



Cuadernos de Economía

ISSN: 0121-4772

revcuaeco_bog@unal.edu.co

Universidad Nacional de Colombia

Colombia

De Santis, Mariana; Villagra Torcomian, Ignacio
Condiciones económicas y capital social como determinantes de la salud y el bienestar subjetivo. El
caso de Argentina durante 1995 y 2006
Cuadernos de Economía, vol. XXXIII, núm. 63, julio-diciembre, 2014, pp. 543-567
Universidad Nacional de Colombia
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=282131704010>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

CONDICIONES ECONÓMICAS Y CAPITAL SOCIAL COMO DETERMINANTES DE LA SALUD Y EL BIENESTAR SUBJETIVO. EL CASO DE ARGENTINA DURANTE 1995 Y 2006

Mariana De Santis
Ignacio Villagra Torcomian

De Santis, M., & Villagra Torcomian, I. (2014). Condiciones económicas y capital social como determinantes de la salud y el bienestar subjetivo. El caso de Argentina durante 1995 y 2006. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 543-567.

Se estima la probabilidad conjunta de ser feliz y tener buena salud controlando el efecto de características económicas, sociales y demográficas. Se estimó un modelo *probit* bivariado empleando datos de la encuesta World Values Survey para Argentina en 1995 y 2006. Los resultados indican que la probabilidad de tener buena salud y de ser feliz incrementa a medida que lo hace el nivel socioeconómico y el nivel de confianza en las instituciones por parte de los individuos. Se concluye que

M. De Santis.

Profesora asociada Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina.
Correo electrónico: mdsantis@eco.unc.edu.ar.

I. Villagra Torcomian.

Profesor asistente Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina.
Correo electrónico: ignaciovillator@gmail.com.

Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de los evaluadores.

Este artículo fue recibido el 2 de julio de 2013, ajustado el 16 de octubre de 2013 y su publicación aprobada el 5 de febrero de 2014.

es posible incrementar la salud y el bienestar subjetivo de las personas en desventaja socioeconómica fortaleciendo el capital social.

Palabras clave: salud, bienestar subjetivo, *probit* bivariado, capital social, Argentina.
JEL: I12, I19, I30, I31, I39.

De Santis, M., & Villagra Torcomian, I. (2014). Economic conditions and social capital as determinants of health and subjective well-being. The case of Argentina in 1995 and 2006. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 543-567.

The probability of being happy and maintaining good health is influenced by economic, social, and demographic characteristics. A bivariate probit model is estimated using data from the World Values Survey for Argentina in 1995 and 2006. The results show that the probability of being healthy and happy increases with the socioeconomic status of individuals, as well as the confidence level in institutions. It is concluded that it is possible to positively affect the health and well-being of people disadvantaged socially and economically by encouraging and promoting policies which foster the strengthening of social capital.

Keywords: Health, subjective well-being, bivariate probit, social capital, Argentina.
JEL: I12, I19, I30, I31, I39.

De Santis, M., & Villagra Torcomian, I. (2014). Conditions économiques et capital social comme facteurs déterminants de la santé et du bien-être subjectif. Le cas de l'Argentine de 1995 à 2006. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 543-567.

On estime la probabilité conjointe d'être heureux et en bonne santé en contrôlant l'effet des caractéristiques économiques, sociales et démographiques. Un modèle *probit* bivarié a été conçu en utilisant les données de l'enquête World Values Survey pour l'Argentine en 1995 et 2006. Les résultats indiquent que la probabilité d'être en bonne santé et d'être heureux augmente dans la mesure où le niveau socioéconomique et le niveau de confiance des individus dans les institutions augmentent. L'article conclut qu'il est possible d'améliorer la santé et le bien-être subjectif des personnes en désavantage socioéconomique par un renforcement du capital social.

Mots-clés : Santé, bien-être subjectif, *probit* bivarié, capital social, Argentine.
JEL : I12, I19, I30, I31, I39.

De Santis, M., & Villagra Torcomian, I. (2014). Condições econômicas e capital social como determinantes da saúde e o bem-estar subjetivo. O caso da Argentina durante 1995 e 2006. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 543-567.

Estima-se a probabilidade conjunta de ser feliz e ter boa saúde controlando o efeito de características econômicas, sociais e demográficas. Foi estimado um modelo *probit* bivariado utilizando dados da pesquisa World Values Survey para a Argentina em 1995 e 2006. Os resultados indicam que a probabilidade de ter boa saúde

e de ser feliz aumenta à medida que melhora o nível socioeconômico e o nível de confiança nas instituições por parte dos indivíduos. Conclui-se que é possível aumentar a saúde e o bem-estar subjetivo das pessoas em desvantagem socioeconômica fortalecendo o capital social.

Palavras-chave: Saúde, bem-estar subjetivo, probit bivariado, capital social, Argentina.

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

INTRODUCCIÓN

Actualmente existe un considerable interés por el estudio del impacto de variables sociales y económicas sobre la salud. Si bien es ampliamente aceptado que la salud de los individuos está determinada por factores personales, ambientales y genéticos, cada vez concita mayor atención entre epidemiólogos, economistas y otros científicos sociales, el impacto de la educación, el ingreso 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 sociales (World Health Organization, 2012).

Asimismo, un creciente número de trabajos ha mostrado empíricamente la relación estadísticamente significativa entre las condiciones sociales y económicas y el bienestar de las personas. Los economistas de la felicidad, en un intento por disminuir el sesgo materialista subyacente en los estudios que aproximan el bienestar con el ingreso monetario o el producto per cápita, han estudiado particularmente la relación entre la felicidad o el bienestar subjetivo y las variables económicas como el ingreso absoluto y relativo, la situación ocupacional y la inflación, entre otras. Numerosos trabajos empíricos han confirmado la importancia del nivel del ingreso del individuo sobre su felicidad o bienestar, así como también se han generado controversias que dieron lugar a nuevas hipótesis acerca del papel que desempeñan los ingresos relativos y sus aspiraciones de ingreso (véanse, por ejemplo, Di Tella y MacCulloch, 2006; Easterlin, 1974, 2001). No menos importante resulta la relación entre la felicidad y la salud (Verme, 2009). Tal como señala Graham (2008), la salud es uno de los determinantes más relevantes de la felicidad autorreportada, siendo su efecto sobre la felicidad más fuerte que el de cualquier otra variable, incluso que el del ingreso. La mencionada autora postula que la buena salud está asociada con mayores niveles de felicidad y que los *shocks* de salud tienen efectos negativos y duraderos sobre la felicidad. Además, analiza el impacto de variables económicas sobre la salud, como el ingreso, la educación y el desempleo y reflexiona sobre la posibilidad y relevancia de utilizar los resultados de estudios sobre felicidad, salud y variables económicas para la elaboración de políticas.

Distintos estudios sobre la relación causal entre la salud y el bienestar subjetivo, han encontrado que la probabilidad de gozar de buena o muy buena salud incide favorablemente sobre la felicidad de los individuos. Gerstenblüth, Rossi y Triunfo (2008), Gerstenblüth y Rossi (2009), Gerstenblüth, Jewell y Rossi (2010) y De Santis (2011) encuentran que poseer buena salud presenta el mayor efecto marginal sobre la probabilidad de ser feliz o estar satisfecho con la vida, en estudios elaborados con datos de encuestas realizadas en Uruguay, Argentina y Chile. En los mencionados trabajos se estima, además, el impacto de tener buena salud sobre la probabilidad de tener elevados niveles de bienestar subjetivo empleando técnicas

de correspondencia para controlar la endogeneidad del estado de salud. En todos los casos se obtienen resultados estadísticamente significativos que confirman el impacto positivo de la salud sobre el bienestar de los individuos.

Si bien los estudios mencionados corroboran la importancia de factores sociales y económicos sobre la salud de los individuos, presentan algunas limitaciones. En efecto, suponen que la causalidad entre salud y bienestar es unidireccional. Con respecto a esto último, Graham (2008) señala que la relación felicidad-salud tiene lugar en ambas direcciones, en razón de que rasgos de la personalidad y otras variables no observables pueden estar asociados tanto a mejor salud como a mayor felicidad. En el caso del trabajo de De Santis (2011), se trata de un estudio parcial que solo incluye a personas mayores de 60 años de Buenos Aires y sus alrededores y, en todos los casos, se trata de estudios realizados con cortes transversales con la imposibilidad de analizar la persistencia y evolución del impacto de las variables mencionadas sobre la salud.

Como una contribución para ampliar el conocimiento acerca de la importancia de los determinantes sociales y económicos en Argentina sobre la salud y el bienestar subjetivo, en el presente estudio se analiza el efecto de variables económicas, demográficas y sociales sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y de ser feliz de los individuos adultos en Argentina en 1995 y 2006. Una de las variables de interés es el capital social incorporado a nivel individual, medido a través de la confianza en las instituciones y la participación activa en organizaciones no gubernamentales. Para ello se aplica un modelo *probit* bivariado que permite controlar por el efecto de variables no observadas que afectan contemporáneamente a la salud y a la felicidad. La hipótesis principal es que los individuos con mayor capital social y condiciones socioeconómicas más favorables tienen mayor probabilidad de reportar conjuntamente buena salud y felicidad. 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 más y mejores servicios de salud.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la siguiente sección se reseñan algunos antecedentes relevantes sobre los determinantes sociales y económicos de la salud y la felicidad, especialmente aquellos que incluyen en el análisis al capital social a nivel individual. A continuación se presenta el modelo estimado y una reseña sobre los datos empleados, y finalmente se muestran los resultados y las conclusiones.

ANTECEDENTES

En esta sección se revisan estudios que han contribuido al análisis de la relación entre las variables sociales y económicas y la salud y el bienestar subjetivo, prestando especial atención al capital social incorporado a nivel individual. En primer

lugar se hace referencia a los trabajos cuyo objeto de estudio es la salud y a continuación a los referidos al bienestar subjetivo.

Variables socioeconómicas y salud

Graham (2008) señala los mecanismos mediante los cuales el nivel de ingreso absoluto impacta sobre la salud de los individuos. El análisis empírico de la relación entre la salud y el ingreso entre países y del ámbito nacional y local muestra un patrón similar al encontrado por Easterlin (1974) entre el ingreso y el bienestar subjetivo. En efecto, la salud está positivamente correlacionada con el ingreso, aunque los incrementos del ingreso están asociados con incrementos menores en la mejora de la salud. En otras palabras, el impacto del ingreso es mayor en los rangos de bajos niveles de ingreso que en los más elevados. Esta relación se conoce en la literatura especializada como la curva de Preston, quien detectó una asociación entre producto per cápita y esperanza de vida. La curva de Preston se explica por diversos factores. En primer lugar, en países de bajos ingresos, es razonable pensar que los aumentos del ingreso se traduzcan en mejoras sustanciales en las condiciones de vida y de la salud pública y, en consecuencia, en disminuciones de la tasa de mortalidad asociada a la mala calidad del agua, por ejemplo. Una vez alcanzado un mayor poder adquisitivo, los sucesivos aumentos del ingreso se vinculan con mejoras en la salud asociadas a la introducción de nuevas tecnologías en el campo de las ciencias de la salud orientadas a la cura de enfermedades predominantes en economías desarrolladas, como el cáncer. Una vez alcanzada una esperanza de vida elevada, es de esperar que los sucesivos incrementos en el poder adquisitivo tengan impactos cada vez menores sobre los indicadores de salud.

Deaton (2008), a su vez, estudia la relación entre la satisfacción por la vida y por la salud con el ingreso per cápita. Para ello, emplea datos de la Encuesta Mundial de Gallup llevada a cabo en 2006 en 132 países. El autor corrobora la relación directa entre el nivel promedio de satisfacción por la vida y el PIB per cápita. Además, resalta que, a diferencia del patrón presentado en los países relevados por la Encuesta Mundial de Valores, dicha relación no se desvanece a medida que los países son más ricos, sino que se mantiene. Deaton atribuye esta diferencia a la escasa cobertura de países pobres y a la no inclusión de población rural en las encuestas llevadas a cabo en países como la India y Nigeria por parte de la Encuesta Mundial de Valores. El autor también encuentra que la tasa de crecimiento del PIB per cápita y el cambio en la esperanza de vida durante los últimos 15 años explican el nivel promedio de satisfacción por la vida: la relación es negativa en el primer caso y positiva en el segundo. Al analizar los determinantes de la satisfacción por la salud promedio, encuentra que las personas son más proclives a estar satisfechas con su salud en países de altos ingresos, pero que se vuelven menos satisfechas a medida que aumenta su edad, siendo este efecto mayor al que se deriva del ingreso. Asimismo, el autor halla que la tasa a la que se deteriora la satisfacción por la salud en países de bajos o medianos ingresos es superior a la de países de altos ingresos, lo que sugiere que, en dichos países, los ingresos funcionan como una especie de protección contra los efectos negativos de la edad.

Borghesi y Vercelli (2008) mencionan estudios que dan cuenta de que la desigualdad en el ingreso está asociada con menores niveles de buena salud, cuando los sectores comprendidos en los primeros deciles se ven excluidos de la posibilidad de participar en actividades sociales que promueven una vida saludable. A la vez, la pobreza relativa es un factor generador de estrés y baja autoestima, factores que tienden a deteriorar la salud, especialmente cuando existen bajas probabilidades de promoción o ascenso de los grupos menos favorecidos por sus propios méritos. Los autores mencionados señalan que la buena salud se asocia también con la activa vida social y relacional, coincidiendo con la literatura que pone el énfasis en el capital social como *proxy* de bien relacional; es decir, de bienes y servicios que solo pueden consumirse en compañía de otros individuos. Además, mencionan la influencia de la educación como factor promotor de la buena salud, existiendo una relación no lineal con impactos diferenciales mayores, atribuidos a una mejor crianza de los hijos por parte de madres más educadas, a un mejor aprovechamiento de los recursos familiares a favor de un estilo de vida más saludable y a una mayor concientización sobre las prácticas preventivas de salud.

Rojas y Carlson (2006) postulan que el capital social influye sobre la salud, siendo esta influencia condicionada a los distintos tipos de capital que poseen los individuos. Así, trabajan con datos de una encuesta realizada a individuos mayores de 20 años de 1.009 familias de la ciudad rusa de Taganrog en 1998. Estiman un modelo lineal multivariado, empleando como variable dependiente al autorreporte de salud y como variables explicativas a las características demográficas, el nivel de educación, el nivel de ingreso y tres dimensiones del capital social; además de efectos conjuntos del capital social y la educación y el ingreso. Los autores concluyen que el capital social incide positivamente sobre la salud, estando a la vez directamente asociado al nivel de educación. Además, recomiendan considerar en detalle las diferentes dimensiones del capital social para indagar con mayor precisión los canales mediante los cuales puede beneficiarse la salud a través del consumo de bienes relacionales.

En una publicación posterior, Tipper (2010) presenta una extensa revisión empírica que sustenta la causalidad entre determinantes sociales y económicos y la salud. El autor menciona evidencias empíricas sobre el impacto negativo de los bajos salarios, trabajos precarios e inestabilidad sobre la precariedad de la salud. Asimismo, también menciona la influencia del estado civil en los adultos como determinante del autorreporte de salud o de la tasa de mortalidad. Al igual que en numerosos estudios, los trabajos relevados por Tipper coinciden en que las personas casadas gozan de mejor salud que las que están solas, siendo el impacto de vivir en pareja superior al de tener buenos ingresos.

Ahnquist, Wamala y Lindstrom (2012) estudian el impacto de factores sociales y económicos sobre distintas mediciones de la salud, empleando una muestra de varones y mujeres entre 16 y 84 años del Censo Nacional Sueco de Salud Pública. El aporte de los autores es estimar el efecto de la interacción entre el capital económico y el capital social a nivel individual sobre la salud, medida a través del

autorreporte y el padecimiento de afecciones psicológicas y físicas. Los autores asimilan el capital económico con el ingreso y otras manifestaciones de dificultades económicas, tales como la capacidad de los individuos para hacer frente a sus erogaciones y la posesión o carencia de reservas en efectivo. A su vez, incluyen como determinante de la salud al capital social, un concepto ampliamente estudiado y utilizado por diferentes autores para explicar distintos fenómenos económicos. En este trabajo, el capital social es medido a través de las dimensiones participación social y niveles de confianza interpersonal y vertical. Los autores estiman un modelo de regresión logística multivariado, en el cual incluyen el capital económico y el capital social como covariantes, controlando por variables personales y demográficas y luego estiman un índice de sinergia entre ambos tipos de capital. 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.

Variables socioeconómicas y bienestar subjetivo

La relación entre el bienestar subjetivo y el ingreso ha sido analizada por diferentes autores, tanto desde la perspectiva de microdatos como desde el punto de vista macroeconómico, habiéndose formulado distintas hipótesis acerca de la influencia del ingreso absoluto y del ingreso relativo. 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 autorrealización, por lo que la relación entre felicidad e ingreso se debilita. Easterlin (2001) explica que la relación entre el nivel de ingreso absoluto y la felicidad de las personas a lo largo del ciclo de vida está influenciada por sus aspiraciones materiales. Según este autor, a medida que los individuos van obteniendo diferentes niveles de ingresos durante su vida, también van modificando sus aspiraciones. Así, las personas que van percibiendo ingresos cada vez mayores pueden alcanzar mayores niveles de bienestar; sin embargo, este efecto es compensado por las expectativas de mayores aspiraciones materiales. De allí que a medida que crece el ingreso, el bienestar subjetivo crezca en menor proporción o se mantenga constante (para un análisis de las distintas hipótesis acerca de la relación entre el ingreso y la felicidad, véase Frey, 2008).

Asimismo, numerosos trabajos dan cuenta de la influencia positiva sobre el nivel reportado de felicidad de gozar de buena salud y de estar casado (Borghesi y Vercelli, 2008; Peiró, 2006; Verme, 2009), así como de la influencia negativa de estar desempleado y del mayor tamaño de la familia (Easterlin, 2001 y trabajo de Israel). En trabajos recientes, además de las variables tradicionalmente utilizadas para explicar la felicidad, se incluye en el análisis al capital social. Al respecto,

puede mencionarse el estudio de Yip *et al.* (2007), quienes analizan la relación entre capital social, salud y bienestar subjetivo en comunidades rurales chinas a partir de datos recolectados en tres condados chinos en el 2004. Los autores estiman un modelo multinivel para capturar los efectos tanto a nivel individual como de la comunidad. 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.

Posteriormente, Sarracino (2010) analiza las tendencias del capital social y de la felicidad en varios países de Europa durante 1980 y 2001, con base en datos de la Encuesta Mundial de Valores (WVS). Para ello estima modelos de probabilidad con variables dependientes limitadas, controlando la felicidad y diferentes dimensiones del capital social por variables demográficas y económicas. Encuentra que las condiciones económicas más favorables inciden positivamente sobre la felicidad y el capital social y que ambas variables presentaron una tendencia creciente en el tiempo, con excepción de Gran Bretaña. De esta manera, el autor concluye que el capital social y la felicidad están positivamente asociados.

Por último, puede mencionarse el trabajo de Wills-Herrera, Orozco, Forero-Pineda, Pardo y Andonova (2011), quienes encuentran evidencia de que el bienestar subjetivo está positivamente asociado a la contención brindada por la pertenencia a organizaciones sociales, culturales o ambientales, al actuar como una barrera de contención contra la inseguridad objetiva y subjetiva. Los autores arriban a esta conclusión aplicando un modelo multinivel a datos a nivel individual relevados en más de 20 comunidades en Colombia en el 2006.

A partir de los trabajos mencionados, es posible concluir que las características demográficas, económicas y sociales de cada individuo inciden simultáneamente y en el mismo sentido sobre su nivel de salud y felicidad. Con este estudio se espera aportar evidencia al respecto para el caso argentino en 1995 y 2006, estimando los efectos marginales del capital social y las características socioeconómicas de los individuos sobre la probabilidad de ser feliz y de gozar de buena salud.

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, en 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:

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

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

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.

En el supuesto de que los términos de error en (1) estén correlacionados, ya que hay algunas variables no observables que afectan el estado de salud y 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. Los covariantes incluidos en cada función son los siguientes: capital social, edad, edad al cuadrado, género, estar casado, estatus socioeconómico, nivel educativo, cantidad de hijos, estar desempleado.

DATOS UTILIZADOS

Se emplearon observaciones individuales de diferentes ondas de la WVS¹. Cada onda contiene alrededor de 1.000 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.

La variable felicidad empleada en este trabajo es considerada una variable *proxy* del sentimiento de bienestar de los individuos encuestados. De acuerdo con Easterlin (2001), la felicidad reportada tiene como componentes centrales a cuestiones vinculadas a la vida, la familia y la salud, y es reconocida como válida y confiable por los científicos sociales.

A efectos de transformar la variable felicidad en 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 autorreportada

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.

¹ El método de muestreo utilizado fue estratificado según dos criterios y la multietapa aleatorio en el proceso de selección de las unidades muestrales. Después de estratificar la nación geográficamente y por tamaño de la comunidad, con el fin de asegurar la conformidad de la muestra con las últimas estimaciones disponibles del Censo Nacional de la distribución de la población adulta, 201 localidades o áreas de muestreo diferentes fueron seleccionadas de forma aleatoria dentro de las ciudades que, a su vez, son seleccionadas sobre una base aleatoria matemáticamente. Los entrevistadores no tenían otra opción sobre la parte de la ciudad en la que realizan sus entrevistas. Aproximadamente cinco entrevistas se llevaron a cabo en cada uno de esos puntos de muestreo seleccionados al azar. Los entrevistadores recibieron mapas de la zona que se les asignó, con un punto de inicio indicado; fueron obligados a seguir una dirección determinada. La selección de la unidad muestral final fue elegida según la edad predeterminada y cuotas de sexo. Estas cuotas se establecen en función de la distribución de estas variables en cada localidad / ciudad. Los procedimientos descritos anteriormente están diseñados para producir muestras aproximadas a la población civil adulta (mayores de 18 años) que viven en hogares privados (es decir, con exclusión de los que están en prisiones, hospitales, hoteles e instituciones educativas o religiosas y los que viven en las bases militares).

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, constituido por normas compartidas, valores, actitudes y creencias, habitualmente medido a través de la confianza institucional. 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:

$$IC_{ij} = \frac{\text{suma}_{\text{confi}} - \text{mín}}{\text{máx} - \text{mín}} \quad \text{donde } j = \text{onda 1995, onda 2006} \quad (3)$$

La variable $\text{suma}_{\text{confi}}$ es la suma del grado de confianza que tiene el individuo i en cada institución considerada en la encuesta. Las instituciones consideradas son las iglesias, las fuerzas armadas, el sistema educativo, la prensa, las uniones sindicales, la policía, el parlamento, los servicios públicos, la televisión, el gobierno, los partidos políticos, las grandes empresas, el movimiento de protección del medioambiente, el movimiento de mujeres, el sistema judicial, la Unión Europea, las Naciones Unidas, el Mercosur, el gobierno local/regional, las organizaciones humanitarias o de beneficencia, los bancos, el Fondo Monetario Internacional (FMI), las organizaciones no gubernamentales y las noticias de la televisión. El término mín representa el valor mínimo que asume la variable $\text{suma}_{\text{confi}}$ 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 $\text{suma}_{\text{confi}}$ 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.

Hombre, variable *dummy* 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 socioeconómico autorreportado 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 y el consumo de los individuos de la muestra. 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 1995.

Cantidad de hijos

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

CUADRO 1.
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS DATOS

	Onda 1995					Onda 2006				
	No.	Media	Desviación estándar	Mín.	Máx.	No.	Media	Desviación estándar	Mín.	Máx.
Feliz	1.079	0,817	0,386	0	1	1.002	0,857	0,350	0	1
Salud	1.079	0,891	0,312	0	1	1.002	0,972	0,165	0	1
Índice de confianza	681	0,404	0,177	0	1	604	0,363	0,169	0	1
Membresía activa	1.079	0,342	0,474	0	1	1.002	0,321	0,467	0	1
Edad	1.079	42,734	17,150	17	89	1.002	42,548	17,586	18	88
Edad al cuadrado	1.079	2120,041	1604,755	289	7921	1.002	2119,373	1658,426	324	7744
Hombre	1.079	0,474	0,500	0	1	1.002	0,466	0,499	0	1
Casado	1.079	0,598	0,490	0	1	1.002	0,552	0,4975	0	1
Clase baja	1.079	0,050	0,218	0	1	1.002	0,087	0,282	0	1
Clase trabajadora	1.079	0,400	0,490	0	1	1.002	0,457	0,498	0	1
Clase media baja	1.079	0,392	0,488	0	1	1.002	0,296	0,457	0	1
Clase media alta	1.079	0,124	0,330	0	1	1.002	0,113	0,316	0	1
Nivel educativo bajo	1.079	0,526	0,499	0	1	1.002	0,513	0,500	0	1
Nivel educativo medio	1.079	0,350	0,477	0	1	1.002	0,328	0,470	0	1
Nivel educativo alto	1.079	0,123	0,329	0	1	1.002	0,158	0,365	0	1
Cantidad de hijos	1.077	1,937	1,790	0	8	999	1,861	1,810	0	8
Desempleo	1.079	0,119	0,324	0	1	1.002	0,070	0,255	0	1

Fuente: elaboración propia con base en la WVS Argentina.

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.

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

El modelo *probit* bivariado presentado anteriormente se estimó con los datos de toda la muestra², obteniéndose las estimaciones de los coeficientes y de los efectos marginales de cada una de las variables explicativas. En todos los casos, el coeficiente de correlación entre los errores de ambas funciones de probabilidad resultó positivo y estadísticamente significativo. Este resultado indica que las variables no observadas ni incluidas en el modelo afectan en el mismo sentido a ambas probabilidades estimadas. Una de las ventajas del modelo *probit* bivariado es que permite estimar los efectos parciales de las covariantes sobre las probabilidades conjuntas³. En este estudio existe la posibilidad de obtener los efectos marginales de cuatro probabilidades conjuntas: la probabilidad de que el individuo sea feliz y goce de buena salud, de que sea feliz y no goce de buena salud, de que no sea feliz pero goce de buena salud o de que no sea feliz ni sano. A continuación, en los Cuadros 2, 3 y 4 se presentan los tres primeros casos señalados anteriormente; es decir, los efectos marginales de las variables independientes sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y de ser feliz, de gozar de buena salud y no ser feliz y de ser feliz pero no sano, valuadas en la media⁴.

En el Cuadro 2 puede observarse que los efectos marginales sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y ser feliz son estadísticamente significativos al 10%, con excepción de las variables membresía activa y nivel educativo medio⁵. Con respecto a las variables demográficas, tener un año adicional disminuye la probabilidad conjunta en 0,4%, en tanto que ser hombre y estar casado la incrementan en 6,1% y 7,4%, respectivamente. El impacto del número de hijos es negativo e igual al 2%. Los efectos marginales de las variables que indican el nivel socioeconómico de los individuos son positivos y crecientes: pertenecer a la clase trabajadora, a la media baja y a la media alta impacta en un 7,6%, 10,7% y 14%,

² Se utilizó el software Stata 11.0.

³ Siguiendo a Jones (2007) para interpretar las implicancias cuantitativas de los resultados, es necesario computar los efectos parciales, usando efectos marginales para las variables explicativas continuas y efectos promedio para las variables explicativas binarias. Por razones de comodidad se describirán como efectos marginales indistintamente.

⁴ Debido a que solo 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.

⁵ Debe aclararse que la variable edad al cuadrado no aparece en los resultados debido a que el efecto marginal fue calculado teniendo en cuenta la edad y la edad al cuadrado. Dichas variables no pueden ser tratadas como si fueran diferentes.

CUADRO 2.

EFECTOS MARGINALES DEL *PROBIT* BIVARIADO SOBRE LA PROBABILIDAD DE TENER BUENA SALUD Y SER FELIZ

Variable	dy/dx	Desviación estándar	z	$P > z$	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,002	0,024	0,080	0,939	-0,046	0,050
Índice de confianza	0,324	0,065	5,010	0,000	0,198	0,451
Edad	-0,004	0,001	-5,120	0,000	-0,006	-0,003
Hombre	0,061	0,023	2,690	0,007	0,016	0,105
Casado	0,074	0,025	2,920	0,003	0,025	0,124
Clase trabajadora	0,076	0,039	1,910	0,056	-0,002	0,153
Clase media baja	0,107	0,041	2,630	0,009	0,027	0,187
Clase media alta	0,140	0,051	2,760	0,006	0,040	0,239
Nivel educativo medio	0,037	0,026	1,410	0,159	-0,015	0,089
Nivel educativo alto	0,099	0,038	2,610	0,009	0,025	0,173
Cantidad de hijos	-0,020	0,008	-2,540	0,011	-0,035	-0,005
Desempleo	-0,066	0,038	-1,770	0,077	-0,140	0,007
Onda 2006	0,187	0,022	8,560	0,000	0,145	0,230

Fuente: elaboración propia con base en la WVS Argentina.

CUADRO 3.

EFECTOS MARGINALES DEL *PROBIT* BIVARIADO SOBRE LA PROBABILIDAD DE TENER BUENA SALUD Y NO SER FELIZ

Variable	dy/dx	Desviación estándar	z	$P > z$	[95%	C.I.]
Membresía activa	-0,017	0,012	-1,420	0,156	-0,040	0,006
Índice de confianza	-0,125	0,032	-3,890	0,000	-0,188	-0,062
Edad	0,001	0,000	2,370	0,018	0,000	0,002
Hombre	-0,008	0,011	-0,700	0,486	-0,029	0,014
Casado	-0,052	0,012	-4,180	0,000	-0,076	-0,028
Clase trabajadora	-0,038	0,018	-2,080	0,037	-0,073	-0,002
Clase media baja	-0,031	0,019	-1,630	0,103	-0,067	0,006
Clase media alta	-0,055	0,025	-2,220	0,027	-0,103	-0,006
Nivel educativo medio	0,020	0,013	1,560	0,119	-0,005	0,044
Nivel educativo alto	-0,035	0,020	-1,770	0,076	-0,073	0,004
Cantidad de hijos	0,005	0,004	1,460	0,144	-0,002	0,013
Desempleo	0,040	0,017	2,310	0,021	0,006	0,073
Onda 2006	0,009	0,011	0,800	0,422	-0,012	0,029

Fuente: elaboración propia con base en la WVS Argentina.

CUADRO 4.

EFECTOS MARGINALES DEL *PROBIT* BIVARIADO SOBRE LA PROBABILIDAD DE NO TENER BUENA SALUD Y SER FELIZ

Variable	dy/dx	Desviación estándar	z	$P > z$	[95%	C.I.]
Membresía activa	0,022	0,020	1,130	0,259	-0,016	0,061
Índice de confianza	-0,035	0,052	-0,680	0,499	-0,137	0,067
Edad	0,002	0,001	2,490	0,013	0,000	0,003
Hombre	-0,028	0,018	-1,560	0,119	-0,064	0,007
Casado	0,024	0,020	1,170	0,243	-0,016	0,064
Clase trabajadora	0,004	0,032	0,110	0,911	-0,059	0,066
Clase media baja	-0,027	0,033	-0,810	0,419	-0,091	0,038
Clase media alta	-0,014	0,041	-0,350	0,728	-0,094	0,066
Nivel educativo medio	-0,051	0,021	-2,390	0,017	-0,092	-0,009
Nivel educativo alto	-0,015	0,030	-0,500	0,615	-0,075	0,044
Cantidad de hijos	0,005	0,006	0,840	0,400	-0,007	0,018
Desempleo	-0,012	0,030	-0,400	0,688	-0,071	0,047
Onda 2006	-0,132	0,018	-7,310	0,000	-0,167	-0,096

Fuente: elaboración propia con base en la WVS Argentina.

respectivamente, sobre la probabilidad conjunta analizada con respecto a la clase baja tomada como categoría base. Los individuos que poseen un nivel educativo superior tienen casi un 10% más de probabilidad de ser felices y sanos en cuanto a los que poseen un nivel educativo bajo, mientras que quienes reportan un nivel educativo medio no presentan un impacto diferenciado referente a la categoría base. Estar desempleado disminuye la probabilidad de ser feliz y sano en un 6,6% respecto de quienes no lo están. Quienes fueron encuestados en el 2006 presentan un efecto marginal de 18,7% por encima de quienes fueron encuestados en 1995. Por último, en relación con el capital social, la membresía activa no resulta significativa con respecto a la probabilidad conjunta analizada, en tanto que sí lo es el índice de confianza, cuyo efecto marginal es de 32,4%.

Como puede observarse en los Cuadros 3 y 4, la cantidad de variables que presentan efectos marginales significativos es sensiblemente inferior a la correspondiente al Cuadro 2. Es decir, que las variables incorporadas en el análisis son relevantes para explicar la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y ser feliz, mas no para el caso en que solo uno de estos dos eventos se presenta favorable. Además, aquellos efectos que son significativos presentan el signo opuesto al observado en el Cuadro 2, lo cual no resulta sorprendente, ya que al incluir la posibilidad de que la persona no sea sana o no sea feliz se espera que el impacto de los covariantes sea

el inverso al que presentaban cuando se analiza la probabilidad conjunta de que gocen de buena salud y felicidad.

Los resultados arriba presentados confirman el efecto positivo mencionado en la literatura del capital social incorporado a nivel individual, capturado por el índice de confianza, sobre la probabilidad de ser feliz y sano. El capital social representa el tejido y la fuerza de las relaciones entre los individuos y los restantes sectores de la sociedad, y es un indicador del sistema de creencias y valores compartidos por los integrantes de la sociedad. Su efecto positivo y significativo sobre la probabilidad conjunta de ser feliz y sano opera a través del canal de brindar una red de seguridad, protección y apoyo en caso de eventos como *shocks* de salud o pérdida de empleo. Por otra parte, Sarracino (2010) lleva a cabo una revisión de estudios sobre capital social y concluye que algunos autores encuentran en esta variable una posible explicación para la paradoja de Easterlin en el caso de Estados Unidos: 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. Este argumento, en sentido contrario, podría explicar el efecto positivo del índice de confianza encontrado en el presente trabajo sobre la salud y la felicidad.

El efecto marginal de la membresía activa, asimilada como indicador del consumo de bienes relacionales, es decir, aquellos bienes que se consumen en forma conjunta con los demás, no resultó significativo. Si bien 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, y contribuye a reforzar las redes de contención del tejido social, la variable membresía activa definida en este estudio no avala esta hipótesis. Este resultado sugiere la necesidad de una redefinición de diferentes dimensiones del capital social en próximos estudios.

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. Con respecto al bienestar subjetivo, ser casado tiene un efecto marginal positivo sobre la felicidad, mientras que ser hombre y tener más hijos impactan negativamente (Blanchflower y Oswald, 2008). En este trabajo se encuentra que las personas de sexo masculino y las casadas tienen mayor probabilidad conjunta de ser saludable y feliz. Con respecto al efecto del número de hijos se corrobora la evidencia empírica: un hijo adicional disminuye la probabilidad de ser sano y feliz en un 2%. 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.

Acerca de la influencia de la edad, diversos estudios empíricos concluyen que 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 mayores (Ball y Chernova, 2008). 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 con sus posibilidades, de allí que la brecha aspiracional disminuya y se revierta el efecto de la edad (Aparicio, 2011). En el presente estudio, el efecto marginal de la edad, incluyendo dicha variable al cuadrado, resultó negativo y significativo sobre la probabilidad conjunta de ser sano y feliz⁶.

La variable *dummy* que captura el año en el que el individuo fue encuestado, 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 fue un 18,7% superior en 2006 respecto de 1995, reflejando el impacto de las mejores condiciones sociales y económicas del país en el último año.

Los resultados relacionados con el nivel social y económico resultan interesantes. Como se ha mencionado anteriormente, 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 tanto, se espera que las personas que pertenecen a niveles socioeconómicos más elevados tengan mayor probabilidad de tener buena salud que los restantes. Estos argumentos se aplican también para explicar la asociación positiva entre el nivel socioeconómico y el bienestar subjetivo. Partiendo de una correlación positiva entre las clases baja, trabajadora, clase media y clase medio-alta con niveles sucesivamente mayores de ingresos, puede decirse que el presente estudio corrobora las hipótesis mencionadas: pertenecer a clases socioeconómicas sucesivamente más altas tiene efectos marginales positivos, crecientes y estadísticamente distintos de cero sobre la probabilidad de ser feliz y sano.

⁶ Los resultados de la estimación del modelo *probit* bivariado arrojaron un coeficiente no significativo de la edad y negativo y significativo de la edad al cuadrado en la ecuación de la salud. Con respecto a la ecuación de felicidad, la edad presentó un coeficiente negativo y significativo, en tanto que la edad al cuadrado no mostró una influencia significativa.

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 con el 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. Los resultados de este estudio parecen sostener la hipótesis de que para poder acceder a mayores recursos se traduce en más salud y mayor felicidad, corroborando el axioma “más es preferido a menos”.

Con respecto a las variables que reflejan el nivel educativo alcanzado por el individuo, se encuentra que aquellos que tienen estudios de nivel superior tienen 10% más de probabilidad de ser sanos y felices con respecto a los que reportan un nivel de estudios más bajo. Este efecto puede explicarse, por un lado, porque es probable 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. Por otro, es posible que un mayor nivel de educación sea un indicador de mayores ingresos y en consecuencia incrementa las oportunidades de acceder a mejores servicios de salud y a mayor cantidad de bienes.

Por último, los resultados indican que estar desempleado disminuye la probabilidad conjunta de ser feliz y sano en un 6,6%. Si se tiene en cuenta que no estar empleado es un indicador de menores ingresos y posiblemente de frustración, el resultado es compatible con las hipótesis arriba analizadas.

Los resultados arriba descritos concuerdan, en general, con aquellos encontrados en otros estudios; aunque debe aclararse que, por lo regular, no se trata de estudios que analizan la probabilidad conjunta de ser feliz y sano como la estimada en este trabajo. Se ha encontrado que las variables demográficas, el nivel socioeconómico y educativo de las personas influyen significativamente sobre la probabilidad de

ser feliz y sano. Además, se corrobora el impacto del capital social cognitivo individual, abonando la hipótesis de que los individuos que tienen mayor nivel de confianza en las instituciones se sienten más protegidos, contenidos y seguros, aunque no ocurre lo mismo con la membresía activa en entidades de bien público.

Impactos diferenciales del índice de confianza

La variable que representa el capital social cognitivo, el índice de confianza (IC), presenta un efecto marginal positivo y significativo, que en promedio resulta del 32,4%, el mayor considerando todas las variables. Debido a que el capital social es una variable de especial interés, en el presente estudio se consideró importante analizar el impacto del IC sobre la probabilidad conjunta de tener buena salud y ser feliz para diferentes perfiles de individuos, construidos con base en los atributos definidos en el Cuadro 5.

CUADRO 5.
COMPOSICIÓN DE LOS PERFILES

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

Fuente: elaboración propia.

Se definieron 16 perfiles alternativos a partir de combinaciones de los atributos mencionados anteriormente y se calculó el efecto marginal del IC⁷ sobre la probabilidad conjunta de gozar de buena salud y ser feliz para cada uno de ellos, los cuales se muestran en la última columna del Cuadro 6.

La segunda y la tercera columnas del Cuadro 6 indican la clase socioeconómica y el nivel educativo del individuo, respectivamente. Los ocho primeros perfiles corresponden a individuos pertenecientes a la clase trabajadora y que poseen un nivel educativo medio; mientras que los ocho 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 des empleados

⁷ Los efectos marginales de la membresía activa no fueron tenidos en cuenta por no resultar estadísticamente significativos.

CUADRO 6.
EFECTOS MARGINALES SEGÚN PERFILES DE INDIVIDUOS

Perfiles basados en las características de los individuos							Género	IC (efectos marginales)
	Clase socioeconómica	Nivel educativo	Edad		Desempleado	Cantidad de hijos		
			Menor de 40 años	Mayor de 40 años				
1	clase trabajadora	medio	sí		no	2	hombre	0,262
2	clase trabajadora	medio	sí		no	2	mujer	0,286
3	clase trabajadora	medio		sí	no	2	hombre	0,303
4	clase trabajadora	medio		sí	no	2	mujer	0,333
5	clase trabajadora	medio	sí		sí	2	hombre	0,360
6	clase trabajadora	medio	sí		sí	2	mujer	0,349
7	clase trabajadora	medio		sí	sí	2	hombre	0,392
8	clase trabajadora	medio		sí	sí	2	mujer	0,395
9	clase media-alta	alto	sí		no	2	hombre	0,163
10	clase media-alta	alto	sí		no	2	mujer	0,184
11	clase media-alta	alto		sí	no	2	hombre	0,214
12	clase media-alta	alto		sí	no	2	mujer	0,245
13	clase media-alta	alto	sí		sí	2	hombre	0,236
14	clase media-alta	alto	sí		sí	2	mujer	0,257
15	clase media-alta	alto		sí	sí	2	hombre	0,282
16	clase media-alta	alto		sí	sí	2	mujer	0,329

Fuente: elaboración propia con base en la WVS Argentina.

o no, indicando en el cuadro como “sí” si la persona está desempleada y “no” en caso contrario. La cantidad de hijos, mostrada en la sexta columna, se estableció como dos indistintamente, debido a que es aproximadamente el número de hijos promedio del país. Por último, se especifica el género de los individuos combinando cada una de las características señaladas anteriormente tanto para hombres como para mujeres.

De los resultados mostrados, debe notarse 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 dos hijos (0,395), es mayor al de un hombre con sus mismas características (0,392). De igual manera, un hombre menor a 40 años de la clase trabajadora, con nivel educativo medio, empleado y con dos hijos, presenta un efecto marginal de su IC (0,262) más elevado con respecto a otro hombre de características similares, pero de una clase socioeconómica mayor y con un nivel educativo alto (0,163). El efecto marginal del IC sobre una mujer empleada de la clase trabajadora, de nivel educativo medio, mayor de 40 años y con dos 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.

REFLEXIONES FINALES

En este estudio se analizó la relación entre el bienestar subjetivo y la salud, controlada por el efecto de las variables demográficas, situación social y económica y el capital social individual en la Argentina en 1995 y 2006. Los resultados corroboran el vínculo 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. 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. Los resultados sugieren que es posible 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 fortalecimiento institucional no solo debería estar motivado por consideraciones políticas y económicas, sino también por las implicancias que tiene sobre las personas y su derecho a ser sanas y felices. El análisis realizado permite afirmar que la mejora en la confianza que tienen las per-

sonas sobre las instituciones tendría un efecto positivo potencial mayor sobre las mujeres mayores de 40 años, desempleadas, de clase socioeconómica baja y con un nivel educativo medio, es decir, sobre los grupos más vulnerables con menos posibilidades en el mercado laboral.

Es importante destacar que, para el caso de Argentina, los resultados no parecen ser muy esperanzadores, ya que la confianza alcanza valores bajos para el período analizado y parece seguir una tendencia decreciente para los años posteriores. Por su parte, a pesar de que la participación en organismos voluntarios muestra una tendencia creciente para el caso argentino durante el período analizado, su impacto sobre la salud y la felicidad no es estadísticamente significativo para los casos estudiados.

Los resultados sugieren la necesidad de indagar en futuros trabajos sobre definiciones alternativas de capital social, para su posible inclusión en modelos similares al estimado en el presente. Además, la importancia de las variables sociales y económicas como determinantes de la salud y la felicidad, reafirma la necesidad de políticas integrales que creen condiciones para disminuir la brecha entre los más sanos y felices y los menos sanos y felices.

REFERENCIAS

1. Ahnquist, J., Wamala, S., & 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*, 74(6), 930-939.
2. Aparicio, A. (2011). Bienestar subjetivo del consumidor y concepto de felicidad. *Nueva Época*, 24, 67. Argumentos, UAM-X, México.
3. Ball, R., & Chernova, K. (2008). Absolute income, relative income, and happiness. *Social Indicators Research*, 88(3), 497-529.
4. Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2008). Hypertension and happiness across nations. *Journal of Health Economics*, 27(2), 218-233.
5. Borghesi, S., & Vercelli, A. (2008). Happiness and health: Two paradoxes, Dipartimento di Politica Economica, Finanza e Sviluppo (Working Papers 1). Università di Siena. Enero.
6. De Santis, M. (2011). Bienestar subjetivo, salud y condiciones socioeconómicas. 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.
7. Deaton, A. (2008). Income, health, and well-being around the world: Evidence from the Gallup World Poll. *Journal of Economic Perspectives*, 22(2), 53-72.
8. Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2006). Some uses of happiness data in Economics. *Journal of Economic Perspectives*, 20(1), 25-46.
9. Easterlin, R. (1974). Does economic growth improve the human lot? In P. A. David & M. W. Reder (eds.), *Nations and households in economic*

- growth: Essays in honor of Moses Abramovitz*. New York: Academic Press, Inc.
10. Easterlin, R. (2001). Income and happiness: Towards a unified theory. *The Economic Journal*, 111, 465-484, julio.
 11. Frey, B. S. (2008). Happiness: A revolution in economics (Munich Lectures in Economics). The MIT Press.
 12. Gerstenblüth, M., Rossi, M., & Triunfo, P. (2008). Felicidad y salud: una aproximación al bienestar en el Río de la Plata. *Estudios de Economía*, 35, 1.
 13. Gerstenblüth, M., & 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 25/09).
 14. Gerstenblüth, M., Jewell, T., & Rossi, M. (2010). Salud y felicidad en Uruguay. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales (Documento de Trabajo 12/10). Universidad de la República.
 15. Graham, C. (2008). Happiness and health: Lessons —and questions— for public policy. *Health Affairs*, 27, 1.
 16. Jones, A. (2007). *Applied econometrics for health economists: A practical guide*. Abingdon, Oxon Radcliffe.
 17. Peiró, A. (2006). Happiness, satisfaction and socio-economic conditions: Some international evidence. *The Journal of Socio-Economics*, 35, 348-365.
 18. Rojas, Y., & Carlson, P. (2006). The stratification of social capital and its consequences for self-rated health in Taganrog, Russia. *Social Science & Medicine*, 62, 2732-2741.
 19. Sarracino, F. (2010). Social capital and subjective well-being trends: Comparing 11 western European countries. *The Journal of Socio-Economics*, 39, 482-517.
 20. Tipper, A. (2010). Economic models of the family and the relationship between economic status and health. *Social Science & Medicine*, 70, 1567-1573.
 21. Verme, P. (2009). Happiness, freedom and control. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 71, 146-161.
 22. Wills-Herrera, E., Orozco, L., Forero-Pineda, C., Pardo, O., & 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*, 40, 88-96.
 23. World Health Organization (2012). World Conference on Social Determinants of Health, 2011, Rio de Janeiro, Brazil. Summary Report.
 24. Yip, W., Subramanian, S., Mitchell, A., Lee, D., Wang, J., & Kawachi, I. (2007). Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China. *Social Science & Medicine*, 64, 35-49.

