires)
<i>Edad</i>					
<i>Mujer</i>	-0,046	-0,024	-0,030		-0,088
<i>Primaria</i>	-0,068	-0,060	-0,027	-0,066	
<i>Sininst</i>	-0,105	-0,028	-0,027	-0,064	-0,053
<i>Numido</i>	0,164				
<i>Nojuma</i>					
<i>Priva</i>					
<i>Público</i>	-0,040	-0,048		-0,025	-0,039
<i>Ninguna</i>	0,158			0,065	
<i>Seden</i>	-0,069		-0,015	-0,056	-0,088
<i>Nutri</i>	0,122	0,041	0,044	0,065	0,148
<i>Nutrii</i>					
<i>Saludi</i>	0,101	0,026			0,075
<i>Situi</i>		0,020	0,020	0,020	
<i>Satim</i>	0,063	0,026	0,043	0,057	0,113

Nota: se presentan, únicamente, los efectos marginales de las variables significativas. Por ser las variables dependientes dicotómicas, el efecto marginal es el cambio en la probabilidad de pasar de 0 a 1.

CUADRO 5
EFECTOS MARGINALES DE ESTIMACIÓN *PROBIT* ORDENADO
Sin variables potencialmente endógenas. Cambio en la probabilidad de *auto* = 3

Variable	Uruguay (Montevideo)	México (D.F.)	Chile (Santiago de Chile)	Brasil (São Paulo)	Argentina (Buenos Aires)
<i>Edad</i>					
<i>Mujer</i>	-0,032	-0,025	-0,030		-0,075
<i>Primaria</i>	-0,075	-0,064	-0,031	-0,071	
<i>Sininst</i>	-0,116	-0,030	-0,031	-0,074	-0,054
<i>Numido</i>	0,172				
<i>Priva</i>				-0,066	
<i>Público</i>	-0,034	-0,045		-0,029	
<i>Ninguna</i>	0,143			0,060	
<i>Nutrii</i>	0,044	0,019			
<i>Saludi</i>	0,114	0,028			0,070
<i>Situi</i>		0,022	0,022		
<i>Satim</i>	0,068	0,033	0,048	0,061	0,123

Nota: se presentan, únicamente, los efectos marginales de las variables significativas. Por ser las variables dependientes dicotómicas, el efecto marginal es el cambio en la probabilidad de pasar de 0 a 1.

En cuanto a la inversión que realizan los individuos, el tener cobertura pública de salud reduce la probabilidad de tener un *muy buen estado de salud*, entre 3 y 5 puntos porcentuales según el país analizado, respecto a los individuos que tienen una cobertura privada. Asimismo, una reducción de la probabilidad entre 2 y 9 puntos porcentuales se evidencia para el caso de las mujeres.

Con relación a los primeros años de vida, especialmente, en Uruguay y en Argentina, la salud en esta etapa inicial tiene un impacto positivo en la probabilidad de tener un *muy buen estado de salud*, 10 u 11 y 7 u 8 puntos porcentuales, según el tipo de estimación realizada.

Finalmente, se evidencia las diferencias en la probabilidad de tener un *muy buen estado de salud* en los países estudiados, siendo menor en Chile y en México con un 5%, seguida de Brasil 9%, Uruguay 14% (o 15% sin variables potencialmente endógenas) y Argentina con 18%. Analizando el otro extremo del autoreporte de salud, se observa el mismo fenómeno, siendo la probabilidad de tener un *mal estado de salud*, 71% en México, 66% en Chile, 54% en Brasil, 38% en Uruguay y 34% en Argentina.

CONCLUSIONES

Este trabajo pretende contribuir a analizar el rol de la salud como una forma de capital humano, así como, el impacto de diversos factores sociales, económicos, ambientales y demográficos, sobre la misma. El conocimiento y/o control de dichos aspectos puede tener una incidencia sobre la productividad de los individuos, siendo ésta una de las justificaciones principales—expuesta por gobiernos, organismos internacionales, investigadores y académicos—, para impulsar las inversiones en salud; a su vez, permite identificar grupos de la población expuestos a diferentes riesgos de salud, los cuales se traducirán en demandas diferenciales en cuidados médicos.

Centrándonos en la cohorte etaria de 60 años o más, a partir de las encuestas de Salud, Bienestar y Envejecimiento para cinco países de América Latina (SABE, OPS–OMS 2001) se estimaron los determinantes del estado de salud, medido a través del autorreporte de los individuos. Aparecen con mayor riesgo sanitario: los menos educados, los sedentarios, los mal nutridos, las mujeres y los que tienen una cobertura pública de salud (lo cual está asociado con bajo nivel socioeconómico).

Elevar el nivel de educación general y en especial el de las mujeres, dada su mayor esperanza de vida y el considerable grado de utilización que hacen

del sistema de salubridad, aumentaría su estado de salud y por lo tanto, reduciría el gasto en cuidados médicos.

Para el promedio de las poblaciones no se identifica diferencias por edad, esto es compatible con la evidencia internacional, en la cual se aprecia que el aumento en la esperanza de vida no ha conducido a un incremento en el tiempo de sufrimiento de enfermedades crónicas ni a un acrecentamiento de la severidad de las mismas (Fogel 2003 y 2004). De hecho, se encuentra una declinación paralela de la tasa de morbilidad con la de mortalidad. El retardo en la aparición de las enfermedades crónicas entre 1900 y 1990 (en más de 10 años) fue más alto que el incremento de la esperanza de vida (6,6 años) (Helmchen 2003 y Bell *et al.* 1992).

Otra conclusión importante es que las condiciones de vida durante los primeros años del individuo, son determinantes de su estado de salud en edades avanzadas. En este sentido, una situación económica favorable y haber tenido una excelente salud en los primeros 15 años, aumentan la probabilidad de que el adulto mayor tenga un buen estado de salud.

Como se señala en la literatura, la ampliación educativa y las mejoras nutricionales en las etapas iniciales de la vida han hecho más por el incremento en la longevidad que la medicina clínica (Fogel 2003 y 2004). En países con altos niveles de pobreza en la infancia, se pueden prever problemas en la depreciación del stock de salud y, por consiguiente, en la depreciación del capital humano, así como, una menor productividad y un crecimiento de la demanda por cuidados médicos –dirigida al sector público–, a medida que envejecan las cohortes actuales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Auster, R. I., D. Levenson, y D. Sarachek (1969) “The production of health, an exploratory study”, *Journal of Human Resources*, n. 4.
- Bell, F. C., A. Wade y S. Goss (1992) “Life tables for the United States social security area 1900-2080”, *Actuarial Study*, n. 107, U.S. Department of Health and Human Services.
- Case, A. (2001) “Does money protect health status? Evidence from South African pensions”, *Working Papers*, n. 8495, National Bureau of Economic Research.

- Case, A., D. Lubotsky y C. Paxson (2001) "Economics status and health in childhood: the origins of the gradient", *Working Papers*, n. 8344, National Bureau of Economic Research.
- Connelly, J. E., J. T. Philbrick, R. Smith, D. L. Kaiser, A. Wymer (1989) "Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization", *Supplement to Medical Care*, n. 27.
- Costa D. (1997) "Unequal at birth: a long-term comparison of income and birth weight", *Working Papers*, n. 6313, National Bureau of Economic Research.
- Costa, D. (2000) "Long term declines in disability among older men: medical care, public health, and occupational change", *Working Papers*, n. 7605, National Bureau of Economic Research.
- Christenson, B. A. y N. E. Johnson (1995) "Educational inequality in adult mortality: an assessment with death certificate data from Michigan", *Demography*, 32(2).
- Deaton, A. y C. Paxson (1999) "Mortality, education, income, and inequality among American cohorts", *Working Papers*, n. 7140, National Bureau of Economic Research.
- Elo, I. T. y S. Preston (1996) "Race and the self-reported health of elderly persons", *Journal of Gerontology*, 46(5): S235-S242.
- Fogel, R. W. (2003) "Changes in the process of aging during the twentieth century: findings and procedures of the early indicators project", *Working Papers*, n. 9941, National Bureau of Economic Research.
- Fogel, R. W. (2004) "Changes in the disparities in chronic disease during the course of the twentieth century", *Working Papers*, n. 10311, National Bureau of Economic Research.
- Fogel, R. W. y C. Lee (2003) "Who gets health care?", *Working Papers*, n. 9870, National Bureau of Economic Research.
- Fuchs, V. (1982) "Time preference and health: An exploratory study", *Working Papers*, n. 0539, National Bureau of Economic Research.
- Garber, A. M. (1989) *The economics of aging*, David A. Wise (ed.), National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press.
- Gerdtham, Ulf-G. y 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, Stockholm School of Economics.
- Goldman, D. y D. Lakdawalla (2001) “Understanding health disparities across education groups”, *Working Papers*, n. 8328, National Bureau of Economic Research.
- Grossman, M. (1972a) *The demand for health: A theoretical and empirical investigation*, Nueva York, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Grossman, M. (1972b) “On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(3).
- Heckman, J. (1979) “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, n. 47.
- Helmchen, L. (2003) *Changes in the age at onset of chronic disease among elderly Americans, 1870-2000*, Center for Population Economics University of Chicago.
- Hurd, Michael D., D. McFadden y A. Merrill (1999) “Predictors of mortality among the elderly”, *Working Paper*, n. 7440, National Bureau of Economic Research.
- Idler, E. L. y S. Kasl (1991) “Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality?”, *Journal of Gerontology*, n. 46.
- INE (2000) *Encuesta Continua de Hogares*, disponible en el sitio: [www.ine.gub.uy].
- INDEC (2003) “La salud a través de las encuestas de hogares en la Argentina”, *Serie Perfil de Condiciones de Vida*, n. 2.
- Kenkel, D. S. (1991) “Health behavior, health knowledge, and schooling”, *Journal of Political Economy*, 99: 287-305.
- Lleras-Muney, A. (2005) “The relationship between education and adult mortality in the United States”, *Review of Economic Studies*, 72(1): 189-221.
- Long, S. J. y J. Freese (2001) *Regression models for categorical dependent variables using STATA*, Stata Press.

- Mete, C. (2005) "Predictors of elderly mortality: health status, socioeconomic characteristics and social determinants of health", *Health Economics*, 14(2): 135-148.
- Mocan, N., E. Tekin y J. S. Zax (2000) "The demand for medical care in urban China", *Working Paper*, n. 7673, National Bureau of Economic Research.
- Omran, A. R. (1991) "The epidemiological transition: a theory of the epidemiology of population change", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 49(4).
- OPS–OMS (1992) "Informe final de la reunión de consulta sobre formulación de políticas de salud para los ancianos en América Latina y el Caribe", *Serie Informes Técnicos*, n. 24.
- OPS–OMS (2001) "Encuesta multicéntrica: Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE) en América Latina y el Caribe", Informe Preliminar, División de Promoción y Protección de la Salud, mayo.
- Pereyra, A., M. Rossi y P. Triunfo (2003) "El gasto en cuidados médicos de las familias uruguayas", *Trimestre Económico*, n. 277, enero-marzo.
- Salas, C. (2002) "On the empirical association between poor health and low socioeconomic status at old age", *Health Economics*, n. 11.
- StataCorp (2003) *Stata Statistical Software*, Release 8.0. College Station.
- Wagstaff, A. y V. Dardanoni (1986) "The demand for health: a simplified Grossman model. A note on a simple model of health investment", *Bulletin of Economic Research*, 38(1).
- Wagstaff, A. y E. van Doorslaer (2001) "Paying for health care: quantifying fairness catastrophe, and impoverishment, with applications to Vietnam, 1993-1998", *Working Paper*, noviembre, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Wallace, S. y V. Gutiérrez (2005) "Equity of access to health care for older adults in four major Latin American Cities", *Pan-American Journal of Public Health*, 17(5-6).
- Wise, David (ed.) (1989) *The Economics of Aging*, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press.