



Documentos de Trabajo

El estado de salud del adulto mayor en América Latina

R. Todd Jewell, Máximo Rossi y Patricia Triunfo

Documento No. 20/06
Diciembre, 2006

El estado de salud del adulto mayor en América Latina¹²

R. Todd Jewell, Máximo Rossi y Patricia Triunfo

¹ Los autores agradecen la cooperación recibida por parte del Lic. Omar Prats del Ministerio de Salud Pública del Uruguay, quien facilitara el acceso a los datos.

² R. Todd Jewell, Department of Economics- University of North Texas; Máximo Rossi y Patricia Triunfo, Departamento de Economía- Facultad de Ciencias Sociales-Universidad de la República.

Resumen

Utilizando los datos de la Encuesta sobre Salud, Bienestar, y Envejecimiento), este ensayo analiza el estado de salud de los adultos mayores de 60 años en cinco países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, México, y Uruguay. Se utilizan modelos probit ordenados que permiten investigar los efectos de las variables socioeconómicas sobre el estado de salud informado por los individuos. Los resultados muestran que dicho estado está positivamente correlacionado con la buena nutrición, los niveles de educación formal y el estilo de vida. Los hombres y aquellos que están satisfechos con su nivel de ingreso tienen una probabilidad mayor de informar un mejor estado de salud.

También se encuentra que la situación socioeconómica de los primeros años de vida afecta el estado de salud; este resultado tiene importantes implicaciones para las políticas públicas en salud. Finalmente, la relación entre las variables socioeconómicas y el estado de salud que informan los individuos se muestran con la misma importancia relativa en los cinco países.

Palabras claves: Estado de salud, envejecimiento, endogeneidad.

JEL-Clasificación: I12, J24, D12

Abstract

Utilizing data from the Health, Well-Being, and Aging Survey (La Encuesta sobre Salud, Bienestar, y Envejecimiento), this study analyzes the health status of adults over age 60 in five Latin American countries: Argentina, Brasil, Chile, México, and Uruguay. We employ ordered probit models that allow us to investigate the effects of socioeconomic variables on self-reported health status. The results indicate that self-reported health is positively correlated with good nutrition, more education, and an active lifestyle. Males and those who are satisfied with their current level of income are more likely to report better health. We also find that socioeconomic status early in life influences self-reported health status; this result has important implications for public health policy. Finally, the relationship between socioeconomic measures and self-reported health appears to be relatively consistent across these five countries.

Key words: health status, aging, endogeneity.

JEL-Classification: I12, J24, D12

1. Introducción

En 1946 la Organización Mundial de la Salud (OMS) definió a la salud como “un estado completo de bienestar físico, mental y social y no solamente ausencia de enfermedad o dolencia”. En este sentido, por primera vez se la define como algo positivo, a partir de lo cual muchos autores realizaron aportes que fueron tornando a esta definición más completa y aplicable. En cualquier caso, la literatura se ha preocupado por analizar sus determinantes, mostrando que factores no médicos, como ser el desempleo, ingreso, educación, pautas y estilos de vida, determinantes medio ambientales, etc., afectan el estado de salud, pudiendo entonces los gobiernos incidir sobre la misma a través de políticas de ingreso o educativas y no solo a través de cambios en los sistemas sanitarios (Grossman et al, 1997, Auster et al, 1969).

En este trabajo, se utilizan las Encuestas sobre Salud, Bienestar y Envejecimiento (SABE) realizadas en el año 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). A efectos de este estudio se utilizan los datos para cinco países (Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay) -la mayoría de la muestra- estimando 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 ha dado un proceso de envejecimiento de su población, lo

cual implicará requerimientos ineludibles en políticas específicas de salud para este grupo etario, programas de servicios sociales y servicios médicos que atiendan las condiciones crónicas que acompañan la longevidad, etc. El proceso de envejecimiento afecta no sólo a los adultos mayores sino también a la población joven a través de los sistemas de seguridad social, mercados laborales, transferencias intergeneracionales, distribución del ingreso, etc.

2. Antecedentes

Existe una amplia evidencia empírica, en particular para países desarrollados, sobre la relación entre las características socioeconómicas y el estado de salud de los individuos medido de diferentes formas (morbilidad, autoreporte, etc.), aunque no siempre demostrando la causalidad de dichas relaciones (Christenson et al, 1995; Deaton et al, 1999; Elo et al, 1996; Gerdtham et al, 1997; Lakdawalla et al, 2001). En general se encuentra una relación positiva entre mejores estados de salud y buena situación socioeconómica. Por ejemplo, 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 pobre salud logra bajos niveles educativos; o pueden haber variables no observadas, características genéticas o stock del hogar (educación de los padres, etc.), tasas de descuento diferentes, esto es preferencias distintas que lleven a inversiones diferentes, etc.(Fuchs, 1982; Kenkel, 1991), Grossman, 1972; Rosewentein et al, 1991). Lleras-Muney (2005) al intentar explicar dicha causalidad, encuentra un efecto causal desde la educación a la salud, a la vez que dicho efecto es mayor

al sugerido por la literatura hasta el momento, un año adicional de educación disminuye la probabilidad de morir en los próximos diez años en al menos 3.6 puntos porcentuales.

Existen estudios epidemiológicos que usando la mortalidad, como indicador de salud, fallan en encontrar cualquier asociación significativa entre una pobre salud y bajo nivel socioeconómico en los grupos de edades avanzadas. Una explicación de las diferencias puede ser que los indicadores estarían midiendo diferentes rangos de la variable latente, de hecho la mortalidad alcanza el peor estado de salud posible, no así por ejemplo la autopercepción. Otra posible explicación, es que los individuos de estratos bajos se mueren antes (efecto sobrevivencia) y además la provisión pública de servicios de salud con énfasis en el adulto mayor, reducen las brechas entre capacidad de pago y acceso a los cuidados de salud.

A pesar que la autopercepción de los individuos puede estar sujeta a sesgos, debido a problemas de endogeneidad y de errores de medida, se encuentra que es un buen predictor de la mortalidad y por ende del estado de salud (Idler et al, 1991; Connelly et al, 1989; Mete, 2005). En Mete (2005), al utilizar una encuesta longitudinal de adultos mayores en Taiwán, encuentra que tanto las limitaciones funcionales en la vida diaria, las enfermedades crónicas y el autoreporte son buenos predictores de la mortalidad, en el orden anteriormente mencionado, existiendo a su vez correlación entre dichas aproximaciones. De hecho, aún 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 el desarrollo de estrategias preventivas de salud y para evaluar el impacto y la naturaleza de las desigualdades sobre la salud (Case, 2001; Salas, 2002).

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

En la literatura no existe consenso respecto al origen de las inequidades en salud ni si éstas pueden ser reducidas y en todo caso cómo.

En Fogel et al (2003) se recogen numerosos estudios que confirman amplias disparidades en el estado de salud entre diversos estratos de la población, aún en los países ricos, y aunque la tendencia de largo plazo es de sociedades más saludables. Según algunos autores, las disparidades se han incrementado debido al cambio de los sistemas de salud desde el acceso universal a sistemas orientados por el mercado. Para otros, el origen radica en la desigualdad del ingreso. En particular, el crecimiento de la desigualdad del ingreso en la sociedad norteamericana, está negativamente asociado con el estado de salud de los ciudadanos. Lo anterior puede ser el efecto del estrés sicosocial resultado de la privación relativa y de la ruptura de la cohesión social en las sociedades más desiguales. Sin embargo, para otros el elemento crucial es el nivel del ingreso del país más que la desigualdad.

Por otra parte, algunos autores creen que la disparidad en la entrega de servicios de salud se ha incrementado. Los avances en las tecnologías médicas pueden producir un crecimiento de la desigualdad en los cuidados médicos y en el estado de salud de la población. Dado que la gente más educada tiende a tener mejores cuidados sobre sí mismo,

y una tendencia 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 ha comenzado a hablar de una entrega eficiente de cuidados de salud esenciales, las preguntas son ¿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 la consecuencia de enfermedades crónicas en edades medianas y adulto mayor. La evidencia más fuerte emerge con respecto a hipertensión, enfermedades coronarias y diabetes tipo II. Por lo tanto, un aumento del gasto en el cuidado prenatal, cuidado pediátrico y en la niñez temprana es un camino más efectivo para mejorar la salud en todo el ciclo de vida, posponiendo el gasto en enfermedades crónicas y en el alivio de la severidad. Dicha estrategia provoca un sesgo intergeneracional que es necesario discutir.

En Mete (2005) se 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. Por tanto, el status socioeconómico puede ser el mayor determinante de la salud, y las políticas de intervención que mejoran dicho status en edades tempranas pueden conducir a una mejor salud y a un periodo de vida más largo. No obstante si las intervenciones de política golpean tarde en la vida el impacto en la mortalidad es insignificante.

3. Metodología e Información

Siguiendo el modelo de Grossman (1972a, 1972b) se supone que los individuos derivan utilidad en cualquier período t del ingreso y del stock de capital de salud al tiempo t , H_t . En cualquier período 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:

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

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

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

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, 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 :

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

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 depreciaciones, de las inversiones en salud, y del stock inicial de salud, 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. Por ejemplo, la depreciación será una función de la edad, género, capital social, inactividad, obesidad, pobre nutrición, 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.

3.1. Modelo Empírico

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 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.

Tradicionalmente, 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 estadísticas vitales (INDEC, 2003). La ampliación de dicho concepto, ha llevado a incorporar diferentes indicadores como ser el autoreporte o autopercepción de los individuos, enfermedades crónicas, limitaciones físicas, consultas realizadas en un período, etc.

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

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

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

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

$$(7) \quad \begin{aligned} \text{Prob}(\eta = 1) &= \text{Prob}(\varepsilon \leq \Delta_1 - \Omega\beta) = \Phi(\Delta_1 - \Omega\beta); \\ \text{Prob}(\eta = 2) &= \text{Prob}(\Delta_1 - \Omega\beta < \varepsilon \leq \Delta_2 - \Omega\beta) = \Phi(\Delta_2 - \Omega\beta) - \Phi(\Delta_1 - \Omega\beta); \text{ y} \end{aligned}$$

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

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 por 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)³. Dicha solución no es posible 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 ser el sexo y la edad.

3.2. Variables Independientes

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

La depreciación es función de la *edad* (variable continua desde 60 años⁴), *mujer* (variable dicotómica que toma el valor 1 si el adulto mayor es mujer), *sedes* (variable dicotómica que toma el valor 1 si en el último año no hizo regularmente ejercicios o

³ En dicho trabajo no se encuentra significativo el ratio de Mill (Salas, 2002).

⁴ México tiene datos para población de 50 años y más, pero a efectos de hacer comparable la muestra se consideran en todos los países la población de 60 años y más.

actividades físicas como deportes, trotar, bailar o 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. Respecto a la educación, y 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).

Respecto al ingreso, dado que no se dispone de buenas medidas del mismo se utilizan como aproximaciones 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 en la literatura de pobreza, el cual no es la simple agregación de bienes en el hogar, sino que se pondera la tenencia según lo generalizado que esté el consumo del bien en la muestra. En este sentido, si un hogar carece del bien *j* que está presente en la mayoría de los hogares, tendrá una ponderación alta en el índice agregado de privación. De lo contrario si en el hogar no existe un bien que la mayoría no lo posee, esa carencia tiene un peso muy bajo en el índice de privación. Dicho índice es una variable continua de 0 a 1, donde 0 implica que el hogar tiene todos los bienes considerados, mientras que 1 implica la privación total de los mismos.

Para definir el estado civil, y dado que en el correr de la historia de vida el individuo pudo haber pasado por diferentes estados, únicamente se considera *nunido* (variable binaria que toma el valor 1 si nunca estuvo casado o en una unión libre).

La cobertura de salud, y dadas los diferentes sistemas sanitarios de los países considerados, se opta por especificar dos variables *público* (variable binaria que toma el valor 1 si tiene cobertura pública) y *ninguna* (variable 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 tiempo en que no comió suficiente ni pasó hambre en los primeros 15 años de vida)

En la Tabla 1 se encuentra las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas por país.

[INSERTE LA TABLA 1]

4. Resultados

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

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

A los efectos de determinar la adecuación de trabajar con pool data se realizó la

prueba de Chow encontrando que es necesario realizar las estimaciones por país⁵. En la Tabla 2 se presentan dichas estimaciones con los errores estándares robustos.

[INSERTE LA TABLA 2]

En este tipo de modelos se suelen encontrar bajas medidas de bondad de ajuste (Pseudo R2)⁶. 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 tal motivo, a continuación se hace énfasis en los signos hallados de los parámetros y en los efectos marginales⁷.

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

En cuanto a la inversión en salud, se encuentra un impacto positivo de la educación y tener cobertura privada de salud. Por su parte, el ingreso, medido a través de la satisfacción con el ingreso actual, tiene un impacto positivo y significativo, no así el indicador de privación el cual es no significativo.

⁵ Resultado disponible por lo autores para los interesados.

⁶ En general los pseudos R2 de este tipo de modelos se encuentran entre 3 y 12% (Wallace et al, 2005; Gerdtham et al, 1997). En este trabajo se encuentran entre 7 y 9% dependiendo del país analizado.

⁷ Dado que el modelo *probit* no es lineal, los coeficientes no son directamente los efectos marginales. Los mismos se calculan con el comando “mfx” de Stata (StataCorp, 2001).

Finalmente, el *stock* inicial del individuo, en cuanto a salud y la situación económica de los primeros quince años de vida aparecen determinando positivamente el estado de salud actual.

Este tipo de estimaciones presenta problemas de endogeneidad y asume 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, no así con el ingreso por 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. A efectos de probar la existencia de endogeneidad se deberían realizar estimaciones de ecuaciones simultáneas, agregando una ecuación por cada variable que se sospecha endógena y utilizando variables de exclusión (variables instrumentales) que permitan la identificación del sistema. Por no disponer, en la encuesta utilizada, de adecuados instrumentos, se presentan las estimaciones con y sin el conjunto de variables que se sospecha son endógenas a efectos de determinar la robusticidad de los coeficientes. Como se observa en la Tabla 3, no hay grandes cambios en los coeficientes.

[INSERTE LA TABLA 3]

Para ambas estimaciones, con y sin el conjunto de variables potencialmente endógenas se presentan los efectos marginales.

[INSERTE LA TABLA 4 y 5]

Resaltan los efectos de las variables utilizadas como aproximación del ingreso (satisfacción monetaria y educación), encontrando que en ambos tipos de estimaciones el tener sólo primaria como último nivel educativo alcanzado reduce la probabilidad de tener

un Muy Buen estado de salud entre 3 (Chile) y 8 puntos porcentuales aproximadamente (Uruguay)⁸; mientras que estar satisfecho con el ingreso con que se cuenta para cubrir las necesidades del diario vivir la aumenta entre 3 (México) y 12 puntos porcentuales (Argentina).

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 respecto a los que tienen privada entre 3 y 5 puntos porcentuales según el país analizado. Lo mismo ocurre para las mujeres, entre 2 y 9 puntos porcentuales.

En cuanto a los primeros años de vida, especialmente en Uruguay y Argentina la salud en esa etapa inicial tiene un fuerte impacto en la probabilidad de tener un Muy Buen estado de salud actual, 10 o 11 y 7 o 8 respectivamente según el tipo de estimación realizada.

Finalmente, resaltan las diferencias en la probabilidad de tener un Muy Buen estado de salud en los diferentes países, siendo el mínimo en Chile y México con un 5%, Brasil 9%, Uruguay 14% (o 15% sin variables potencialmente endógenas) y el máximo para Argentina con 18% de probabilidad. Analizando el otro extremo del autoreporte de salud, se observan las mismas diferencias, siendo la probabilidad de tener un Mal estado de salud en México un 71%, en Chile un 66%, en Brasil 54%, en Uruguay 38% y en Argentina 34%.

⁸ No es significativa para Argentina.

5. Conclusiones

En este trabajo se pretende contribuir al análisis del rol de la salud como una forma de capital humano, y el impacto de factores socioeconómicos, estilos de vida, etc., sobre la misma. El conocimiento y/o control de dichos factores permitiría incidir sobre la productividad de los individuos, siendo en la actualidad una de las justificaciones fundamentales expuestas por gobiernos, organismos internacionales, investigadores y académicos para impulsar inversiones en salud. A su vez, permite identificar grupos de la población expuestos a riesgos de salud diferentes, los cuales implicarán demandas diferenciales de cuidados médicos.

Centrándonos en el cohorte etario de 60 años o más, a partir de las encuestas de Salud, Bienestar y Envejecimiento para cinco países de América Latina (SABE, OPS/OMS-MSP, 2001) se estiman los determinantes del estado de salud, medido a través del autoreporte de los individuos.

Aparecen con mayor riesgo sanitario: los menos educados, los sedentarios, los mal nutridos, las mujeres y los que tienen cobertura pública de salud (lo cual está asociado con bajo nivel socioeconómico).

Por lo tanto, elevar el nivel de educación general, con especial énfasis en las mujeres, por ser las de mayor esperanza de vida y las que aparecen como más utilizadoras del sistema, aumentaría el estado de salud y por tanto reduciría el gasto en cuidados médicos.

Para el promedio de las poblaciones no se encuentran diferencias por edad, esto es compatible con la evidencia internacional en donde se encuentra que el aumento en la

esperanza de vida no ha llevado a un aumento del tiempo de sufrimiento de enfermedades crónicas ni a un aumento de la severidad de las mismas (Fogel, 2003, 2004). De hecho, se encuentran 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; Bell et al, 1992).

Otra conclusión importante, es que las condiciones en los primeros años de vida son determinantes del estado de salud en las etapas finales de la vida. En este sentido, tanto 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 expansión en la educación 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; 2004. En países con altos niveles de pobreza en la infancia, se pueden prever problemas en la depreciación del stock de salud, por consiguiente en la depreciación del capital humano, menor productividad y crecimiento de la demanda de cuidados médicos al sector público a medida que envejeczan las cohortes actuales.

6. Bibliografía

Auster, R., I. Levenson, D. and Sarachek, D. (1969): "The production of health, an exploratory study", *Journal of Human Resources* 4.

Baker, M., M. Stabile and C. Deri (2001): "What do self-reported, objective, measures of health measure?", Working Paper 8419, National Bureau of Economic Research.

Becker, G. (1965): "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*. 75.

Bell, F.C., A. Wade and S. Goss (1992): "Life tables for the United States social security area 1900-2080", Actuarial Study 107, U.S. Department of Health and Human Services.

Case, A. (2001): "Does money protect health status? Evidence from South African pensions, Working Paper 8495, National Bureau of Economic Research.

Case, A., D. Lubotsky and C. Paxson (2001): "Economics status and health in childhood: the origins of the gradient", Working Paper 8344, National Bureau of Economic Research.

Cepal (2000): "El envejecimiento demográfico y su impacto sobre la salud", mimeo.

Connelly, J.E., Philbrick, J.T, Smith, R., Kaiser, D.L. and Wymer, A. et al (1989): "Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization", *Supplement to Medical Care* 27.

Costa D. (1997): "Unequal at birth: a long-term comparison of income and birth weight", Working Paper 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 Paper 7605, National Bureau of Economic Research.

Cutler, D.M. (2001): "The reduction in disability among the elderly", *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA* 98(12).

Deaton, A. and C. Paxson (1995): "Measuring poverty among the elderly", Working Paper 5296, National Bureau of Economic Research.

Deaton, A. and C. Paxson (1999): "Mortality, education, income, and inequality among American cohorts", Working Paper 7140, National Bureau of Economic Research.

Deaton, A. (2001): "Health, inequality and economic development", Working Paper 8318, National Bureau of Economic Research.

- Ferreira-Coimbra, N. y A. Forteza (2004): Protección social en Uruguay, OIT, 2004.
- 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.
- Fogel, R.W. (2003): “Changes in the process of aging during the twentieth century: findings and procedures of the early indicators project”, Working Paper 9941, National Bureau of Economic Research.
- Fogel, R.W. and C. Lee (2003): “Who gets health care?”, Working Paper 9870, National Bureau of Economic Research.
- Fuchs, V. (1998): “Health care for the elderly: how much? Who will pay for it?”, Working Paper 6575, National Bureau of Economic Research.
- Garber, A.M. (1989): The economics of aging, Editor David A. Wise, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press.
- Gerddtham, Ulf-G. and 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.
- 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.
- Grossman, M. and R. Kaestner (1997): “Effects of education on health”, The Social Benefits of Education.
- Heckman, J. (1979): “Sample selection bias as a specification error”, Econometrica, 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 and A. Merrill (1999): “Predictors of mortality among the elderly”, Working Paper 7440, National Bureau of Economic Research.
- Idler, E.L. and S. Kasl (1991): “Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality?”, Journal of Gerontology 46.
- INE (2000), Encuesta Continua de Hogares, <http://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.

Mocan, N, E. Tekin and J. S. Zax (2000): “The demand for medical care in urban China”, Working Paper 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 (División de Promoción y Protección de la Salud), “Encuesta multicéntrica: Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE) en América Latina y el Caribe”, Informe Preliminar, Mayo 2001.

OPS/OMS, 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, 1992.

Pereyra, A., M. Rossi y P. Triunfo (2003): “El gasto en cuidados médicos de las familias uruguayas”, *Trimestre Económico* N° 277, Enero-Marzo de 2003.

Salas, C. (2002): “On the empirical association between poor health and low socioeconomic status at old age”, *Health Economics* 11.

Scott Long, J. and J. Freese (2001), Regression models for categorical dependent variables using STATA, Stata Press.

StataCorp (2003): Stata Statistical Software, Release 8.0. College Station.

Wagstaff, A. and V. Dardanoni (1986): “The demand for health: a simplified Grossmanmodel/A note on a simple model of health investment”, *Bulletin of Economic Research* 38(1).

Wagstaff, A. and E. van Doorslaer (2001): “Paying for Health Care: Quantifying Fairness Catastrophe, and Impoverishment, with Applications to Vietnam, 1993-1998”, Working Paper World Bank, November 2001, Washington, D.C.

Wise, David (1989), Editor, The Economics of Aging, The University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research.

Tabla 1
Estadísticas Descriptivas

Variable	Media					Desviación estándar				
	Argentina (Buenos Aires)	Brasil (San Pablo)	Chile (Santiago de Chile)	México (D.F)	Uruguay (Montevideo)	Argentina (Buenos Aires)	Brasil (San Pablo)	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>Sininst</i>	0.33	0.24	0.11	0.20	0.05	0.47	0.43	0.32	0.40	0.21
<i>Numido</i>	0.06	0.05	0.07	0.04	0.04	0.23	0.21	0.26	0.19	0.19
<i>Nofuma</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>Publico</i>	0.72	0.62	0.84	0.72	0.33	0.45	0.48	0.37	0.45	0.47
<i>Ninguno</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>Nutrii</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>Situi</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

Tabla 2
Estimación Probit Ordenado
Variable Dependiente = auto

	Uruguay (Montevideo)		México (D.F.)		Chile (Santiago de Chile)		Brasil (San Pablo)		Argentina (Buenos Aires)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Edad	-0,001	0,005	-0,001	0,005	-0,001	0,005	0,003	0,004	0,002	0,006
Mujer	-0,198**	0,080	-0,226***	0,089	-0,282***	0,077	-0,049	0,070	-0,327***	0,088
Primaria	-0,288***	0,082	-0,520***	0,098	-0,269***	0,082	-0,379***	0,088	-0,031	0,101
Sininst	-0,666***	0,187	-0,308**	0,130	-0,349***	0,132	-0,483***	0,115	-0,213*	0,120
Nunido	0,571***	0,167	0,271	0,190	0,044	0,139	0,062	0,147	0,031	0,179
Nofuma	0,013	0,077	0,109	0,090	0,088	0,074	0,090	0,069	0,136	0,088
Priva	-0,101	0,234	-0,064	0,185	-0,040	0,191	-0,250	0,177	-0,303	0,233
Público	-0,186**	0,081	-0,394**	0,181	-0,207	0,152	-0,152**	0,068	-0,145*	0,090
Sincober	0,552*	0,321	-0,318	0,199	-0,036	0,180	0,329**	0,166		
Seden	-0,278***	0,085	-0,090	0,084	-0,143*	0,084	-0,314***	0,067	-0,308***	0,103
Nutri	0,828***	0,156	0,489***	0,114	0,682***	0,135	0,556***	0,130	0,869***	0,203
Nutrii	0,139	0,120	0,140	0,096	0,096	0,092	0,021	0,076	0,147	0,132
Saludi	0,431***	0,071	0,242***	0,077	0,038	0,074	0,057	0,061	0,286***	0,079
Situi	0,071	0,075	0,177**	0,091	0,200**	0,078	0,120*	0,067	0,086	0,084
Satim	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
Pseudo R ₂	0,088		0,081		0,070		0,063		0,068	
N	1444		1242		1300		2139		1007	

Nota: * Significativo al 90%; ** Significativo al 95%; *** Significativo al 99%.

Tabla 3
Estimación *Probit* Ordenado Sin variables potencialmente endógenas
Variable Dependiente = *auto*

	Uruguay (Montevideo)		México (D.F.)		Chile (Santiago de Chile)		Brasil (San Pablo)		Argentina (Buenos Aires)	
	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Edad	-0,003	0,004	-0,001	0,005	-0,001	0,004	0,002	0,003	0,001	0,006
Mujer	-0,134**	0,063	-0,217**	0,077	-0,271***	0,073	-0,037	0,061	-0,274***	0,081
Primaria	-0,307***	0,072	-0,535***	0,096	-0,287***	0,081	-0,391***	0,087	-0,034	0,101
Sininst	-0,695***	0,165	-0,321**	0,127	-0,382**	0,131	-0,541***	0,114	-0,214*	0,120
Nunido	0,577***	0,162	0,274	0,186	0,011	0,138	0,084	0,143	0,091	0,174
Priva	-0,278	0,199	-0,131	0,184	-0,187	0,187	-0,394*	0,171	-0,354	0,235
Público	-0,149**	0,073	-0,357**	0,172	-0,171	0,151	-0,168**	0,067	-0,111	0,090
Sincober	0,489**	0,221	-0,286	0,191	-0,042	0,179	0,299*	0,166		
Nutrii	0,204**	0,102	0,179*	0,094	0,119	0,091	0,063	0,075	0,160	0,132
Saludi	0,465***	0,063	0,254***	0,077	0,076	0,073	0,070	0,060	0,263***	0,078
Situi	0,064	0,067	0,187**	0,088	0,204*	0,077	0,098	0,066	0,108	0,084
Satim	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
Pseudo R ₂	0,075		0,069		0,054		0,047		0,051	
N	1444		1242		1300		2139		1007	

Nota: * Significativo al 90%; ** Significativo al 95%; *** Significativo al 99%.

Tabla 4
Efectos Marginales de Estimación Probit Ordenado
Cambio en la probabilidad de *auto* = 3

	Uruguay (Montevideo)	México (D.F.)	Chile (Santiago de Chile)	Brasil (San Pablo)	Argentina (Buenos Aires)
Edad					
Mujer	-0,046	-0,024	-0,030		-0,088
Primaria	-0,068	-0,060	-0,027	-0,066	
Sininst	-0,105	-0,028	-0,027	-0,064	-0,053
Nunido	0,164				
Nofuma					
Priva					
Público	-0,040	-0,048		-0,025	-0,039
Sincober	0,158			0,065	
Seden	-0,069		-0,015	-0,056	-0,088
Nutri	0,122	0,041	0,044	0,065	0,148
Nutrii					
Saludi	0,101	0,026			0,075
Situi		0,020	0,020	0,020	
Satim	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.

Tabla 5
Efectos Marginales de Estimación Probit Ordenado
Sin variables potencialmente endógenas
Cambio en la probabilidad de *auto* = 3

	Uruguay (Montevideo)	México (D.F.)	Chile (Santiago de Chile)	Brasil (San Pablo)	Argentina (Buenos Aires)
Edad					
Mujer	-0,032	-0,025	-0,030		-0,075
Primaria	-0,075	-0,064	-0,031	-0,071	
Sininst	-0,116	-0,030	-0,031	-0,074	-0,054
Nunido	0,172				
Priva				-0,066	
Público	-0,034	-0,045		-0,029	
Sincober	0,143			0,060	
Nutrii	0,044	0,019			
Saludi	0,114	0,028			0,070
Situi		0,022	0,022		
Satim	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.