



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

## **Documentos de Trabajo**

**¿Son más felices las personas saludables?  
La evidencia de Chile y Uruguay**

**Mariana Gerstenblüth y Máximo Rossi**

**Documento No. 25/09**  
Noviembre 2009

**¿Son más felices las personas saludables?**

**La evidencia de Chile y Uruguay**

Mariana Gerstenblüth y Máximo Rossi \*

---

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

## **Resumen**

En el presente trabajo, a través de la Encuesta Latinobarómetro para Chile y Uruguay del año 2007, se utilizan medidas auto-reportadas de la satisfacción con la vida y del estado de salud de los individuos, así como variables demográficas y socioeconómicas, estimándose a través de modelos *probit* la probabilidad de que un individuo sea feliz. Los resultados muestran que la principal correlación positiva se da entre la felicidad y el buen estado de salud. A efectos de controlar la potencial heterogeneidad observable de esta variable, se utilizan técnicas de correspondencia encontrando que tener buena salud aumenta entre 13 y 17 puntos porcentuales la probabilidad de ser feliz para los datos agrupados regionales. Consecuentemente con la literatura, se encuentra una forma convexa con respecto a la edad, siendo los 48.2 años la edad de mínima felicidad.

**Palabras claves:** felicidad, estado de salud, técnicas de correspondencia

## **Abstract**

In this study we analyze data on happiness to find out the relationship between this issue and others aspects of life, based on the Latinobarómetro 2007 for Chile and Uruguay. The focus is put on self-reported health status as a key aspect in increasing happiness levels. Then, the probability of being happy is econometrically estimated by probit models for each country and the region.

Results show that the main relationship is between happiness and health status. Whether this is a causal effect or only a correlation, is not clear. This issue is explored by using propensity score matching methods, finding that reporting a good health status increases the probability of being satisfied with life by between 13 and 17. According to previous literature, we find that the relationship between age and happiness is U-shaped, with happiness being lowest in the age of 48.2.

**Keywords:** happiness, health, matching methods

**JEL classification:** D60, I31, I12

## **1. Introducción**

Jeremy Bentham fue el primero en definir la utilidad en términos hedónicos, como una medida de placer y dolor (Bentham, 1789/1948), siendo la idea adoptada por los economistas hasta el siglo XX. Incluso Francis Edgeworth llegó a imaginar la existencia de un hedonómetro, un instrumento que mide la utilidad en cada momento del tiempo, pudiendo obtener así los niveles de felicidad de los individuos en un período de tiempo determinado (Edgeworth, 1881/1967). Sin embargo, tradicionalmente la felicidad ha sido objeto de reflexión desde el punto de vista filosófico, pero no desde la óptica de otras disciplinas debido, básicamente, a la dificultad en la medición del objeto.

Existe en la actualidad una vasta literatura en temas de satisfacción con la vida y felicidad –principalmente en los países desarrollados-. Uno de los aspectos más sorprendentes de la misma tiene que ver con el hecho que encuentran que los países con mayores tasas de crecimiento en los últimos 50 años, no han mostrado como resultado mejoras en los niveles de felicidad (Frey y Stutzer, 2002). La mayor disponibilidad de bienes y servicios permite satisfacer las preferencias a más bajo costo económico que en el pasado; a la vez que el progreso económico puede generar un freno al bienestar a través de la insatisfacción permanente de los individuos. Todo ello lleva a que sea cada vez más cuestionada la aproximación a la utilidad a través de los métodos basados en el ingreso como aproximación al bienestar individual.

Los estudios en la economía de la felicidad se basan en encuestas donde las personas reportan sus niveles de felicidad o satisfacción con la vida, en vez de medir su bienestar a través de su poder de compra o consumo. En este sentido, en la materia se ha encontrado que variables no económicas influyen de manera muy significativa en la satisfacción con la vida de los individuos, como por ejemplo el estado de salud (Frey y Stutzer, 2002). Un buen estado de salud está asociado con un más alto nivel de felicidad, y los shocks de salud (como discapacidades permanentes) tienen efectos negativos sobre el bienestar individual. La causalidad parece ir en ambas direcciones, principalmente debido a características personales y otros factores no observables. Por otra parte, es posible que con la salud exista algún tipo de adaptación, es decir, a medida que los estándares mejoran a través del tiempo, las personas comienzan a incorporarlos. Además, luego de que un cierto nivel es

alcanzado, los beneficios de una mayor longevidad pasan a segundo plano comparados con otros tales como una mejor calidad de vida.

El objetivo de este trabajo es analizar los niveles de satisfacción de los habitantes de Chile y Uruguay y su relación con el estado de salud, a través del autoreporte de los individuos recogido en la Encuesta Latinobarómetro (Latinobarómetro, 2007)<sup>1</sup>.

## **2. Antecedentes**

Existe una vasta literatura que haciendo uso de encuestas de opinión pública, estudian la felicidad individual, aproximándola a través de respuestas a preguntas de satisfacción con la vida o niveles de felicidad. En general en estos trabajos se hace especial hincapié en la relación de la felicidad con aspectos tales como salud, situación ocupacional, nivel educativo, ingreso, estado civil y demás.

Particularmente, el rol del ingreso ha despertado especial interés en la literatura de economía de la felicidad, existiendo diversa evidencia empírica a favor de la importancia del nivel del ingreso, de los cambios en el mismo, o del ingreso relativo entre los individuos (Frank, 1985; Easterlin, 2001; Frey y Stutzer, 2002; Gerdthman y Johannesson, 2001; Deaton, 2007).

Frey y Stutzer (2002) al estudiar la relación entre ingreso y felicidad en diferentes países, encuentran una asociación positiva entre ambas variables. Para bajos niveles de ingreso, su aumento tiene un impacto importante sobre la felicidad, reduciéndose a partir de determinado límite (aproximadamente 10.000 dólares *per cápita*). Sin embargo, al analizar la evolución a lo largo del tiempo, encuentran que a pesar del crecimiento del ingreso, la felicidad se ha mantenido relativamente estable y hasta declinó en algunos países. En el intento de explicar por qué el crecimiento del ingreso no se traduce en crecimiento de la

---

<sup>1</sup> El Latinobarómetro 2007 es una encuesta personal de periodicidad anual que recoge la opinión pública respecto a fenómenos sociales, económicos y políticos, llevada a cabo por la Corporación Latinobarómetro, (organización privada sin fines de lucro) en 18 países latinoamericanos (Cuba único país no participante).

felicidad, dichos autores argumentan que los individuos pueden estar ajustando sus aspiraciones, siendo determinada la felicidad por la brecha entre aspiraciones y logros.

Para Frank (1985) altos ingresos no se traducirían simplemente en niveles de felicidad más elevados, debido a que las personas están interesadas en su posición relativa respecto a otros individuos y no en sus ingresos absolutos.

En este mismo sentido, Easterlin (2001) afirma que la gente con ingresos más altos es en la media más feliz; sin embargo, aumentos del ingreso de todos los individuos que no tengan impacto sobre los ingresos relativos, no incrementan los niveles de felicidad.

Deaton (2007), a partir de los datos del *Gallup World Poll 2006*, argumenta que los individuos se mueven de su objetivo de felicidad a medida que cambian las circunstancias de vida, por lo que la satisfacción con la vida dependerá positivamente de los cambios en el ingreso y no del nivel del mismo. A su vez, dicho autor afirma que la correlación entre ingreso y felicidad puede estar afectada, por lo que denomina “ilusión de foco”, generada por la propia especificación de la pregunta de satisfacción con la vida, que lleva a que los individuos se comparen con algún estándar, ya sea su ingreso anterior o el de otros individuos. Por tal motivo, en el largo plazo incrementos en el ingreso no generarían incrementos en la felicidad. A su vez, al analizar 132 países encuentra que la relación entre bajos ingresos e infelicidad no está dada tanto por el hecho de ser países pobres sino por el pertenecer a esos países, esto es, diferentes oportunidades, cuestiones culturales, etc. De hecho encuentra que los niveles de felicidad en países como Ghana, Perú, India, etc., que han sido pobres en el largo plazo, son más altos respecto a los de los países de la ex Unión Soviética y Europa del Este.

Entonces, razonablemente se podría decir que el dinero, en parte, hace la felicidad de los individuos. En cambio, a nivel de naciones, lo mismo no es cierto. Easterlin (1974) encuentra que, dentro de un mismo país, las personas con más altos ingresos tienen mayor probabilidad de reportar ser felices. Sin embargo, en la comparación internacional, el nivel promedio de felicidad no es demasiado sensible al producto per cápita, al menos en aquellos países con ingresos suficientes para cubrir las necesidades básicas.

En cuanto a la relación entre edad y felicidad, predominan formas de U en los diferentes países analizados, estando entre los 45 y 64 años la edad de mínima felicidad (Peiró, 2001; Gerdthman y Johannesson, 2001; Deaton, 2007). En un trabajo más reciente, Blanchflower y Oswald (2008) reafirman esta idea, teniendo en cuenta los posibles efectos de cohorte debido a que algunas generaciones pueden haber nacido en “buenos” o “malos” tiempos. Vuelven a encontrar la forma de U para 72 países desarrollados y en vías de desarrollo.

Por otra parte, es ampliamente aceptado que variables no económicas influyen de manera decisiva sobre la felicidad de los individuos. Tal como lo establece Graham (Graham, 2008) la salud es un importante determinante de la felicidad autorreportada, trascendiendo fronteras nacionales y creencias, así como la naturaleza altamente subjetiva del concepto. Más aún, su efecto sobre la felicidad es más fuerte que el cualquier otra variable, incluso que el ingreso.

En este sentido, recientemente se ha profundizado en la medición de la salud, a través de la morbilidad, comportamientos riesgosos, o de la autopercepción de los individuos, y su relación con la satisfacción individual con la vida (Gerdthman y Johannesson, 2001).

En particular, Stutzer (2007) estudia la relación entre obesidad y los problemas de autocontrol y pérdida de felicidad, a través de la utilización de la Encuesta de Salud Suiza 2002 y el Cuestionario de Bienestar Subjetivo de Berna. En el entendido que la obesidad se ha convertido en un grave problema en gran parte de los países de occidente, dicho autor estudia empíricamente el rol que la falta de autocontrol tiene sobre la obesidad, así como su efecto sobre la utilidad experimentada. Lo anterior suponiendo que un mayor índice de masa corporal no necesariamente significa algo “mejor” que uno más bajo, esto es, que los distintos niveles de masa corporal no tienen un ordenamiento evidente en relación a la utilidad. Los resultados para los adultos suizos muestran que en el caso de sufrir problemas de autocontrol, los individuos obesos reportan un menor nivel de bienestar subjetivo.

Por su parte, Blanchflower y Oswald (2007) estudian la relación entre la felicidad y una enfermedad específica, hipertensión, interés que se despierta a partir de la evidencia de que la felicidad y altos niveles de ritmo cardíaco están negativamente asociados en los hombres

(Steptoc, 2005). Dicha enfermedad es autoreportada por los individuos, pero asociado a la pregunta de si un médico les ha informado que padecen de hipertensión cardíaca, por lo que puede considerarse un autoreporte relativamente objetivo. A partir de los datos del Eurobarómetro 2001 para diversos países, los autores concluyen que aquellos con menores problemas de hipertensión son los que reportan más altos niveles de satisfacción con la vida.

Sin embargo, el estudio de la relación entre la felicidad y la salud puede presentar problemas de endogeneidad, que son poco abordados por la literatura. En este sentido, Gerdthman y Johannesson (2001), a través de medidas categóricas de ambas variables, realizan estimaciones de modelos probit ordenados. Para datos provenientes de una muestra de más de 5000 individuos adultos suecos en 1991, encuentran que la felicidad crece con la educación y el ingreso, a la vez que decrece con el desempleo, la soltería, el vivir en ciudades grandes y para los hombres.

Para el caso de Uruguay, el primer antecedente es el trabajo de Cid et al (2007), los cuales analizan la satisfacción con la vida de los adultos mayores montevideanos en base a la Encuesta de Salud, Bienestar y Envejecimiento (SABE, OPS/OMS, 2001). Dichos autores encuentran que los individuos tienden a reportar mayores niveles de felicidad cuando están casados, tienen mejor salud y más alto nivel de ingreso. Por el contrario, reportan baja felicidad cuando viven solos y su nutrición es insuficiente, a la vez que la educación no tiene un impacto claro sobre la felicidad.

Luego, Gerstenblüth et al (2008), a través de la Encuesta Latinobarómetro para Argentina y Uruguay del año 2004, utilizando medidas auto-reportadas de la satisfacción con la vida y del estado de salud de los individuos, así como variables demográficas y socioeconómicas, estiman a través de modelos *probit* la probabilidad de que un individuo sea feliz. Encuentran que la principal correlación positiva se da entre la felicidad y el buen estado de salud, y a efectos de controlar la potencial endogeneidad de esta variable, utilizan técnicas de correspondencia encontrando que tener buena salud aumenta entre 31 y 46 puntos porcentuales la probabilidad de ser feliz en Uruguay, entre 15 y 27 puntos porcentuales en Argentina; y entre 17 y 27 puntos porcentuales para los datos agrupados regionales.



Finalmente, Cid et al (2008) utilizando la encuesta SABE realizada entre 1999 y 2000 a adultos mayores de 60 años, estudian la relación entre la felicidad e ingreso, salud, composición familiar y religión en el Cono Sur (Argentina, Chile y Uruguay). Encuentran que niveles más altos de ingreso, estar casado y ser practicante de una religión incrementan la probabilidad de ser feliz, en tanto la malnutrición tiene un efecto negativo.

### **3. Metodología e Información**

En el presente trabajo se estima la probabilidad de que un individuo sea feliz, utilizando como aproximación de la felicidad el autorreporte individual de satisfacción con la vida del Latinobarómetro 2007 para Chile y Uruguay.

#### **Variables**

Se especifica la variable binaria *feliz* que toma el valor “1” si el individuo auto reporta estar muy satisfecho o bastante satisfecho con su vida, y “0” si responde estar no muy satisfecho o nada satisfecho. Aproximarse a la felicidad a través de satisfacción con la vida y no de preguntas de felicidad directamente, es la forma preferida por los psicólogos, quienes las validan a través de medidas psicológicas de felicidad, tales como el número de sonrisas de Duchenne (genuinas). Para reducir el sesgo de orden (cuando los entrevistados favorecen una pregunta por su posición en una lista) la pregunta debe ubicarse al principio del cuestionario, lo que efectivamente sucede en el Latinobarómetro 2007 (Graham, 2005).

Respecto a las variables independientes, se consideran variables que den cuenta de las capacidades y funcionalidades de los individuos para afrontar la vida (Deaton, 2007; Sen, 1999). En este sentido, la salud es de los factores fundamentales, especificándose una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo reporta tener un buen estado de salud (*buena salud*).

A su vez, se considera la *edad* (variable continua medida en años) y la edad al cuadrado (*edad2*) a efectos de captar la no linealidad de la misma, ya que en la literatura se suelen reportar formas de U; el sexo (*mujer*, variable binaria que toma el valor 1 si el individuo es

mujer); la educación medida a través de cinco variables dicotómicas por nivel educativo máximo alcanzado: *primaria* (omitida), *secundaria incompleta*, *secundaria completa*, *terciaria incompleta* y *terciaria completa*; el estado civil, a través de la variable *casado* que toma el valor 1 si el individuo está casado o en unión libre y *separadoviudo* que vale 1 si el individuo está separado o es viudo; y la religión, a través de *católico* y *evangélico*, que valen 1 si el individuo declara profesar esa fe.

Finalmente, como aproximación al nivel socioeconómico de los individuos se considera la situación laboral y la autoubicación en una escala de ingresos. Respecto a la primera, se crean dos variables binarias, *desocupado* e *inactivo*, que valen 1 si el individuo es desocupado o inactivo respectivamente, y cero en otro caso. Por su parte, *escalai* es una variable continua de 1 a 10 que recoge la auto ubicación del individuo en la escala de ingresos.

Se incluyen también variables binarias por país.

[insertar tabla 1]

Es importante tener en cuenta que en las ciencias sociales es especialmente difícil distinguir entre correlación y causalidad, ya que en general no es posible realizar experimentos controlados, en los cuales los individuos sean elegidos al azar, y cualquier diferencia observada entre el grupo denominado de control y el de tratamiento puede ser atribuible al experimento (Altonji et al, 2000).

Desde la perspectiva económica, los factores que afectan los niveles de felicidad pueden tener los clásicos problemas de endogeneidad, por lo cual los resultados pueden llevar a estimadores sesgados de los coeficientes. La endogeneidad existe si el estado de salud está correlacionado con el término de error. Dicha correlación puede resultar de la selección en observables (Rosenbaum y Rubin, 1983) ó selección en inobservables (Heckman y Robb, 1985). Las estimaciones *probit* “sesgadas” pueden ser vistas como resultados de la forma reducida, reflejando la relación global entre la felicidad y sus covariantes, pero no la relación estructural. La única forma de obtener estimadores insesgados es mediante el uso

de un método de estimación que tome en cuenta estos sesgos, lo cual requiere de bases de datos que incluyan restricciones de exclusión para cada variable potencialmente endógena.

En el caso particular del estado de salud, la buena salud está asociada a más altos niveles de felicidad. Al mismo tiempo, numerosos estudios han encontrado que las personas más felices son más saludables. La causalidad parece ir en ambas direcciones, probablemente porque la personalidad y otras características inobservables determinan ambos fenómenos.

De forma de controlar por la heterogeneidad observable, se emplean técnicas de correspondencia (*propensity score*) para encontrar un grupo de control y uno de tratamiento, de modo de poder estimar el efecto causal del estado de salud (variable de tratamiento) sobre la felicidad (variable de resultado) de los individuos.

Dado que la muestra no proviene de un experimento aleatorio, y que resulta imposible observar al mismo individuo en las dos situaciones contrafactuales, se opta por la metodología propuesta por Rosenbaum y Rubin (1983).

En este trabajo, importa determinar el impacto de la variable de tratamiento ( $D$ , estado de salud) sobre la variable de resultado ( $Y$ , felicidad), controlando por una serie de variables socioeconómicas ( $X$ ). Esta aproximación se basa en la contrastación de los resultados de un grupo de tratamiento ( $Y_1$ ) con los de un grupo “comparable” de control ( $Y_0$ ), donde las diferencias en los resultados entre ambos grupos se atribuyen únicamente al tratamiento. Si la distribución de los resultados es independiente del tratamiento  $D$  condicionado a los valores que toma el conjunto de las variables pre-tratamiento (de control), es posible estimar el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (Rosenbaum y Rubin, 1983).

Esto es,

$$Y_1, Y_0 \perp D \mid X \quad (1)$$

$$E(Y_1 - Y_0 \mid D = 1) = E(Y_1 \mid D = 1) - E(Y_0 \mid D = 0)$$

De modo de estimar este efecto se han propuesto una gran variedad de estimadores de correspondencia. Los métodos tradicionales agrupan individuos que son similares en

términos de las variables de control, siendo en la práctica difícil combinar individuos en base a un vector  $n$  dimensional. Por tal motivo, se resumen las características previas al tratamiento de cada individuo en una única variable llamada *propensity score* (Rosenbaum y Rubin 1983).

El *propensity score* ( $P(X)$ ) se define como la probabilidad de recibir tratamiento condicionada a las características previas al tratamiento. El método se basa en la hipótesis de que existe un equilibrio de las variables pre-tratamiento dado el  $P(X)$ . Esto es,

$$D \perp X \mid p(X) \tag{2}$$

Si la hipótesis de equilibrio es satisfecha, observaciones con el mismo  $P(X)$  tendrán la misma distribución de características observables (e inobservables), independientemente de su estado respecto al tratamiento. En otras palabras, para un determinado  $P(X)$  la exposición al tratamiento es aleatoria, de lo que las unidades tratadas y de control deberán, en promedio, ser observacionalmente idénticas.

Rosenbaum y Rubin (1983) demuestran que la correspondencia puede hacerse solo en base a  $P(X)$ , siempre que se cumpla la hipótesis de equilibrio.

En el presente trabajo se estima el  $P(X)$ , el cual es utilizado para realizar la correspondencia entre las unidades tratadas y de control. Dado que las estimaciones son sensibles al método de correspondencia utilizado, se aplican diferentes aproximaciones (vecino más cercano, Kernel y estratificación). El algoritmo empleado es ATT (Becker y Ichino, 2002).

#### **4. Resultados**

Respecto a los resultados, en primer lugar, la predicción para los dos países muestra que la probabilidad de estar satisfecho con la vida es de 70%, reduciéndose en 10 puntos porcentuales para los chilenos.

[insertar tabla 2]

En la literatura se encuentran niveles de felicidad mas altos para las mujeres, casados, más educados, religiosos, saludables, con más altos ingresos, jóvenes y adultos mayores (forma de U) y cuentapropistas, entre otros; en tanto es menor para los divorciados, personas de entre 40 y 50 años, desocupados, inmigrantes, personas con mas estado de salud y poco educados (Blanchflower, 2008).

En el presente trabajo, en cuanto a la edad, se encuentra el mismo perfil convexo que en la literatura, es decir, la felicidad decrece con la edad hasta alcanzar un mínimo en torno a los 48.2 años. Una posible explicación de la forma de U es que las personas aprenden a adaptarse a sus fortalezas y debilidades, y en su adultez logran acallar aquellas aspiraciones que no son realizables (Blanchflower y Oswald, 2008).

El sexo de los individuos aparece como un factor de importancia en Chile y Uruguay, donde las mujeres tienen 4 puntos porcentuales (pp) menos de probabilidad de estar satisfechas con la vida. No existe en la literatura un patrón claro ni una explicación de este fenómeno, sin embargo, es habitual encontrar este tipo de resultados.

El hecho de ser separado o viudo aparece como no significativo, en tanto estar casado incrementa en 9.6 pp la probabilidad de ser feliz, lo cual es respaldado por la evidencia empírica internacional. Los niveles de felicidad promedio son mayores, y el efecto es positivo y de larga duración.

En cuanto a la educación, los niveles educativos mas bajos (secundaria incompleta y completa) no presentan diferencias significativas respecto a primaria (omitida), mientras que tener educación terciaria incompleta y completa incrementan en 9.3 pp y 9.6 pp la probabilidad de ser feliz, respectivamente. Este es un hecho destacable, dado que en general en América Latina la educación aparece como no significativa en la explicación de la satisfacción con la vida, mientras que sí lo es en los países desarrollados (Graham, 2008). Sin embargo, no es posible hacer juicios concluyentes al respecto, dado que no se dispone de variables que den cuenta del ingreso absoluto o nivel de privación, lo que podría estar siendo recogido a través del nivel educativo.

Por otra parte, tal como lo establece la Paradoja de Easterlin, los seres humanos tienen aspiraciones que son crecientes con el ingreso, de lo que, luego que las necesidades básicas son satisfechas, lo que importa es el ingreso relativo y no el absoluto. Graham y Felton (2006) muestran como la mayor inequidad puede disminuir, de manera importante, el efecto positivo de vivir en un país de mayor ingreso.

Al considerar la variable *escalai* se está recogiendo la percepción acerca de la desigualdad relativa. Esta variable presenta un efecto marginal positivo y significativo de 6.8 pp, de lo que auto ubicarse más alto en la escala de Ingresos incrementa la satisfacción con la vida de los individuos, en línea con lo establecido anteriormente.

También relacionado con el status socioeconómico, ser desocupado aparece como significativa y con efecto marginal de gran magnitud (11 pp). Esto es un hecho estilizado en la literatura, donde se establece que el desempleo es uno de los hechos con peores efectos sobre la felicidad de los individuos y uno de los más difíciles de adaptarse.

Luego, el efecto marginal de *Chile* es significativo y de 10.6 pp, lo que da cuenta que el hecho de ser chileno reduce la probabilidad de ser feliz respecto a la variable omitida, *Uruguay*.

Finalmente, de acuerdo al modelo probit, el buen estado de salud tiene un efecto positivo y significativo de 14.8 pp. Esto es consistente con los hallazgos de la literatura, pero de menor magnitud que un trabajo previo para Argentina y Uruguay donde el efecto está en el entorno de 20 pp, de acuerdo a la técnica de estimación utilizada (Gerstenblüth et al, 2008). En aquellos países donde los servicios de salud están disponibles para toda la población, el efecto de la salud es algo menor, debido, principalmente a que los estándares son mayores. Con la salud, como con el ingreso, también existe adaptación (Graham, 2008). Posiblemente es suceda en Chile y Uruguay.

Sin embargo, como se mencionó en la sección anterior, en particular esta variable puede presentar problemas de heterogeneidad que únicamente permitirían referirnos a la correlación positiva entre felicidad y buen estado de salud. A efectos de controlar parte de

ésta heterogeneidad (observable), se estima el efecto promedio del tratamiento (tener un buen estado de salud) sobre la felicidad.

[insertar tabla 3]

El efecto promedio del tratamiento sobre los tratados es de entre 13.4 y 17.4 pp de acuerdo a los distintos algoritmos utilizados. Excepto cuando la aproximación se hace por el método Kernel, el efecto es algo menor a lo encontrado en el modelo probit, dando cuenta de la existencia de un posible sesgo en la estimación *naive*.

## 5. Conclusiones

En este trabajo, aproximando el bienestar a través de medidas autoreportadas de la satisfacción con la vida y del estado de salud de los individuos, así como variables demográficas y socioeconómicas, se estima la probabilidad de ser felices de los individuos que viven en Chile y Uruguay.

Tal como lo establece la literatura, trabajando con el Latinobarómetro 2007 encontramos que, en Chile y Uruguay se cumple que la relación entre la edad y la felicidad tiene forma de U, con un mínimo a los 48.2 años. Luego, para los casados (o en unión libre), más educados, evangélicos, saludables y que se auto ubican más alto en la escala de ingresos, la felicidad es mayor, en tanto es menor para las mujeres, los desocupados y los chilenos respecto a os uruguayos.

En particular, respecto al estado de salud se encuentra un efecto positivo, de importante magnitud y significativo de acuerdo al modelo *probit*. Sin embargo, importa destacar los resultados que se desprenden de la utilización de las técnicas de correspondencia, los cuales permiten depurar de la heterogeneidad observable. En este sentido, el buen estado de salud incrementa ente 13.4 y 17.4 puntos porcentuales a probabilidad de estar satisfecho con la vida.

## 6. Bibliografía

Altonji, J., T. Elder y C. Taber. (2000): “Selection observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools”, National Bureau of Economic Research, Working Papers 7831.

Becker, S. y A. Ichino. (2002): “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, The Stata Journal. Vol. 2. N° 4.

Bentham, J. (1789/1948): An introduction to the principles of morals and legislation. New York Haffner.

Blanchflower, D y A. Oswald (2008): “Is Well-being U-shaped over the Life Cycle?”, Social Science & Medicine, Vol. 66, issue 8.

Cid, A., D. Ferres y M. Rossi. (2007): “Testing happiness hypothesis among the elderly”, working paper unpublished. dECON WP 12/07.

Deaton, A. (2007): “Income, aging, health and wellbeing around the world: evidence from the Gallup World Poll”, National Bureau of Economic Research, Working Papers 13317.

Easterlin, R. (2001): “Income and happiness: Towards an unified theory”, The Economic Journal, Vol. 111 (473).

Edgeworth, F. (1967/1881): Mathematical psychics: An essay on the application of mathematics to the moral sciences. Augustus M. Kelley.

Frank, R. (1985): Luxury fever. Money and happiness in an era of excess, Barnes and Noble.

Frey, B. y A. Stutzer. (2002): “What can economists learn from happiness research?” Journal of Economic Literature, Vol. 40, No. 2.



Gerdtham, U. y M. Johannesson. (2001): “The relationship between happiness, health, and socio-economic factors: results based on Swedish microdata”, *The Journal of Socio-Economics* Vol. 30 (6).

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

Graham, C. (2008): *Happiness And Health: Lesson and questions for public policy*. Health Affairs. Vol. 27. 1.

Graham, C. y A. Felton (2006): “Does Inequality Matter to Individual Welfare? Some Insights from Latin America”, *Journal of Economic Inequality*. Vol. 4.1.

Graham, C. (2005): “Insights on Development from the Economics of Happiness”, *World Bank Res. Obs.* 20.

Heckman, J. y R. Robb. (1985): “Alternative methods for evaluating the impact of interventions: An overview”, *Journal of Econometrics*, Vol. 30, issue 1-2.

Peiró, A. (2001): “Condiciones socioeconómicas y felicidad de los españoles”, WP-EC 2001-23.

Rosenbaum, P. y D. Rubin (1983): “ The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biométrica* 70(1).

Sen, A. (1999): Development as freedom, New York, Knopf.

Stutzer, A. (2007). “Limited self –control, obesity and the loss of happiness”, IZA DP N° 2925.

<b>Tabla 1: Estadísticas descriptivas</b>			
Variable	Obs.	Media	Desvío
Feliz	2388	0.68	0.47
Buena salud	2393	0.92	0.26
Edad	2400	44.99	17.57
Edad2	2400	2332.40	1693.77
Mujer	2400	0.54	0.50
Casado	2378	0.56	0.50
Separado o viudo	2378	0.17	0.38
Secundaria incompleta	2400	0.25	0.43
Secundaria completa	2400	0.24	0.42
Terciaria incompleta	2400	0.07	0.26
Terciaria completa	2400	0.11	0.32
Desocupado	2400	0.05	0.22
Inactivo	2400	0.43	0.49
Católico	2388	0.53	0.50
Evangélico	2388	0.12	0.32
Escalai	2360	4.65	1.49
Chile	2400	0.50	0.50
Uruguay	2400	0.50	0.50

<b>Tabla 2: Resultados modelo <i>probit</i>, variable dependiente <i>feliz</i></b>				
Variable	Coficiente	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Buena salud	0.397***	0.108	0.148***	0.004
Edad	-0.049***	0.011	-0.17***	0.004
Edad2	0.000***	0.000	0.000***	0.000
Mujer	-0.122*	0.063	-0.042*	0.022
Casado	0.274***	0.080	0.096***	0.028
Separado o viudo	0.011	0.104	0.004	0.036
Secundaria incompleta	-0.016	0.081	-0.006	0.028
Secundaria completa	0.044	0.083	0.015	0.029
Terciaria incompleta	0.287**	0.130	0.093**	0.039
Terciaria completa	0.294**	0.108	0.096***	0.033
Desocupado	-0.297**	0.130	-0.110**	0.050
Inactivo	-0.100	0.703	-0.035	0.025
Católico	0.008	0.065	0.003	0.023
Evangélico	0.208**	0.104	0.069**	0.035
Escalai	0.196***	0.021	0.068***	0.007
Chile	-0.305***	0.063	-0.106***	0.022
N=2308				
Pseudo R <sub>2</sub>	0.0826			
Prob ( <i>feliz</i> )=0.698				

Nota: \*Significativo al 1%, \*\*Significativo al 5% y \*\*\*Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia en base a Latinobarómetro 2007.

<b>Tabla 3: Resultados de los métodos de correspondencia</b>		
<b>Método de correspondencia</b>	<b>ATT*</b>	<b>Error estándar**</b>
Vecino más cercano	0.134	0.076
Kernel	0.174	0.048
Estratificación	0.135	0.060

Nota: \* Efecto promedio del tratamiento sobre los tratados.

\*\*Los errores estándar se obtienen haciendo *bootstrap* (StataCorp, 2005).

Fuente: Elaboración propia en base a Latinobarómetro 2007.