



FACULTAD
DE CIENCIAS
ECONÓMICAS



Universidad
Nacional
de Córdoba

REPOSITORIO DIGITAL UNIVERSITARIO (RDU-UNC)

Condiciones económicas y capital social como determinantes de la salud y el bienestar subjetivo. Una aplicación a países sudamericanos en 1995 y 2006

Mariana De Santis, Ignacio Villagra Torcomian

Ponencia presentada en XXX Jornadas Anuales de Economía realizado en 2014 en el Banco Central del Uruguay. Montevideo, Uruguay



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)

Condiciones económicas y capital social como determinantes de la salud y el bienestar subjetivo. Una aplicación a países sudamericanos en 1995 y 2006.

Mariana De Santis

Ignacio Villagra Torcomian

Instituto de Economía y Finanzas

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de Córdoba

Resumen

Se analiza la probabilidad conjunta de ser feliz y reportar buena salud controlando el efecto de características económicas, sociales y demográficas, con datos de la encuesta World Values Survey de Argentina, Brasil, Chile y Uruguay en 1995 y 2006. Se estimó un modelo probit bivariado cuyos resultados indican que, en los cuatro países, los efectos marginales sobre la probabilidad conjunta de la confianza institucional, de poseer atributos socioeconómicos favorables y no estar desempleado, son estadísticamente significativos. Solamente en el caso de Chile, la membresía activa en organizaciones voluntarias tiene un impacto positivo sobre la salud y la felicidad.

Palabras claves: salud, bienestar subjetivo, probit bivariado, capital social, países sudamericanos.

Códigos JEL: I12, I19, I30, I31, I39.

Abstract

The joint probability of being happy and reporting good health is analyzed controlling for economic, social and demographic characteristics, using data from the World Values Survey of Argentina, Brazil, Chile and Uruguay in 1995 and 2006. A bivariate probit model is estimated. Its results indicate that in all four countries, the marginal effects on the joint probability of institutional confidence, favorable socioeconomic conditions and not being unemployed are statistically significant. Only in Chile, the active membership in voluntary organizations has a positive impact on health and happiness.

Key words: health, subjective well-being, bivariate probit, social capital, South American countries.

JEL codes: I12, I19, I30, I31, I39

Introducción

El análisis de los determinantes de la felicidad por parte de los científicos sociales suscitó un creciente interés en los últimos años, al punto que actualmente constituye un fértil campo de investigación. Como señala Peiró (2006), las anomalías y refutaciones de la teoría ordinal de la utilidad abrieron paso a la reivindicación del enfoque cardinal. En este contexto, el creciente número de relevamientos y encuestas sobre niveles de satisfacción y felicidad han posibilitado la contrastación empírica de hipótesis acerca de su relación con diversas variables. Los economistas se interesan específicamente por el impacto de las variables económicas en el bienestar de los individuos, como el ingreso, la inflación y el desempleo, entre otras, además de factores relacionales y sociales, como el capital social, variable de interés de este trabajo.

En su trabajo pionero, Easterlin (1974) encontró que los países más ricos reportan en promedio mayor nivel de bienestar subjetivo o felicidad que los países pobres cuando se analizan dichas variables en un mismo momento, pero también comprobó que en el largo plazo la correlación positiva entre ingreso y felicidad a lo largo del tiempo es débil, es decir, que la felicidad no es afectada por el crecimiento económico. Este hallazgo dio origen a lo que en la literatura se conoce como Paradoja de Easterlin, posteriormente confirmada por estudios (Blanchflower, Oswald, 2000; Easterlin, 1995; Easterlin, 2004; Frey, Stutzer, 2002). Numerosos trabajos empíricos han confirmado la importancia del nivel de ingreso del individuo sobre su felicidad o bienestar, a la vez que se han planteado nuevas hipótesis acerca del papel que juegan los ingresos relativos y sus aspiraciones de ingreso a lo largo del tiempo. Así, se ha estudiado también el vínculo entre la felicidad y/o el bienestar subjetivo con el ingreso relativo, la situación ocupacional, la distribución del ingreso, etc.

En ese sentido, Easterlin (1974) basa su explicación en la hipótesis del ingreso relativo de Duesenberry (1949), aludiendo que la gente no se interesa por sus ingresos en términos absolutos sino que los compara con los de otras personas en el mismo país. Easterlin propone la existencia de una norma estándar de referencia. Aquéllos cuyos ingresos superan al ingreso de referencia experimentan mayor felicidad y viceversa. Por ese motivo,

en los niveles más altos de la distribución del ingreso se experimentarían en promedio mayores niveles de satisfacción que en los niveles más bajos. La teoría de ingreso relativo prevé que a lo largo del tiempo mientras las condiciones de vida cambian, también lo hace la norma social o el ingreso de referencia, esto lleva a que el efecto de mejor posición relativa no pueda ser captado en estudios de serie de tiempo.

Ball y Chenova (2007) encuentran que tanto el ingreso absoluto como relativo son importantes, pero para el individuo promedio el efecto en la felicidad de un cambio marginal en el ingreso relativo es mayor que el de un cambio marginal en el ingreso absoluto. “El hallazgo de que a las personas sí les interesa su ingreso absoluto implica que un aumento neutral en la distribución del ingreso en promedio aumenta la felicidad. En este sentido, el crecimiento económico puede mejorar el bienestar. Sin embargo, el hecho de que el ingreso relativo también es importante implica que si el ingreso de algunas personas crece en menor medida que el resto, las pérdidas de ingreso relativo pueden deteriorar la felicidad, por lo que el efecto del crecimiento es ambiguo”.

Otra de las explicaciones plausibles a los efectos del crecimiento en la felicidad hace referencia a las aspiraciones en el ingreso y la adaptación al ingreso. Por un lado, la teoría del nivel de aspiración establece que el bienestar individual es determinado por la brecha entre la aspiración y logro (Frey, 2008) las personas experimentan un menor nivel de bienestar cuando tienen mayores aspiraciones en el ingreso. Van Praag (1971) muestra que el ingreso al que se aspira es endógeno del nivel de ingreso que se tiene y aumenta conforme éste lo hace., mientras que Fuentes y Rojas (2001) señalan que la brecha aspiracional tiene mayor capacidad explicativa que el ingreso en el caso de México. La adaptación al ingreso es otro factor que afecta el bienestar. Este proceso consiste en la idea que los individuos se ajustan a sus niveles de ingreso luego de un tiempo y sólo aumentos en el nivel de ingreso le otorgan felicidad. Di Tella (2007) encuentra que no es posible

rechazar la hipótesis de que se produce un proceso de adaptación total al ingreso en un período de 4 a 5 años.

Del mismo modo en que acontece con la felicidad, los determinantes sociales y económicos de la salud vienen siendo estudiados con creciente atención por epidemiólogos, economistas y otros científicos sociales. Si bien es ampliamente aceptado que la salud de los individuos está determinada por factores personales, ambientales y genéticos, no menos importantes resultan el impacto de la educación, el ingreso, la situación laboral y el stock de capital social a nivel individual sobre los distintos indicadores o “resultados” de la salud. Las condiciones de la vivienda, el trabajo, el entorno cultural, social y ambiental explican parte de las desigualdades en el estado de salud de los individuos. Desde el punto de vista de las políticas destinadas a la reducción de las desigualdades en la salud, el accionar debería estar dirigido, en consecuencia, a la modificación de los determinantes sociales¹.

Como se desprende de lo anterior, tanto la felicidad como la salud autoreportada están influenciadas por el mismo tipo de determinantes, entre los que se mencionan a las variables sociales, económicas y demográficas, entre otras. Debido a ello, resulta conveniente estimar simultáneamente los impactos de dichos determinantes sobre el bienestar subjetivo y el autoreporte de salud mediante ecuaciones separadas. Oshio y Kobayashi (2010) estiman el impacto de la desigualdad regional sobre la felicidad percibida y la salud autoreportada utilizando encuestas nacionales de Japón, por medio de un modelo probit bivariado. Dichos autores, luego de controlar por variables individuales y regionales tales como la edad, género, nivel de educación e ingreso y situación laboral, entre otras, concluyen que la desigualdad afecta negativamente tanto a la felicidad percibida como al estado autoreportado de salud considerando, a su vez, la correlación entre ambas variables subjetivas. Asimismo, encuentran que las mujeres se sienten más felices que los hombres, los jóvenes son más sanos y felices que los de mayor edad, un mayor nivel educativo impacta positivamente en el bienestar y en la salud, un mayor ingreso conlleva a mayor

¹ World Health Organization (2012) World Conference on Social Determinants of Health, 2011, Rio de Janeiro, Brazil. Summary Report.

felicidad, aunque su influencia sobre la salud disminuye a medida que éste aumenta, y que una situación laboral inestable implica una disminución en el bienestar subjetivo.

En un estudio posterior, De Santis y Villagra (2012) analizan el efecto de variables económicas, demográficas y sociales sobre la probabilidad de tener buena salud y de ser feliz de los individuos adultos en Argentina en los años 1995 y 2006, aplicando un modelo probit ordenado a datos provenientes de la Encuesta Mundial de Valores. Los autores estiman la probabilidad de ser feliz y de reportar buena salud en ecuaciones separadas, compartiendo los determinantes. Un rasgo distintivo de este trabajo, al igual que el realizado por Oshio y Kobayashi (2010), es la incorporación al modelo del capital social individual, medido por un índice de confianza en diversas instituciones y por la membresía activa en organizaciones sociales. Los autores encuentran que la salud y el bienestar de los integrantes de la sociedad están vinculados al contexto social y económico en el que éstos interactúan, con el consiguiente impacto en las disparidades, ya que las personas menos favorecidas en términos de ingresos, educación y acceso a redes sociales de contención tienen probabilidad de acumular un menor stock de salud respecto a los demás.

Este estudio tiene como objetivo analizar los determinantes socioeconómicos de la salud y la felicidad en Argentina y otros países sudamericanos con el objetivo de probar las hipótesis de que la clase social y económica y el capital social afectan significativamente la salud y el bienestar subjetivo de los individuos. El trabajo incorpora dos dimensiones del capital social a nivel individual: el índice de confianza como proxy del capital social cognitivo y la participación activa en organizaciones sociales como proxy del capital social estructural. Además, se intenta determinar si existe un patrón de comportamiento similar entre los países de la región o si existen particularidades de interés para profundizar en otros estudios. Se estima un modelo probit bivariado empleando datos de la Encuesta Mundial de Valores correspondientes a las ondas 1995 y 2006 relevadas en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. El estudio está estructurado de la siguiente manera: en la siguiente sección se reseñan estudios que incorporan al capital social como determinante de la salud y de la

felicidad. A continuación, se presenta el modelo a estimar, los datos utilizados y los resultados obtenidos. Finalmente, se discuten los resultados y se presentan algunas reflexiones y líneas futuras de investigación.

El capital social

El capital social no constituye una forma de capital físico ni monetario, sino que está presente en la forma de confianza interpersonal, sentido de pertenencia a redes sociales y comportamiento recíproco. Empíricamente, ha sido medido en diferentes estudios mediante indicadores de confianza y participación en distintas asociaciones, ya sea a través del aporte de recursos monetarios o de trabajo voluntario. Balianoune-Lutz (2011) resalta el creciente número de publicaciones en revistas de economía focalizadas en el estudio del capital social en las dos últimas décadas.

El concepto del capital social ha ido evolucionando en el tiempo. Bourdieu, de acuerdo a Wills-Herrera et al. (2011), en su trabajo publicado en 1986² puso énfasis en las conexiones y relaciones sociales, incluida la participación voluntaria en grupos, como recursos valiosos para las personas. Por otra parte, Balianoune-Lutz (2011) reseña los conceptos de Coleman y Putnam. El primero, en publicaciones de 1988 y 1990³, define al capital social como el conjunto de obligaciones y expectativas, canales de información y normas sociales, que permiten a las personas alcanzar ciertos fines que serían inalcanzables en su ausencia. Putnam⁴ lo caracteriza como las redes de individuos o familias, cuyos normas y valores asociados generan externalidades a la comunidad. Wills-Herrera et al. (2011) señalan que el capital social se refiere a “las consecuencias positivas de la sociabilidad y a la importancia de formas no monetarias de capital como fuente de influencias y recursos para la acción”.

² Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. En: Richardson, J. (ed.), Handbook of Theory and Research for the Sociology and Education (Ney York, Greenwood) 241-258.

³ Coleman; J. (1988). “Social capital in the creation of human capita”l. American Journal of Sociology 94, 95-120 y Coleman, J. (1990). The foundations of social theory. Harvard University Press, Cambridge, MA.

⁴ Putnam, R. (1993). Making democracy work (con Leonard, R. y Nanetti, R.), Princeton University Press, Princeton.

Además, el capital social ha sido propuesto por varios autores como uno de los factores que incide en la salud y en el bienestar de las personas. En tal sentido, Rojas y Carlson (2006) encuentran que el capital social influencia positivamente la salud y recomiendan considerar en detalle sus diferentes dimensiones para indagar con mayor precisión los canales a través de los cuales puede beneficiarse la salud mediante el consumo de bienes relacionales. Posteriormente, Ahnquist et al. (2012) concluyen que existe una relación positiva entre el capital económico y el capital social con los diferentes productos de la salud y que dicho efecto se potencia cuando los individuos presentan tanto un bajo capital económico como un bajo capital social.

La relación entre el bienestar subjetivo y el capital social es planteada por Yip et al. (2007), quienes encuentran que el capital social cognitivo influye positivamente sobre la salud y el bienestar, mientras que el efecto de la dimensión estructural no es estadísticamente significativo sobre la salud ni sobre la felicidad. Luego, Sarracino (2010) afirma que condiciones económicas más favorables inciden positivamente sobre la felicidad y el capital social y que ambas variables presentaron una tendencia creciente en el tiempo. De esta manera, el autor concluye que capital social y felicidad están positivamente asociados. Wills-Herrera et al. (2011) señalan que el bienestar subjetivo está positivamente asociado a la contención brindada por la pertenencia a organizaciones sociales, culturales o ambientales, que actúa como una barrera contra la inseguridad objetiva y subjetiva.

Oshio y Kobayashi (2010) incorporan en su estudio al capital social como variable explicativa tanto de la felicidad percibida como del autoreporte de salud y aplican un modelo probit bivariado. Los autores utilizan los datos de dos encuestas japonesas: La Encuesta Exhaustiva de las Condiciones de Vida de las Personas sobre la Salud y el Bienestar, donde los datos son recolectados de 2000 distritos japoneses tomados aleatoriamente, que se estratifican en 47 prefecturas de acuerdo al tamaño de la población; y la Encuesta Social General Japonesa, en la que se divide a Japón en seis bloques y se los subdivide, de acuerdo al tamaño de la población, en tres o cuatro grupos. El trabajo considera cuatro

aspectos del capital social: si el individuo está satisfecho con la relación que mantiene con sus amigos, si el individuo está satisfecho con el lugar en que vive, si el individuo piensa que puede confiar en la mayoría de las personas y si el individuo pertenece a un grupo o club. Finalmente, los autores encuentran que un mayor capital social incrementa tanto la salud como la felicidad de las personas.

El presente trabajo aporta evidencia sobre el vínculo entre felicidad y salud en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay en 1995 y 2006, controlando por variables económicas y demográficas tradicionales y por distintas dimensiones del capital social individual como una aproximación al consumo de bienes relacionales. Se espera contribuir de esta manera al desarrollo de un área de creciente interés cuyas aplicaciones en la región son relativamente escasas.

El modelo

El análisis de la relación entre el bienestar y la salud es abordado en el presente trabajo mediante un modelo probit bivariado, que permite estimar conjuntamente la probabilidad de ser feliz y la probabilidad de tener buena salud bajo el supuesto de que los errores de ambas funciones están correlacionados.

Sean y_{1i}^* y y_{2i}^* dos variables latentes: estado de salud y bienestar subjetivo del individuo i , las cuales son funciones lineales de un conjunto de variables explicativas y de un término de error:

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= X_{1i}\beta_1 + u_{1i} \\ y_{2i}^* &= X_{2i}\beta_2 + u_{2i} \end{aligned} \quad (1)$$

Las variables latentes y_{1i}^* y y_{2i}^* no pueden observarse, pero sí es posible observar las variables dicotómicas y_{1i} y y_{2i} , las cuales asumen los siguientes valores:

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{1i}^* > \overline{y_{1i}} \\ 0 & \text{if } y_{1i}^* \leq \overline{y_{1i}} \end{cases}$$

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{2i}^* > \overline{y_{2i}} \\ 0 & \text{if } y_{2i}^* \leq \overline{y_{2i}} \end{cases}$$

donde $\overline{y_{1i}}$ y $\overline{y_{2i}}$ son los valores de las variables latentes que definen los límites respectivos de las dos categorías para el individuo i . Por ejemplo, y_{1i} asume el valor 1 (0) si el individuo i responde que su salud es buena (mala), es decir, si su función de producción de salud y_{1i}^* asume un valor mayor (menor) que $\overline{y_{1i}}$.

X_1 y X_2 son matrices de orden $(n \times k)$ y $(n \times j)$ respectivamente, que contienen las características demográficas, sociales y económicas de n individuos de una muestra, β_1 y β_2 son vectores de parámetros desconocidos de orden $(k \times 1)$ y $(j \times 1)$ respectivamente y u_{1i} y u_{2i} son los errores aleatorios normalmente distribuidos provenientes de una distribución normal bivariada conjunta con medias nulas, varianzas unitarias y un coeficiente de correlación ρ : $u_{1i}, u_{2i} \sim N(0,0,1,1,\rho)$. Este último supuesto implica que ambos errores tienen un componente específico de cada función considerada y un componente común a ambas.

En un modelo con dos variables binarias existen cuatro resultados posibles asociados a los diferentes valores de y_1 y y_2 :

- Que el individuo i sea feliz y reporte buena salud.
- Que el individuo i sea feliz y reporte mala salud.
- Que el individuo i no sea feliz y reporte buena salud.
- Que el individuo i no sea feliz y reporte mala salud.

Bajo el supuesto de que los términos de error en (1) están correlacionados, ya que hay algunas variables no observables que afectan el estado de salud y el bienestar subjetivo al mismo tiempo, es posible especificar la probabilidad de cada uno de los cuatro resultados como una función de las variables explicativas y de los parámetros desconocidos del modelo. El modelo puede ser estimado por métodos de máxima verosimilitud para obtener

los coeficientes de las pendientes de las variables explicativas X_1 y X_2 , y el coeficiente de correlación entre los dos términos de error.

De acuerdo con el modelo probit bivariado presentado anteriormente, la probabilidad de ser feliz o muy feliz y la probabilidad de tener una buena o muy buena salud se estimaron en forma conjunta. Las covariables incluidas en cada función son las siguientes:

Probabilidad de tener buena o muy buena salud	Probabilidad de ser feliz o muy feliz
Capital social	Capital social
Edad	Edad
Edad al cuadrado	Edad al cuadrado
Género	Género
Estar casado	Estar casado
Estatus socioeconómico	Estatus socioeconómico
Nivel educativo	Nivel educativo
Cantidad de hijos	Cantidad de hijos
	Estar desempleado

El capital social individual, las variables que representan el tejido y la fuerza de las relaciones de los individuos con los compañeros y otros sectores de la sociedad, es un determinante de la salud. En efecto, de acuerdo con la literatura revisada, es probable que las personas integradas en las redes sociales fuertes y expandidas obtengan de éstas ayuda en caso de pérdida de empleo o de crisis de salud, brindándoles una red de seguridad, protección y apoyo. Por lo tanto, se espera una relación directa entre la probabilidad de gozar de buena salud y el capital social.

En cuanto a las variables demográficas, la literatura empírica encuentra que las personas casadas reportan mayores niveles de salud que las que están separadas o viudas, y en algunos casos, el número de hijos afecta negativamente a la salud de los padres a través de la tensión generada por la presión para cubrir los gastos de la familia.

Se espera que las personas con un estatus social y económico favorable, con ingresos suficientes para acceder a la atención médica necesaria, recibir una buena nutrición y cubrir los gastos eventuales en caso de shocks de salud tengan un stock de salud mayor que las menos favorecidas. En efecto, la literatura especializada indica una asociación positiva entre

el ingreso de los individuos –una de las variables fuertemente correlacionada con la pertenencia a estratos socioeconómicos más elevados- y su estado de salud. Además, influye el ingreso relativo, que refleja la posición de cada persona en relación con los demás. Borghesi y Vercelli (2008) mencionan estudios que analizan cómo la desigualdad del ingreso se asocia con menores niveles de buena salud, cuando sectores pertenecientes a los primeros deciles son excluidos de la posibilidad de participar en actividades sociales que promueven un estilo de vida saludable. Por otro lado, la pobreza relativa se asocia con el estrés y la baja autoestima, factores que tienden a perjudicar la salud, especialmente cuando hay pocas posibilidades de promoción o ascenso de los grupos desfavorecidos. Por lo tanto, se espera que las personas que pertenecen a niveles socioeconómicos más elevados tengan mayor probabilidad de tener buena salud que los restantes.

Por último, se incluye el máximo nivel educativo alcanzado por el individuo como determinante de la probabilidad de tener buena salud, en razón de que puede esperarse que las personas más educadas sean más conscientes de los beneficios de una vida saludable y estén en mejores condiciones de asignar recursos para el cuidado de la salud.

Para explicar la probabilidad de ser feliz, en este estudio se incluye la clase socioeconómica a la que el individuo declara pertenecer. Tradicionalmente, los economistas vienen analizando los efectos de la variable ingreso sobre el bienestar individual. Desde el trabajo pionero de Easterlin (1974) se ha corroborado empíricamente que cuando se parte de muy bajo ingreso per cápita, los incrementos en el ingreso pueden mejorar la satisfacción de las necesidades primarias o básicas y el bienestar aumenta en consecuencia. Sin embargo, si siguen teniendo lugar incrementos sucesivos en el ingreso, estos recursos adicionales tal vez se dediquen a aumentar el consumo de bienes de lujo, lo cual no garantiza que los individuos satisfagan las necesidades de orden superior vinculadas a la auto-realización, por lo que la relación entre felicidad e ingreso se debilita.

En el presente estudio no se cuenta con datos objetivos sobre el ingreso de los individuos de la encuesta utilizada para estimar el modelo, ni tampoco con variables altamente

correlacionadas, como el nivel de consumo. Sin embargo, sí está disponible la clase social a la que el encuestado declara pertenecer: baja, trabajadora, media baja, media alta o alta. Si se asume que las clases sociales más elevadas están correlacionadas con mayores niveles de ingreso, consumo o riqueza, es posible efectuar hipótesis sobre la relación esperada entre la clase a la que el individuo declara pertenecer y la probabilidad de ser feliz. Para ello, deben considerarse los resultados de la evidencia empírica como también el concepto de felicidad por parte de los individuos de la muestra.

En cuanto a la relación o asociación empírica encontrada en diversos estudios, se espera una relación positiva o nula entre el ingreso y el bienestar subjetivo. Si se considera el consumo, es interesante mencionar los resultados de diferentes trabajos sobre la relación entre felicidad y diferentes medidas de consumo acumulado en algunos países de Europa, Estados Unidos, Australia e Israel resumidos por Aparicio (2011). El mencionado autor señala que los resultados no son concluyentes, en razón de que si bien en varios trabajos la relación consumo acumulado-felicidad es positiva, en algunos es negativa y en otros no es significativa. Aparicio sugiere que para comprender dicha relación, debiera prestarse atención a lo que la persona entiende por felicidad. Así, dicho autor clasifica en tres grupos las doctrinas éticas en función de la importancia que le asignan al consumo y a la riqueza para la consecución de la felicidad. El primer grupo incluye entre otros a los cirenaicos y al utilitarismo de Bentham, de acuerdo al cual la conducta del ser humano está regida por el deseo de placer y aversión al dolor, por lo que la felicidad puede alcanzarse incorporando la mayor cantidad de satisfactores que proporcionan placer o evitan el dolor de los individuos. En una posición más moderada, la doctrina de Aristóteles y los estoicos de la felicidad le otorgan importancia al consumo, siempre que no sea en exceso. Según Aristóteles el consumo aporta positivamente a la consecución de la felicidad, aunque debe alcanzarse un término personal medio entre la abundancia y la escasez material. Por último, se destaca la ética del consumo basada en la lucidez, la cordura y la prudencia, según la cual un aumento del consumo contribuye a la felicidad en la medida que sea justo, libre y solidario. En

resumen, el efecto de pertenecer a clases socioeconómicas más altas impactará positivamente en la felicidad de las personas solamente si esto posibilita un consumo acorde con el concepto personal de felicidad.

Además, manteniendo el supuesto de una elevada correlación entre ingreso y clase socioeconómica, el ingreso aspirado por el individuo juega un papel importante. Se ha comprobado empíricamente que los individuos se comparan con referentes y forman aspiraciones en cuanto a sus ingresos y estilo de vida en base a su grupo de referencia. Así, su nivel de satisfacción no solamente depende de su nivel absoluto de ingreso y consumo, sino de cuán lejos esté de sus aspiraciones. Es decir que mientras mayor sea la brecha entre el ingreso real y el aspirado, menor será el nivel de felicidad. El nivel de ingreso aspiracional es endógeno, en otras palabras, lo determina cada individuo en función del grupo con el cual se compara. La literatura señala que los individuos “miran hacia arriba”, es decir que aquellos ubicados en los primeros deciles de la distribución del ingreso tienen un ingreso aspiracional menor que el de los ubicados en deciles superiores. Puede esperarse, entonces, que si bien los individuos que gozan de una posición social y económica más favorable pueden acceder a mayor cantidad de bienes y servicios, es posible que aspiren a mayores niveles de ingresos y consumo, por lo que la relación entre la clase socioeconómica y la felicidad no necesariamente será creciente.

Con respecto a la influencia de las variables demográficas sobre el bienestar subjetivo, puede mencionarse la edad. Tal como muestran diversos estudios empíricos su efecto tiene forma de U: influye negativamente sobre la felicidad en el caso de las personas más jóvenes y positivamente en el de las mayores⁵. Dicho efecto puede explicarse por la diferencia en las aspiraciones: las personas jóvenes tienen una brecha mayor entre lo que aspiran tener y ser en la vida y lo que efectivamente han logrado. Dicha brecha incide negativamente sobre el bienestar, de allí el tramo decreciente de la U. Por el contrario, las personas mayores presentan aspiraciones más acordes a sus posibilidades, de allí que la brecha aspiracional

⁵ Véase por ejemplo Ball y Chernova (2008)

disminuya y se revierta el efecto de la edad, (Aparicio, 2011). Por otro lado, puede esperarse un impacto positivo sobre la felicidad de estar casado o vivir en pareja, en comparación con ser viudo o separado.

Por último, cabe analizar el impacto del capital social sobre la probabilidad de ser feliz. En este estudio, las variables que aproximan el capital social pueden ser asimiladas como indicadores del consumo de bienes relacionales, es decir, aquellos bienes que se consumen en forma conjunta con los demás. Borghesi y Vercelli (2008) mencionan que compartir actividades y objetivos con otras personas influye positivamente en la felicidad y la satisfacción con la vida, a través de los componentes afectivos de las relaciones interpersonales. En el presente trabajo, el consumo de bienes relacionales se captura a través de lo social a nivel individual. Al respecto, Sarracino (2010) lleva a cabo una revisión de estudios sobre capital social, concluyendo que algunos autores encuentran en esta variable una posible explicación para la paradoja de Easterlin en el caso de EE.UU: el debilitamiento del sistema de creencias y valores en las últimas décadas podría explicar por qué la felicidad no ha crecido al mismo ritmo que los ingresos per cápita.

En este trabajo, el interés principal está centrado en probar la hipótesis de que los individuos con mayor capital social y condiciones económicas más favorables tienen mayor probabilidad de reportar conjuntamente buena salud y felicidad. Como se ha mencionado previamente, estar respaldado por una red de contención social brinda seguridad y bienestar y, a la vez, disminuye el estrés favoreciendo la buena salud. Por otra parte, los individuos que declaran pertenecer a clases socioeconómicas más altas, tienen a su alcance la posibilidad de mayor consumo como así también de acceder a servicios de salud. Tanto la variable clase socioeconómica como el capital social presentan, en general, errores de medición y están determinados por un conjunto de variables imposibles de observar. Al estimar conjuntamente las probabilidades de ser feliz y tener buena salud, permitiendo la correlación entre los errores de ambas funciones, es posible considerar el efecto de variables no observables que afectan simultáneamente a la felicidad y a la buena salud.

Datos utilizados

Se emplearon observaciones individuales de diferentes ondas de la Encuesta Mundial de Valores relevadas en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Cada onda contiene alrededor de 1000 observaciones seleccionadas por muestreo estratificado. Por razones de disponibilidad de datos, se emplearon las ondas 1995 y 2006.

A continuación se presentan las definiciones de las variables utilizadas en la estimación del modelo:

Felicidad

Es una variable categórica construida a partir de la respuesta a la pregunta: "Considerando todas las cosas en general, Usted es:"

Las opciones son: Muy feliz, Más bien feliz, No muy feliz, Para nada feliz.

Esta pregunta fue tomada como una variable proxy del bienestar subjetivo.

A efectos de transformarla en una variable binaria, se les otorgó el valor 1 a las respuestas que indicaban que el individuo era muy feliz o más bien feliz y el valor 0 en caso contrario.

Salud auto reportada

Es una variable categórica construida a partir de la respuesta a la pregunta: "¿Cómo definiría Usted su estado de salud en estos días?"

Las opciones son: Muy buena, Buena, Regular, Mala, Muy mala.

Esta variable, si bien depende de la subjetividad del individuo, es considerada como un buen predictor de la salud real, aunque puede haber sesgos en las respuestas de las personas más pobres (Graham, 2008).

Para transformarla en una variable dicotómica, se les dio el valor 1 a las respuestas que indicaban que la salud del individuo era muy buena o buena, y el valor 0 en caso contrario.

Índice de confianza

Es una variable continua, que aproxima el capital social cognitivo. Indica el grado de confianza que tienen los individuos en las diferentes instituciones. La comparación entre las ondas es posible ya que se eliminan los efectos de contar en cada año con diferentes cantidades de instituciones.

La fórmula de cálculo fue la siguiente:

$$IC_{ij} = \frac{\text{suma}_{confi} - \text{mín}}{\text{máx} - \text{mín}} \quad \text{donde } j = 1,2,3,4,5$$

La variable suma_{confi} representa la suma del grado de confianza que tiene el individuo i en cada institución. El término mín representa el valor mínimo que asume la variable suma_{confi} en la muestra mientras que máx indica su valor máximo.

El máximo valor que asume IC_{ij} es 1 para los individuos que manifiestan plena confianza en todas las instituciones, en tanto que para quienes no confían absolutamente en ninguna institución el valor correspondiente es 0.

Nótese que al restarle a la variable suma_{confi} el valor mínimo y al dividirlo por la brecha entre su máximo y su mínimo se eliminan los efectos de contar en cada año con diferentes cantidades de instituciones.

Hay que mencionar que se eliminaron las observaciones en las cuales los individuos contestaron “no sabe/no responde” (NS/NR) sobre la confianza en las instituciones, como así también las que aparecían como un *missing value*.

Membresía activa

Es una variable binaria que asume el valor 1 si el individuo participa activamente en al menos una organización deportiva, social, cultural o sindical, y 0 en caso contrario.

Edad en años

Edad al cuadrado en años al cuadrado

Sexo, representada en la variable dummy **hombre**, que asume el valor 1 si el individuo es varón y 0 si es mujer.

Casado, variable binaria que asume el valor 1 si el individuo es casado o vive en pareja y 0 en caso contrario.

Nivel socio-económico auto reportado por el individuo

Es una variable categórica, obtenida a partir de la respuesta del individuo a la siguiente pregunta: “Usted se describiría como perteneciente a cuál de las siguientes clases:

Baja, Trabajadora, Media baja, Media alta o Alta.

Esta variable se utilizó para aproximar los ingresos relativos. Al no disponer de una variable de ingresos absolutos para más de una onda, se optó por esta variable, que si bien tiene algún grado de subjetividad, combina patrones del estilo de vida, ingresos y educación.

Debido a que la proporción de individuos que declararon pertenecer a la clase alta es muy pequeña en relación con las demás, se optó por combinarla con la clase media alta en una sola categoría. Esto permitió obtener resultados coherentes y significativos.

Nivel educativo del individuo

Es una variable recodificada que se obtiene de la pregunta “¿cuál es el nivel educativo más alto que usted ha alcanzado?” Hay tres niveles posibles:

Bajo, medio y alto.

Onda 2006

Es una variable binaria que asume el valor 1 si la observación fue relevada en dicho año y 0 si fue relevada en el año 1995.

Cantidad de hijos

Es una variable discreta que indica el número de hijos que declara tener el encuestado.

Desempleo

Es una variable binaria que asume el valor 1 si el individuo está desempleado y 0 en caso contrario.

A continuación se presentan los estadísticos descriptivos de las variables mencionadas para Argentina, Brasil, Chile y Uruguay.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los datos. Argentina.

	onda 1995					onda 2006				
	n	media	desv. est.	Min	Max	n	media	desv. est.	min	Max
Feliz=1	1079	0,817	0,386	0	1	1002	0,857	0,350	0	1
Salud=1	1079	0,891	0,312	0	1	1002	0,972	0,165	0	1
I_C	785	0,366	0,175	0	1	664	0,355	0,168	0	1
Memb_act=1	1079	0,342	0,474	0	1	1002	0,321	0,467	0	1
Edad	1079	42,734	17,150	17	89	1002	42,548	17,586	18	88
Edad_2	1079	2120,041	1604,755	289	7921	1002	2119,373	1658,426	324	7744
Hombre=1	1079	0,474	0,500	0	1	1002	0,466	0,499	0	1
Casado=1	1079	0,598	0,490	0	1	1002	0,552	0,4975	0	1
Clbaja=1	1079	0,050	0,218	0	1	1002	0,087	0,282	0	1
Cltrab=1	1079	0,400	0,490	0	1	1002	0,457	0,498	0	1
Clmbaja=1	1079	0,392	0,488	0	1	1002	0,296	0,457	0	1
Clmalta=1	1079	0,124	0,330	0	1	1002	0,113	0,316	0	1
Niv.educ.bajo=1	1079	0,526	0,499	0	1	1002	0,513	0,500	0	1
Niv.educ.medio=1	1079	0,350	0,477	0	1	1002	0,328	0,470	0	1
Niv.educ.alto=1	1079	0,123	0,329	0	1	1002	0,158	0,365	0	1
Cant de hijos	1077	1,937	1,790	0	8	999	1,861	1,810	0	8
Desempl=1	1079	0,119	0,324	0	1	1002	0,070	0,255	0	1

Fuente. Elaboración propia en base a la WVS Argentina

Como se observa en la tabla anterior, la cantidad de observaciones de la variable índice de confianza (IC) es sensiblemente menor que para las restantes variables. Inicialmente, se perdieron aproximadamente 400 observaciones, en razón de que esta cantidad de individuos no había contestado al menos una de las preguntas vinculadas al nivel de confianza en las instituciones específicas, variables empleadas en el cálculo del índice. Luego de un exhaustivo análisis de cada una de las instituciones que se utilizaron para la conformación del índice de confianza se observó que estas observaciones perdidas o *missing* no se distribuían de manera aleatoria a lo largo de toda la muestra sino que algunas de las organizaciones presentaban más *missing* que otras. Por ello se decidió excluir del cálculo del IC a las organizaciones feministas y de protección ambiental, que presentaban la mayor cantidad de datos perdidos, para poder contrastar los nuevos resultados con los anteriores. Luego de esta modificación, se observó que para la primera onda se pierden 294 datos y no 398 como se había visto anteriormente y en la segunda onda se recuperan 60 observaciones en relación con el análisis anterior.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los datos. Brasil

	onda 1995					onda 2006				
	n	media	desv. est.	min	Max	n	media	desv. est.	min	Max
Feliz=1	1149	0,828	0,377	0	1	1500	0,902	0,297	0	1
Salud=1	1149	0,974	0,159	0	1	1500	0,975	0,155	0	1
I_C	960	0,519	0,192	0	1	1266	0,479	0,173	0	1
Memb_act=1	1149	0,539	0,499	0	1	1497	0,669	0,471	0	1
Edad	1149	36,112	13,595	18	70	1499	39,959	15,683	18	84
Edad_2	1149	1488,763	1109,203	324	4900	1499	1842,544	1414,546	324	7056
Hombre=1	1149	0,498	0,500	0	1	1500	0,416	0,493	0	1
Casado=1	1149	0,571	0,495	0	1	1500	0,579	0,494	0	1
Clbaja=1	1149	0,355	0,479	0	1	1500	0,257	0,437	0	1
Cltrab=1	1149	0	0	0	0	1500	0,354	0,478	0	1
Clmbaja=1	1149	0,530	0,499	0	1	1500	0,355	0,479	0	1
Clmalta=1	1149	0,106	0,308	0	1	1500	0,027	0,161	0	1
Niv.educ.bajo=1	1149	0,441	0,497	0	1	1500	0,585	0,493	0	1
Niv.educ.medio=1	1149	0,435	0,496	0	1	1500	0,255	0,436	0	1
Niv.educ.alto=1	1149	0,123	0,329	0	1	1500	0,156	0,363	0	1
Cant de hijos	1149	1,888	1,937	0	8	1500	1,963	1,908	0	8
Desempl=1	1149	0,127	0,333	0	1	1500	0,161	0,367	0	1

Fuente. Elaboración propia en base a la WVS Brasil

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de los datos. Chile

	onda 1995					onda 2006				
	n	media	desv. est.	Min	max	n	media	desv. est.	min	max
Feliz=1	1000	0,800	0,400	0	1	1000	0,820	0,384	0	1
Salud=1	1000	0,930	0,255	0	1	1000	0,948	0,222	0	1
I_C	706	0,500	0,170	0	1	748	0,473	0,186	0	1
Memb_act=1	1000	0,519	0,500	0	1	1000	0,451	0,498	0	1
Edad	1000	39,677	15,950	18	93	1000	42,931	16,977	18	85
Edad_2	1000	1828,411	1478,160	324	8649	1000	2130,999	1610,601	324	7225
Hombre=1	1000	0,465	0,499	0	1	1000	0,449	0,498	0	1
Casado=1	1000	0,609	0,488	0	1	1000	0,568	0,496	0	1
Clbaja=1	1000	0,108	0,311	0	1	1000	0,132	0,339	0	1
Cltrab=1	1000	0,229	0,420	0	1	1000	0,254	0,436	0	1
Clmbaja=1	1000	0,460	0,499	0	1	1000	0,456	0,498	0	1
Clmalta=1	1000	0,178	0,383	0	1	1000	0,146	0,353	0	1
Niv.educ.bajo=1	1000	0,347	0,476	0	1	1000	0,395	0,489	0	1
Niv.educ.medio=1	1000	0,423	0,494	0	1	1000	0,423	0,494	0	1
Niv.educ.alto=1	1000	0,219	0,414	0	1	1000	0,180	0,384	0	1
Cant de hijos	995	2,046	1,793	0	8	997	1,979	1,784	0	8
Desempl=1	1000	0,054	0,226	0	1	1000	0,073	0,260	0	1

Fuente. Elaboración propia en base a la WVS Chile

Tabla 4. Estadísticos descriptivos de los datos. Uruguay

	onda 1995					onda 2006				
	n	media	desv. est.	Min	max	n	media	desv. est.	min	max
Feliz=1	1000	0,803	0,398	0	1	1000	0,859	0,348	0	1
Salud=1	1000	0,975	0,156	0	1	1000	0,961	0,194	0	1
I_C	1000	0,469	0,187	0	1	846	0,456	0,171	0	1
Memb_act=1	1000	0,355	0,479	0	1	997	0,303	0,460	0	1
Edad	1000	46,346	17,652	18	92	1000	46,533	18,655	18	97
Edad_2	1000	2459,240	1715,299	324	8464	1000	2512,977	1829,252	324	9409
Hombre=1	1000	0,410	0,492	0	1	1000	0,444	0,497	0	1
Casado=1	1000	0,605	0,489	0	1	1000	0,571	0,495	0	1
Clbaja=1	1000	0,065	0,247	0	1	1000	0,163	0,370	0	1
Cltrab=1	1000	0,372	0,484	0	1	1000	0,359	0,480	0	1
Clmbaja=1	1000	0,394	0,489	0	1	1000	0,333	0,472	0	1
Clmalta=1	1000	0,159	0,366	0	1	1000	0,101	0,301	0	1
Niv.educ.bajo=1	1000	0,563	0,496	0	1	1000	0,707	0,455	0	1
Niv.educ.medio=1	1000	0,268	0,443	0	1	1000	0,143	0,350	0	1
Niv.educ.alto=1	1000	0,168	0,374	0	1	1000	0,148	0,355	0	1
Cant de hijos	994	1,959	1,729	0	8	996	2,025	1,787	0	8
Desempl=1	1000	0,060	0,238	0	1	1000	0,094	0,292	0	1

Fuente. Elaboración propia en base a la WVS Uruguay

Resultados de las estimaciones

Se estimó el modelo probit bivariado⁶, planteado anteriormente, a cada una de las muestras de los cuatro países incluidos en el estudio. Dicha estimación también se llevó a cabo para hombres y mujeres tomados por separado⁷. Cabe mencionar que, en todos los casos, la correlación entre los errores de las dos funciones de probabilidad estimadas conjuntamente resultó positivo y significativo, señalando que las variables no observadas ni incluidas en ambas funciones afectan a los errores en el mismo sentido. Previamente, se realizó un test de la razón de verosimilitud para determinar si debía estimarse el modelo con la muestra de los cuatro países de manera conjunta. El test mencionado permite probar la hipótesis de que el modelo completo estimado con los datos de los cuatro países conjuntamente anida a los cuatro modelos estimados con los datos de cada país por separado. El test arroja un resultado igual a 157,54 (con 84 grados de libertad) que permite rechazar la hipótesis nula con un 99% de confianza. Ello indica que corresponde estimar los modelos por separado⁸, ya que el modelo completo y los individuales no se ajustan con la misma estimación (con las mismas variables dependientes) y el conjunto de covariables de un modelo no es un subconjunto de las covariables del otro modelo.

Efectos marginales

A continuación, se presentan para los cuatro países los efectos marginales de las variables independientes sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y de ser feliz, valuadas en la media. Luego se describen los resultados para cada uno de los países.

⁶ Se utilizó el software Stata 11.0

⁷ Debido a que sólo los efectos marginales son relevantes a los fines del trabajo, no se expusieron los resultados de las estimaciones de los coeficientes del modelo. Si el lector está interesado en conocerlos puede ponerse en contacto con los autores.

⁸ La estimación del modelo completo fue llevada a cabo pero no se presentan por las razones señaladas previamente. Los que estén interesados pueden solicitar dichos resultados.

Tabla 5. Efectos marginales del probit bivariado. Argentina.

Variable	dy/dx	Desv. Est.	z	P>z	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,002	0,024	0,090	0,928	-0,046	0,050
Índice de confianza	0,326	0,065	5,050	0,000	0,200	0,453
Edad	-0,004	0,001	-5,090	0,000	-0,006	-0,003
Hombre	0,059	0,022	2,640	0,008	0,015	0,103
Casado	0,076	0,025	2,990	0,003	0,026	0,126
Clase trabajadora	0,077	0,039	1,950	0,051	0,000	0,154
Clase media baja	0,109	0,041	2,670	0,008	0,029	0,189
Clase media alta	0,142	0,051	2,810	0,005	0,043	0,242
Nivel educativo medio	0,038	0,026	1,430	0,152	-0,014	0,089
Nivel educativo alto	0,099	0,038	2,630	0,009	0,025	0,174
Cantidad de hijos	-0,020	0,008	-2,550	0,011	-0,035	-0,005
Desempleo	-0,043	0,017	-2,570	0,010	-0,075	-0,010
Onda 2006	0,189	0,022	8,650	0,000	0,146	0,231

Tabla 6. Efectos marginales del probit bivariado. Brasil.

Variable	dy/dx	Desv. Est.	z	P>z	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,020	0,019	1,090	0,275	-0,016	0,057
Índice de confianza	0,069	0,048	1,430	0,153	-0,026	0,164
Edad	-0,006	0,001	-7,560	0,000	-0,008	-0,004
Hombre	0,071	0,018	3,940	0,000	0,036	0,107
Casado	0,046	0,020	2,280	0,023	0,006	0,086
Clase trabajadora	0,030	0,027	1,080	0,280	-0,024	0,083
Clase media baja	0,117	0,021	5,520	0,000	0,075	0,158
Clase media alta	0,158	0,042	3,810	0,000	0,077	0,240
Nivel educativo medio	0,054	0,021	2,640	0,008	0,014	0,094
Nivel educativo alto	0,158	0,030	5,320	0,000	0,100	0,216
Cantidad de hijos	-0,010	0,006	-1,660	0,096	-0,022	0,002
Desempleo	-0,029	0,009	-3,070	0,002	-0,047	-0,010
Onda 2006	0,117	0,021	5,580	0,000	0,076	0,159

Tabla 7. Efectos marginales del probit bivariado. Chile

Variable	dy/dx	Desv. Est.	z	P>z	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,045	0,023	1,980	0,048	0,000	0,090
Índice de confianza	0,195	0,064	3,070	0,002	0,071	0,320
Edad	-0,006	0,001	-6,120	0,000	-0,008	-0,004
Hombre	0,103	0,023	4,550	0,000	0,058	0,147
Casado	0,060	0,027	2,260	0,024	0,008	0,112
Clase trabajadora	-0,002	0,039	-0,060	0,949	-0,078	0,073
Clase media baja	0,093	0,036	2,560	0,011	0,022	0,164
Clase media alta	0,219	0,045	4,840	0,000	0,130	0,308
Nivel educativo medio	0,043	0,028	1,560	0,119	-0,011	0,097
Nivel educativo alto	0,083	0,037	2,250	0,024	0,011	0,155
Cantidad de hijos	-0,013	0,009	-1,510	0,131	-0,030	0,004
Desempleo	-0,024	0,018	-1,350	0,176	-0,059	0,011
Onda 2006	0,096	0,023	4,180	0,000	0,051	0,140

Tabla 8. Efectos marginales del probit bivariado. Uruguay.

Variable	dy/dx	Desv. Est.	z	P>z	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,029	0,021	1,370	0,172	-0,012	0,070
Índice de confianza	0,245	0,053	4,660	0,000	0,142	0,348
Edad	-0,007	0,001	-12,710	0,000	-0,008	-0,006
Hombre	0,078	0,019	4,030	0,000	0,040	0,116
Casado	0,082	0,020	4,070	0,000	0,042	0,121
Clase trabajadora	0,075	0,029	2,570	0,010	0,018	0,131
Clase media baja	0,133	0,030	4,440	0,000	0,074	0,191
Clase media alta	0,165	0,040	4,160	0,000	0,088	0,243
Nivel educativo medio	0,045	0,026	1,770	0,076	-0,005	0,095
Nivel educativo alto	0,102	0,032	3,180	0,001	0,039	0,165
Cantidad de hijos	-0,003	0,006	-0,470	0,640	-0,014	0,009
Desempleo	-0,058	0,019	-3,020	0,003	-0,096	-0,020
Onda 2006	0,067	0,020	3,430	0,001	0,029	0,105

Argentina

En la Tabla 5 se observa que, en general, los efectos marginales de las variables son estadísticamente significativos. El índice de confianza presenta un efecto positivo y significativo a los niveles convencionales sobre la probabilidad de gozar de buena salud y ser feliz, mientras que el efecto de la membresía activa no resulta significativo. La edad presenta un efecto marginal negativo y significativo. Por otro lado, los efectos marginales de los hombres y las personas casadas tienen efectos marginales significativos y positivos iguales a 0,059 y 0,076 respectivamente. De la misma manera, los efectos marginales de las variables asociadas a una clase socioeconómica más elevada y a un mayor nivel educativo son positivos en relación con los individuos de clase baja y nivel educativo bajo, respectivamente. Esto puede deberse a una correlación positiva entre las clases socioeconómicas y el nivel de consumo y/o ingreso: los individuos que declaran pertenecer a las clases más altas tienen mayores posibilidades de satisfacer sus necesidades de orden superior con respecto a los de clase más baja y así aumentar su probabilidad conjunta de ser saludables y felices. Nótese que el efecto marginal de las clases socioeconómicas aumenta sucesivamente. Este resultado puede interpretarse como el cumplimiento del axioma de que “más es preferido a menos”: el acceso a más y mejores bienes permite alcanzar mejor salud y más felicidad.

Un análisis similar puede realizarse con el efecto marginal de las variables que capturan el nivel educativo de los individuos. Si bien tener completado el nivel medio no tiene un impacto significativo respecto de las personas que poseen un nivel educativo bajo, quienes han alcanzado estudios superiores presentan un efecto marginal positivo y estadísticamente significativo. Suponiendo una elevada correlación positiva entre el nivel educativo de los individuos y su nivel de ingreso, este resultado corrobora la asociación positiva entre poseer mayores ingresos con mejor salud y mayor bienestar.

La variable dummy que captura el año en el que el individuo fue encuestado también posee un efecto marginal positivo y estadísticamente significativo indicando que la probabilidad conjunta valuada en la media de gozar de buena salud y de ser feliz se incrementó en 0,189 entre los años 1995 y 2006. Una mayor cantidad de hijos incide negativamente sobre la probabilidad conjunta de ser saludable y feliz; este resultado podría vincularse con los efectos negativos de un menor ingreso per cápita familiar y un mayor estrés. Del mismo modo, estar desempleado tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo corroborando el impacto de menores ingresos, estrés e insatisfacción laboral.

Brasil

Los resultados correspondientes a Brasil se muestran en la Tabla 6. A diferencia del resto de los países analizados, en este caso ninguna de las dos variables que capturan el capital social impacta en la probabilidad estimada. Exceptuando los efectos de la membresía activa, del nivel educativo medio y de la cantidad de hijos, todos son significativos y presentan los signos esperados. La confianza influye positivamente en la probabilidad conjunta de ser feliz y sano. La relación entre la edad y la probabilidad conjunta tiene la forma típica de U: la probabilidad de que los individuos gocen de buena salud y sean felices decrece con la edad hasta cierto punto para luego comenzar a crecer. Las personas casadas y de sexo masculino tienen efectos positivos sobre la probabilidad conjunta de salud y felicidad. A su vez, puede observarse que los individuos de una clase socioeconómica más elevada y que poseen un mayor nivel educativo tienen efectos marginales positivos y significativos con

relación a los individuos de clase baja y bajo nivel educativo, tomados como línea de base. Las conclusiones extraídas para el caso argentino pueden ser perfectamente extrapoladas a este caso. Por último, los efectos de las variables que capturan el momento del tiempo en el que el individuo fue encuestado y el desempleo tienen los signos esperados: positivo y negativo, respectivamente.

Chile

Los resultados de los efectos marginales del probit bivariado para Chile se presentan en la Tabla 7. En primer lugar, puede observarse que la probabilidad conjunta de que un individuo sea feliz y sano es de 0,833, similar al caso argentino. Por otro lado, las variables utilizadas como proxy del capital social estructural y cognitivo, es decir, membresía activa y confianza respectivamente, presentan efectos marginales positivos y significativos a los niveles convencionales sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y felicidad. Del mismo modo, se verifica aquí también la relación que ejerce la edad sobre esa probabilidad. Si bien dicha relación es significativa, debido a que los efectos marginales de la edad y la edad al cuadrado resultan significativos, no puede afirmarse que exista la correspondiente U ya que se observa que el efecto marginal de la edad al cuadrado es nulo. Los efectos marginales de las variables ficticias que indican género y estado civil son significativos y positivos, lo cual se asemeja a lo extraído de los casos anteriores. Además, los efectos marginales de pertenecer a las clases socioeconómicas son positivos y significativos y se incrementan a medida que se avanza de clase. Aunque la clase trabajadora no exhibe efectos marginales significativos. El efecto marginal de la variable Onda_06 es significativo e igual a 0,096 indicando una mejoría sobre la probabilidad conjunta de ser simultáneamente feliz y sano para los individuos encuestados en 2006.

Uruguay

En el caso de Uruguay, la probabilidad conjunta promedio de que todas las personas presenten buena salud y sean felices es 0,840. Se observa un efecto marginal elevado y altamente significativo del IC sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y

felicidad. Sin embargo, en este caso la membresía activa no presenta un efecto marginal significativo. El efecto marginal de la edad es negativo. Ello indicaría una relación lineal entre la edad y la probabilidad conjunta de ser feliz y sano dado que no es significativo el efecto marginal de la variable edad al cuadrado. Los efectos marginales de los hombres y personas casadas sobre la probabilidad conjunta de ser feliz y sano son positivos y significativos a los niveles convencionales. Además, la Tabla 8 muestra que mientras más alta sea la clase socioeconómica a la que pertenecen los individuos y mientras mayor sea su nivel educativo mayores serán, en consecuencia, los efectos marginales sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y felicidad. Debe aclararse que siempre se compara con respecto a la clase baja y al nivel educativo bajo, respectivamente, tomados como líneas de base. Además, se observa que la variable Onda_06 presenta un efecto marginal positivo, significativo e igual a 0,067 y que el efecto marginal del desempleo es negativo (-0,058) sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y ser feliz. La cantidad de hijos no genera un efecto marginal significativo.

Debido a que el capital social es considerado especialmente en este trabajo se ha analizado el impacto del **IC** y de la membresía activa sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y ser feliz para diferentes perfiles de individuos, construidos en base a los atributos definidos en el siguiente cuadro:

Clase socioeconómica	Clase trabajadora – Clase media alta
Nivel educativo	Medio – Alto
Edad	Menor de 40 – Mayor de 40
Desempleo	Desempleado – No desempleado
Cantidad de hijos	2 (se utilizó para todos los cálculos)
Género	Hombre – Mujer

Se definieron 16 perfiles alternativos a partir de combinaciones de los atributos mencionados anteriormente y se calculó el efecto marginal del **IC**⁹ sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y ser feliz para cada uno de ellos, los cuales se muestran en la última

⁹ Los efectos marginales de la membresía activa no fueron tenidos en cuenta por no resultar estadísticamente significativos.

columna de las Tablas 9, 10, 11, 12 y 13. A continuación se presentan los resultados para Argentina, Brasil, Chile y Uruguay.

Tabla 9. Efectos marginales del IC según perfiles de individuos. Argentina.

Perfiles basados en las características de los individuos								
	clase socioeconómica	nivel educativo	Edad		desempleado	cant. de hijos	género	IC (efectos marginales)
			menor de 40	mayor de 40				
1	cltrab	medio	si		no	2	hombre	0,264
2	cltrab	medio	si		no	2	mujer	0,288
3	cltrab	medio		si	no	2	hombre	0,305
4	cltrab	medio		si	no	2	mujer	0,334
5	cltrab	medio	si		si	2	hombre	0,358
6	cltrab	medio	si		si	2	mujer	0,348
7	cltrab	medio		si	si	2	hombre	0,395
8	cltrab	medio		si	si	2	mujer	0,402
9	clmalta	alto	si		no	2	hombre	0,165
10	clmalta	alto	si		no	2	mujer	0,185
11	clmalta	alto		si	no	2	hombre	0,215
12	clmalta	alto		si	no	2	mujer	0,246
13	clmalta	alto	si		si	2	hombre	0,228
14	clmalta	alto	si		si	2	mujer	0,249
15	clmalta	alto		si	si	2	hombre	0,275
16	clmalta	alto		si	si	2	mujer	0,327

Tabla 10. Efectos marginales del IC según perfiles de individuos. Brasil.

Perfiles basados en las características de los individuos								
	clase socioeconómica	nivel educativo	Edad		desempleado	cant. de hijos	género	IC (efectos marginales)
			menor de 40	mayor de 40				
1	cltrab	medio	si		no	2	hombre	-
2	cltrab	medio	si		no	2	mujer	-
3	cltrab	medio		si	no	2	hombre	-
4	cltrab	medio		si	no	2	mujer	-
5	cltrab	medio	si		si	2	hombre	0,079
6	cltrab	medio	si		si	2	mujer	0,080
7	cltrab	medio		si	si	2	hombre	-
8	cltrab	medio		si	si	2	mujer	-
9	clmalta	alto	si		no	2	hombre	-
10	clmalta	alto	si		no	2	mujer	-
11	clmalta	alto		si	no	2	hombre	-
12	clmalta	alto		si	no	2	mujer	-
13	clmalta	alto	si		si	2	hombre	0,039
14	clmalta	alto	si		si	2	mujer	-
15	clmalta	alto		si	si	2	hombre	-
16	clmalta	alto		si	si	2	mujer	-

Tabla 11. Efectos marginales del IC según perfiles de individuos. Chile.

Perfiles basados en las características de los individuos								
	clase socioeconómica	nivel educativo	Edad		desempleado	cant. de hijos	género	IC (efectos marginales)
			menor de 40	mayor de 40				
1	cltrab	medio	si		no	2	hombre	0,173
2	cltrab	medio	si		no	2	mujer	0,199
3	cltrab	medio		si	no	2	hombre	0,200
4	cltrab	medio		si	no	2	mujer	0,208
5	cltrab	medio	si		si	2	hombre	0,205
6	cltrab	medio	si		si	2	mujer	0,221
7	cltrab	medio		si	si	2	hombre	0,222
8	cltrab	medio		si	si	2	mujer	0,208
9	clmalta	alto	si		no	2	hombre	0,102
10	clmalta	alto	si		no	2	mujer	0,135

11	clmalta	alto		si	no	2	hombre	0,145
12	clmalta	alto		si	no	2	mujer	0,183
13	clmalta	alto	si		si	2	hombre	0,127
14	clmalta	alto	si		si	2	mujer	0,161
15	clmalta	alto		si	si	2	hombre	0,164
16	clmalta	alto		si	si	2	mujer	0,198

Tabla 12. Efectos marginales de la membresía activa según perfiles de individuos. Chile

Perfiles basados en las características de los individuos								
	clase socioeconómica	nivel educativo	Edad		desempleado	cant. de hijos	género	Memb_act (efectos marginales)
			menor de 40	mayor de 40				
1	cltrab	medio	si		no	2	hombre	0,041
2	cltrab	medio	si		no	2	mujer	0,047
3	cltrab	medio		si	no	2	hombre	0,046
4	cltrab	medio		si	no	2	mujer	0,048
5	cltrab	medio	si		si	2	hombre	0,051
6	cltrab	medio	si		si	2	mujer	0,054
7	cltrab	medio		si	si	2	hombre	0,053
8	cltrab	medio		si	si	2	mujer	0,056
9	clmalta	alto	si		no	2	hombre	0,025
10	clmalta	alto	si		no	2	mujer	0,032
11	clmalta	alto		si	no	2	hombre	0,034
12	clmalta	alto		si	no	2	mujer	0,043
13	clmalta	alto	si		si	2	hombre	0,032
14	clmalta	alto	si		si	2	mujer	0,041
15	clmalta	alto		si	si	2	hombre	0,040
16	clmalta	alto		si	si	2	mujer	0,049

Tabla 13. Efectos marginales del IC según perfiles de individuos. Uruguay

Perfiles basados en las características de los individuos								
	clase socioeconómica	nivel educativo	Edad		desempleado	cant. de hijos	género	IC (efectos marginales)
			menor de 40	mayor de 40				
1	cltrab	medio	si		no	2	hombre	0,131
2	cltrab	medio	si		no	2	mujer	0,172
3	cltrab	medio		si	no	2	hombre	0,219
4	cltrab	medio		si	no	2	mujer	0,246
5	cltrab	medio	si		si	2	hombre	0,210
6	cltrab	medio	si		si	2	mujer	0,236
7	cltrab	medio		si	si	2	hombre	0,284
8	cltrab	medio		si	si	2	mujer	0,299
9	clmalta	alto	si		no	2	hombre	0,082
10	clmalta	alto	si		no	2	mujer	0,113
11	clmalta	alto		si	no	2	hombre	0,016
12	clmalta	alto		si	no	2	mujer	0,206
13	clmalta	alto	si		si	2	hombre	0,144
14	clmalta	alto	si		si	2	mujer	0,177
15	clmalta	alto		si	si	2	hombre	0,232
16	clmalta	alto		si	si	2	mujer	0,270

La segunda y tercera columnas de las tablas anteriores indican la clase socioeconómica y el nivel educativo del individuo, respectivamente. Los 8 primeros perfiles corresponden a individuos pertenecientes a la clase trabajadora y que poseen un nivel educativo medio, mientras que los 8 restantes se encuentran en la clase media alta y han alcanzado un nivel educativo superior. La siguiente columna corresponde a la edad, donde los perfiles son confeccionados separando a las personas según sean mayores o menores de 40 años. Otra característica utilizada para la elaboración de los perfiles corresponde a si los individuos se encuentran desempleados o no, indicando en la tabla como “si” si la persona está desempleada y “no” en caso contrario. La cantidad de hijos, mostrada en la sexta columna, se estableció como 2 indistintamente debido a que es aproximadamente el número de hijos promedio de cada país. Por último, se especifica el género de los individuos combinando cada una de las características señaladas anteriormente tanto para hombres como para mujeres.

Los resultados mostrados para Argentina sugieren que el efecto marginal del IC no es constante sino que difiere entre los diferentes perfiles definidos. Por ejemplo, observando los perfiles 7 y 8 es fácil darse cuenta de que el efecto marginal de la confianza en las distintas instituciones que tiene una mujer de más de 40 años que pertenece a la clase trabajadora, con un nivel educativo medio, desempleada y con 2 hijos (0,402) es mayor al de un hombre

con sus mismas características (0,395). De igual manera, un hombre menor a 40 años de la clase trabajadora, con nivel educativo medio, empleado y con 2 hijos presenta un efecto marginal de su IC (0,264) más elevado con respecto a otro hombre de características similares pero de una clase socioeconómica mayor y con un nivel educativo alto (0,165). El efecto marginal del IC sobre una mujer empleada de la clase trabajadora, de nivel educativo medio, mayor de 40 años y con 2 hijos (perfil 4) es inferior al de una mujer con el mismo perfil excepto a lo que se refiere a su situación laboral (perfil 8). El análisis realizado con los efectos marginales del IC para los distintos perfiles permite concluir que dichos efectos serán mayores para individuos de género femenino, que estén desempleados, que sean mayores a 40 años, que pertenezcan a la clase trabajadora y de menor nivel educativo. La única excepción se encuentra entre los perfiles 5 y 6 (efecto marginal del hombre mayor al de la mujer).

Para el caso de Brasil, la Tabla 10 sólo muestra 3 perfiles de individuos ya que los 13 restantes no presentaron efectos marginales significativos del IC. Debido a ello, no se pueden extraer demasiadas conclusiones respecto a lo que ocurre en este país. Si se analizan los resultados de la misma manera que se hizo para el caso argentino, puede desprenderse que los efectos marginales del IC son mayores para personas de sexo femenino, desempleadas y mayores de 40 años, con excepción de los perfiles 2 (0,052) y 4 (0,054). Es decir que se diferencia con las conclusiones extraídas de Argentina con respecto a la edad.

Chile es el único país que presenta efectos marginales significativos tanto del índice de confianza como de la membresía activa. En la Tabla 11 puede observarse que los efectos marginales del índice de confianza son superiores para mujeres, desempleados, personas mayores de 40 años, nivel educativo medio y que pertenezcan a la clase trabajadora. Los resultados son similares a los presentados para Argentina en la Tabla 9.

Con respecto a los efectos marginales de la membresía activa (Tabla 12) podemos analizar algunos casos particulares. Por ejemplo, una mujer de la clase trabajadora, con nivel

educativo medio, menor de 40 años, con empleo y 2 hijos tiene un efecto marginal igual a 0,047, que es superior al de un hombre con las mismas características (0,041). De la misma manera se observa que un hombre menor de clase media alta, nivel educativo alto, menor de 40 años y con empleo (perfil 9) tiene un efecto marginal inferior a un hombre del mismo perfil pero desempleado (perfil 13). Siguiendo este procedimiento puede concluirse que los efectos marginales son superiores para las mujeres, personas desempleadas, mayores de 40 años, de clase trabajadora y nivel educativo medio.

Finalmente, los efectos marginales del IC para los diferentes perfiles en Uruguay se describen en la Tabla 13. Aquí se observa que las conclusiones no difieren de las presentadas para Argentina y Chile por lo cual no parece necesario desarrollar un procedimiento similar.

Reflexiones finales

En este estudio se analizó el efecto de las variables demográficas, situación socioeconómica y el capital social individual sobre la salud auto reportada y el bienestar subjetivo en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay en 1995 y 2006.

El estudio permite corroborar el efecto positivo y estadísticamente significativo entre la clase social y económica con el bienestar y la salud. Las personas que pertenecen a estratos sociales y económicos más elevados y tienen mayor cantidad de años de educación formal presentan mayor probabilidad de reportar buena salud y altos niveles de bienestar subjetivo. Este resultado indica que hay posibilidad de que mediante líneas de política de inclusión social y de disminución de la desigualdad que creen condiciones para la mejora en la igualdad de oportunidades disminuya la brecha entre los más sanos y felices y los menos sanos y felices. Los resultados son similares para las muestras de todos los países analizados.

Los resultados también permiten concluir que la probabilidad de ser feliz y la probabilidad de estar sano están relacionadas con el contexto social y económico en el que los individuos

interactúan. En efecto, la confianza en las instituciones y la membresía activa en organizaciones sociales incide positivamente en la salud y en la felicidad de las personas. Por otra parte, el índice de confianza presenta efectos diferenciados sobre la probabilidad conjunta de ser feliz y sano. La mejora en la confianza que tienen las personas sobre las instituciones tendría un efecto positivo potencial mayor sobre las mujeres mayores de 40 años, desempleadas, de clase socio económica baja y con un nivel educativo medio, es decir, sobre los grupos más vulnerables con menos posibilidades en el mercado laboral. En definitiva, la mejora en los canales de información y el refuerzo de las redes del tejido social resultarían en mejor salud y bienestar especialmente para aquéllos que tienen menores posibilidades de acceder a mejores servicios de salud, mejores trabajos y mejores condiciones de vida.

Una conclusión relevante derivada del trabajo es la posibilidad de influir positivamente en la salud y el bienestar de las personas en desventaja social y económica alentando y promoviendo políticas para el fortalecimiento del capital social. En este sentido, se ha demostrado que la desconfianza en las instituciones afecta negativamente el bienestar de la población, por lo que el buen funcionamiento institucional no sólo sería deseable por consideraciones políticas y económicas, sino también por las implicancias que tiene sobre las personas y su derecho a ser sanas y felices. Asimismo, especialmente en el caso de Chile y Brasil, la participación en organizaciones sociales aparece como un mecanismo eficaz de contención social cuyas externalidades contribuyen al bienestar y a la salud.

Los resultados muestran una congruencia con lo analizado anteriormente por Oshio y Kobayashi (2010) con relación a los impactos de las variables socioeconómicas y del capital social sobre la felicidad y la salud autoreportada para Japón aplicando el mismo modelo que se utilizó en este trabajo. De allí, puede desprenderse la importancia de replicar en países sudamericanos lo realizado por dichos autores en el país asiático.

Las conclusiones permiten afirmar que los esfuerzos para mejorar la salud y el bienestar de la población no se circunscriben a un área específica, sino que involucran conjuntamente a los responsables de las políticas de salud, educación, vivienda, participación social, así como a los factores que definen las condiciones sociales, económicas e institucionales. Finalmente, debe señalarse que el presente trabajo debiera ser profundizado, analizando particularidades de los países que pudieran resultar relevantes para su inclusión en el modelo, a la vez de incorporar otras variables indicativas del capital social.

Referencias

Adam, F. (2008). "Mapping social capital across Europe: findings, trends and methodological shortcomings of cross-national surveys". *Social Sciences Information*, Vol. 47 (2); 159-186.

Ahnquist, J.m Wamala, S. y Lindstrom, M. (2012). "Social determinants of health – A question of social or economic capital? Interaction effects of socioeconomic factors on health outcomes". *Social Science & Medicine*, Vol. 74; 930-939.

Aparicio Cabrera, A. (2011). "Bienestar subjetivo del consumidor y concepto de felicidad". *Nueva Época*, Vol. 24 (67). Argumentos, UAM-X, Méjico.

Arraigada, I. (2003). "Capital Social: potencialidades y limitaciones analíticas de un concepto". *Estudios sociológicos*, Vol. 21 (003); 557-584.

Baliamoune-Lutz, M. (2011). "Trust-based social capital, institutions and development", *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 40; 335-346.

Ball, R., y Chernova, K. (2008). "Absolute income, relative income, and happiness". *Social Indicators Research*, Vol. 88 (3); 497-529.

Berggren, N. y Bjørnskov, C. (2011). "Is the importance of religion in daily life related to social trust? Cross-country and cross-state comparisons". *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 80 (3); 459-480.

Borghesi, S. y Vercelli, A. (2008). Happiness and health: two paradoxes, Dipartimento di Politica Economica, Finanza e Sviluppo, Università di Siena, Working Papers, 1/ Enero.

Borgonovi, F. (2008). "Doing well by doing good. The relationship between formal volunteering and self-reported health and happiness". *Social Science & Medicine*, Vol. 66; 2321-2334.

Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.

Claibourn, M. P. y Martin, P. S. (2007). "The Third Face of Social Capital: How Membership in Voluntary Associations Improves Policy Accountability". *Political Research Quarterly*, Vol. 60 (2); 192-201.

Curtis, J. E., Baer, D. E. y Grabb, E. G. (2001). "Nations of Joiners: Explaining Voluntary Association Membership in Democratic Societies". *American Sociological Review*, Vol. 66 (6); 783-805.

De Santis, M. (2011) "Bienestar subjetivo, salud y condiciones socio económicas. El caso de los adultos mayores de Buenos Aires en el año 2000", *Anales de la XLVI Reunión anual de la AAEP*, www.aaep.org.ar.

De Santis, M. y Villagra Torcomian, I. (2012) "Condiciones económicas, capital social, salud y bienestar subjetivo. El caso de Argentina durante 1995 y 2006", *Anales de la XLVII Reunión anual de la AAEP*, www.aaep.org.ar.

Di Tella, R. y MacCulloch, R. (2006). "Some uses of happiness data in Economics". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20 (1); 25-46.

Easterlin, R. y Plagnol, A. (2008). "Life satisfaction and economic conditions in East and West Germany pre- and post-unification". *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 68; 433-444.

Frey, B. S. (2008). *Happiness: A Revolution in Economics (Munich Lectures in Economics)*. The MIT Press.

Frijters, P., Haisken-DeNew, J. y Shields, M. (2004). "Money does matter! Evidence from increasing real income and life satisfaction in East Germany following reunification". *The American Economic Review*, Vol. 94 (3); 730-740.

Gerstenblüth, M., Rossi, M. y Triunfo, P. (2008). "Felicidad y salud: una aproximación al bienestar en el Río de la Plata". *Estudios de Economía*, Vol. 35 (1).

Gerstenblüth, M. y Rossi, M. (2009). ¿Son más felices las personas saludables? La evidencia de Chile y Uruguay. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento de Trabajo Nro. 25/09.

Gerstenblüth, M., Jewell, T. y Rossi, M. (2010). Salud y felicidad en Uruguay. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento de Trabajo Nro. 12/10.

Graham, C. (2008). "Happiness and health: lessons –and questions- for public policy". *Health Affairs*, Vol. 27 (1).

Jones, A. (2007). *Applied econometrics for health economists: a practical guide*. Abingdon, Oxon Radcliffe.

Jorge, J. E. (2008). "Radiografía del capital social en Argentina". *Questión*, Vol. 1 (19). Tomado de <http://perio.unlp.edu.ar/ojs/index.php/question/article/viewArticle/640>.

Oshio, T. y Kobayashi, M. (2010). "Income inequality, perceived happiness, and self-rated health: Evidence from nationwide surveys in Japan". *Social Science & Medicine*, Vol. 70; 1358-1366.

Peiró, A. (2006). "Happiness, satisfaction and socio-economic conditions: Some international evidence". *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 35; 348-365.

Raphael, D., Curry-Stevens, A. y Bryant, T. (2008). "Barriers to addressing the social determinants of health: Insights from the Canadian experience". *Health Policy*, Vol. 88; 222–235.

Rojas Aravena, F. (2010). *Confianza: Base para la Gobernabilidad y la Convivencia Democrática en América Latina y el Caribe*. VI Informe del Secretario General de la FLACSO. 1ª. ed. –San José, C.R.: FLACSO, 99, ISBN 978-9977-68-214-3.

Rojas, Y. y Carlson, P. (2006). "The stratification of social capital and its consequences for self-rated health in Taganrog, Russia". *Social Science & Medicine*, Vol. 62; 2732–2741.

Sarracino, F. (2010). "Social capital and subjective well-being trends: Comparing 11 western European countries". *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 39; 482-517.

Schofer, E. y Fourcade-Gourinchas, M. (2001). "The Structural Contexts of Civic Engagement: Voluntary Association Membership in Comparative Perspective". *American Sociological Review*, Vol. 66 (6); 806-828.

Stata Press. *Base Reference Manual*, Volumen 1 A-H Release 11. Texas: autor.

Verme, P. (2009). "Happiness, freedom and control". *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 71; 146–161.

Wills-Herrera, E., Orozco, L., Forero-Pineda, C., Pardo, O. y Andonova, V. (2011). "The relationship between perceptions of insecurity, social capital and subjective well-being: Empirical evidences from areas of rural conflict in Colombia". *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 40; 88–96.

Yip, W., Subramanian, S., Mitchell, A., Lee, D., Wang, J. y Kawachi, I. (2007). "Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China". *Social Science & Medicine*, Vol. 64; 35–49.