

# La actitud positiva y el bienestar: un análisis del ciclo vital de la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz a nivel individual en el Brasil y México

Gilvan R. Guedes<sup>1</sup>

Cristina G. Rodrigues<sup>2</sup>

Luisa P. Terra<sup>3</sup>

Recibido: 08/06/2015

Aceptado: 14/07/2015

## Resumen

En este artículo se investiga la relación entre la actitud positiva y el tiempo vivido de manera sana y feliz durante todo el ciclo de vida en el Brasil y México. La medición empírica de la actitud multidimensional se basa en tres niveles de percepción: la autopercepción, las relaciones con las redes sociales y el entorno que rodea a la persona. Esta medición se utiliza para evaluar las diferencias en la esperanza de vida sana (EVS) y la esperanza de vida feliz (EVF) a lo largo del ciclo de vida de la persona

<sup>1</sup> Doctor en Demografía del Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG) del Brasil; Profesor Asociado del Departamento de Demografía de la UFMG. Correo electrónico: grguedes@cedeplar.ufmg.br .

<sup>2</sup> Doctora en Demografía del Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG) del Brasil; Profesora del Departamento de Ciencia Actuarial de la Fundación Instituto de Investigación Contable, Actuarial y Financiera de la Universidad de São Paulo (FIIPECAFI/USP). Correo electrónico: guimaraes.cristina@gmail.com.

<sup>3</sup> Maestría en Ciencias en Demografía del Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG) del Brasil; Profesora Asistente del Departamento de Ciencia Actuarial de la Universidad Federal de Alfenas, Varginha (Brasil). Correo electrónico: luisaterra@yahoo.com.br.

de acuerdo con el grado de actitud positiva y para descomponer los efectos del cambio observado en los efectos de prevalencia y mortalidad. La evidencia muestra que la actitud positiva está asociada con la EVS y la EVF en ambos países, siendo mayor en el Brasil, aunque en ese país la asociación no es lineal a lo largo del ciclo vital de cada persona en lo que respecta a la salud. Si bien los años restantes de vida de los brasileños son más sanos y felices que los de los mexicanos, sin importar la edad, la diferencia va disminuyendo con el tiempo.

**Palabras clave:** actitud multidimensional; esperanza de vida sana; esperanza de vida feliz; método de Sullivan; modelo de clases latentes.

## Abstract

This article investigates the relationship between a positive attitude and the time lived happily and healthily over an individual's life cycle in Brazil and Mexico. The empirical measurement of multidimensional attitude is based on three levels of perception: self-awareness, relationship with social networks and the surrounding environment. This measurement is used to evaluate differences in healthy (HLE) and happy life expectancy (GLE) over an individual's life cycle according to the extent of the individual's positive attitude, and to decompose the observed change in prevalence and mortality effects. The evidence shows that positive attitude is associated with HLE and GLE in both countries, although it is higher in Brazil and the association is not linear over an individual's life cycle for health in that country. While Brazilians live more of their remaining years in health and happiness than Mexicans, regardless of age, the gap is closing over time.

**Keywords:** multidimensional attitude; healthy life expectancy; happy life expectancy; Sullivan method; latent class model.

## Résumé

Dans cet article l'auteur étudie le rapport entre l'attitude positive et le temps vécu de manière saine et heureuse pendant tout le cycle de vie au Brésil et au Mexique. La mesure empirique de l'attitude multidimensionnelle est basée sur trois niveaux de perception : l'auto perception, les relations avec les réseaux sociaux et avec l'entourage de la personne. Cette mesure est utilisée pour évaluer les différences dans l'espérance de vie saine (EVS) et l'espérance de vie heureuse (EVH) tout au long du cycle de vie de la personne, en fonction du degré d'attitude positive et pour désagréger les effets du changement observé dans les effets de prévalence et de mortalité. Les faits démontrent que l'attitude positive est associée à l'EVS et à l'EVH dans les deux pays, de manière plus marquée au Brésil, même si, dans ce dernier pays, l'association n'est pas linéaire tout au long du cycle vital de chaque personne en termes de santé. Même si les années qui restent de vie des Brésiliens sont plus saines et heureuses que celles des mexicains, indépendamment de l'âge, cette différence s'estompe avec le temps.

**Mots clés:** attitude multidimensionnelle; espérance de vie saine; espérance de vie heureuse; méthode de Sullivan; modèle de classes latentes.

## Introducción

En los últimos tiempos, la felicidad ha recibido atención científica en las disciplinas de economía, demografía y otras ciencias sociales como indicador indirecto de la calidad de vida (Graham y Pettinato, 2002; Easterlin, 2006; Margolis y Myrskylá, 2011). El creciente número de estudios fue posible gracias a la disponibilidad de datos de encuestas sobre felicidad en muy diversos contextos. Tal es el caso de la Encuesta Mundial sobre Valores, que permite a los investigadores empíricos demostrar la importancia que tiene ese concepto multidimensional para el bienestar de la persona<sup>4</sup>.

La felicidad es un concepto muy general y amplio, que representa un estado general de la vida, que a menudo no se relaciona directamente con condiciones materiales ni estructuras sociales específicas, como las relaciones familiares o la inserción en el mercado de trabajo. Según Bradburn (1969), la felicidad es el grado en que los sentimientos positivos superan los negativos. Así pues, la medición de ese saldo neto suele realizarse a partir de la evaluación de puntuaciones basadas en las respuestas de la persona sobre su satisfacción con la vida, los afectos positivos y negativos y los niveles de depresión. La Escala de Bienestar General (General Wellbeing Schedule) (Fazio, 1977), el Afectómetro 2 (Kamman y Flett, 1983), la Escala de Afectos Positivos y Negativos (PANAS) (Watson, Clark y Tellegen, 1988), y la Escala de Depresión-Felicidad (Joseph y Lewis, 1998) son algunos de los instrumentos más conocidos que se emplean en la esfera de la investigación y la recopilación de datos sobre la felicidad con el fin de abordar empíricamente dicho concepto.

Dado que la comprensión y la evaluación colectiva de la felicidad pueden variar de una sociedad a otra, Graham (2008) sugiere que la mejor forma de garantizar la comparabilidad intercontextual consiste en tratar de no imponer una definición precisa de lo que significa ser feliz. Según ese criterio, la felicidad tiene que ser un concepto elaborado sobre una base social y cultural. Independientemente de las especificidades culturales, la bibliografía empírica sobre datos de felicidad declarados por las propias personas pone de relieve su vínculo con la calidad de los valores y normas familiares, incluida la calidad de las uniones matrimoniales (Dush, Taylor y Kroeger, 2008), el estado de salud, la estabilidad financiera y laboral, además del nivel educativo, el estado civil, el sexo y la raza (Cantril, 1965).

En la bibliografía económica, las investigaciones sobre la felicidad se han centrado predominantemente en su asociación con el ingreso, el empleo y el crecimiento económico (Graham, 2005; Corbi y Menezes-Filho, 2006; Easterlin, 2013). La economía de la felicidad depende de conceptos más amplios de utilidad y bienestar como influencias racionales y no racionales en el comportamiento económico. Los economistas especializados en desarrollo han utilizado las mediciones de felicidad para comprender el comportamiento económico

<sup>4</sup> El número creciente de estudios en esa esfera es resultado, al mismo tiempo, de la disponibilidad de datos y del interés cada vez mayor en las dimensiones no monetarias del bienestar (Easterlin, 2013). El propio aumento de la disponibilidad de datos puede interpretarse como una respuesta académica e institucional al creciente interés sobre el tema, que justifica los esfuerzos financieros e intelectuales encaminados a la recopilación, publicación y análisis de datos sobre la felicidad en el mundo entero.

sobre la base del concepto de la preferencia revelada de Samuelson (Graham, 2005). El interés en la relación entre la felicidad y la economía surgió a partir de Easterlin (1974), quien observó que, en los países desarrollados, las personas de mayores recursos son más felices que las de menores recursos, pero al comparar entre sí distintos países y distintos períodos de tiempo, el nivel de felicidad no varía mucho con el ingreso. Esas conclusiones empíricas se conocen como “paradoja de Easterlin”. De modo similar, el bienestar se mantiene más o menos constante teniendo en cuenta el ciclo vital, si bien las condiciones económicas mejoran con la edad. Según Easterlin, esa paradoja se plantea porque la mayoría de los estudios empíricos se basan en cortes transversales, que no tienen en cuenta las posibilidades de cambios en la relación entre las variables a lo largo del tiempo. En estudios recientes basados en datos longitudinales se ha concluido que el ingreso es un factor importante en la felicidad, aunque esa asociación parece ser débil, sobre todo entre las personas de edad avanzada.

Teniendo en cuenta la relación entre la salud y la felicidad, los resultados indican que los afectos positivos están relacionados con menores tasas de mortalidad en distintas poblaciones a nivel demográfico (Pressman y Cohen, 2005), así como con menores tasas de suicidio y depresión (Ditella, Macculloch y Oswald, 2003; Bray y Gunnell, 2006; Ostir y otros, 2001) y de enfermedades cardiovasculares (Ostir y otros, 2001; Blanchflower y Oswald, 2007). Al mismo tiempo, hay pruebas empíricas de una elevada correlación entre los datos de salud y felicidad declarados por las propias personas (Frey y Stutze, 2002). Sobre esa base, la bibliografía sobre el tema de la salud y la felicidad indica que las mediciones de felicidad son un indicador de salud mental a nivel demográfico, lo que representa una alternativa interesante a los índices tradicionales basados en perturbaciones psicológicas, que ponen de relieve la dimensión negativa de la salud (Bray y Gunnell, 2006).

En el caso del Brasil, un estudio reciente basado en datos de la Encuesta Mundial sobre Valores concluyó que los hombres tienen más probabilidades de ser felices que las mujeres (Corbi y Menezes-Filho, 2006). Si bien no existen series cronológicas sobre la felicidad en el país, los datos de los Estados Unidos dan a entender que la diferencia entre los sexos en cuanto a la felicidad disminuye con el tiempo (Easterlin, 2001). Desde la perspectiva del ciclo vital, las mujeres declaran ser más felices que los hombres en las etapas iniciales de la vida adulta, con una tendencia inversa en etapas posteriores del ciclo vital (Marcelli y Easterlin, 2007; Plagnol y Easterlin, 2008). Según los autores, esa diferencia entre los sexos dependiente de la edad puede deberse a las distintas aspiraciones relacionadas con la riqueza y la familia según el sexo. En promedio, las mujeres dan mayor peso a la consolidación de la familia, que normalmente tiene lugar en las etapas iniciales de la vida adulta, mientras que los hombres prefieren acumular riqueza, lo que constituye una función positiva de la edad (Plagnol y Easternin, 2008; Dush, Taylor y Kroeger, 2008).

Si se examina el patrón de edad de la felicidad, las estimaciones obtenidas mediante regresión sugieren una curva en forma de parábola, independientemente de los datos que se utilicen (Blanchflower y Oswald, 2007). En general, el punto más bajo de la curva corresponde a las personas de mediana edad, lo que probablemente refleja las contradicciones entre las tareas, las aspiraciones y los logros (Clark y Oswald, 1994; Gerlach y Stephan, 1996; Winkelmann y

Winkelmann, 1998; Ditella, Macculloch y Oswald, 2001, 2003). En el Brasil, el nivel de felicidad más bajo se observó entre las personas de 53 a 54 años de edad (Corbi y Menezes-Filho, 2006), en comparación con el mayor nivel de infelicidad registrado entre las personas de 30 a 40 años en el caso de los estadounidenses y los británicos (Frey y Stutzer, 2000).

La mayoría de los estudios demográficos se centran en los factores determinantes de la salud y la felicidad pero, hasta donde se tiene conocimiento, ninguno aborda la relación entre la actitud y la vida sana en los países en desarrollo. A partir de teorías sobre la longevidad y la psicología social, el presente estudio es un intento de aportar pruebas empíricas sobre la forma en que la esperanza de vida feliz y la esperanza de vida sana pueden depender de la edad y la actitud en los países en desarrollo. Al combinar cifras de la Base de Datos sobre la Mortalidad Humana, el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), la base de datos de mortalidad de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) y la Encuesta Mundial sobre Valores, en este documento se presentan estimaciones empíricas sobre la forma en que han evolucionado la esperanza de vida feliz y la esperanza de vida sana en el Brasil y México en años recientes. También se ha estimado hasta qué punto la actitud positiva de la persona influye en la proporción de sus años restantes de vida con felicidad y salud en cada país en dos momentos determinados. Por último, se ha estimado hasta qué punto el aumento observado en la proporción de años vividos con felicidad y salud se debe a las mejoras en lo que respecta a la mortalidad y a los cambios en la prevalencia de personas felices (sanas). Los autores creen que esos resultados podrían ser útiles para comprender la importancia de promover un entorno sano que contribuya al mantenimiento de una actitud más positiva hacia la vida como forma de aumentar el bienestar de la población.

## A. La actitud, el comportamiento y los resultados

Los modelos de comportamiento sociopsicológicos, como el de la acción razonada y el de la acción planificada, predicen que las acciones responden a la influencia del control percibido del comportamiento, las normas sociales y la actitud relacionada con la voluntad de comportarse, lo que a su vez influye en la acción futura (Ajzen y Driver, 1991; Ajzen y Fishbein, 2000). Al mismo tiempo, los resultados se obtienen a partir de una combinación de acciones (comportamientos) y otros factores individuales y contextuales (Cacioppo y Hawkey, 2003, Cacioppo, Hawkey y Berntson, 2003)<sup>5</sup>. Por ejemplo, Albarracín y otros

<sup>5</sup> Esos modelos se representa mediante las siguientes funciones relacionales:

$$O_i \approx f(B_o; Z_i; Z) \quad (1)$$

$$B_o \approx f(I_B; PBC) \quad (2)$$

$$I_B \approx f(A_B; SN_B; PBC) \quad (3)$$

donde  $O_i$  se refiere al resultado correspondiente a la persona *i*-ésima como función de factores relacionados con la acción (comportamiento) ( $B_o$ ), factores individuales ( $Z_i$ ) y factores contextuales ( $Z$ ). A su vez, la acción  $B_o$  se ve influenciada por la intención ( $I_B$ ) de realizar el comportamiento concreto,  $B_o$ , y por el control percibido ( $PBC$ ) sobre la acción  $B_o$ . Por último, la intención conductual  $I_B$  se ve afectada por la evaluación de realizar la acción B ( $A_B$ ), las normas sociales ( $SN_B$ ) que regulan las acciones y el control percibido sobre ellas.

(2001), determinaron que la intención de utilizar condones guarda una relación importante con el control que la persona percibe sobre el uso en los 96 casos examinados en su estudio mediante procedimientos de metaanálisis. Las conclusiones de los autores dan a entender que, contrariamente a la predicción teórica, algunas actitudes directas y controles percibidos del comportamiento no influyen en el comportamiento concreto. La falta de influencias directas de la actitud y el control percibido del comportamiento apuntan a la relación no despreciable que, según algunos autores, existe entre la actitud y el comportamiento (Cacioppo, Gardner y Berntson, 1997). Es decir, independientemente de la influencia que ejerzan las normas sociales y de la capacidad de controlar el comportamiento, la acción se ve influenciada por el efecto que tienen distintas evaluaciones del comportamiento en la transformación de la intención en un comportamiento concreto (Cacioppo y Berntson, 1994).

En la bibliografía abundan las relaciones empíricas entre la actitud, el comportamiento y los resultados. Se ha determinado que la percepción y la evaluación de la experiencia de la vida y su propósito están asociados con el comportamiento sano y una menor frecuencia de síntomas médicos (Kass y otros, 1991), así como una mayor proporción de personas con buena o excelente salud según sus propias declaraciones (Idler, Hudson y Leventhal, 1999). Danner, Snowdon y Friesen (2001) también encontraron una asociación positiva entre la evaluación emocional positiva en las fases iniciales del ciclo vital y una mayor esperanza de vida en fases posteriores. Posadski y otros (2010) afirman que, mientras mayores sean el sentido de coherencia, el nivel de optimismo y la autonomía, más elevados serán los niveles de los indicadores de salud entre los adultos jóvenes, lo que valida el constructo relativo a la influencia de la actitud positiva en la salud.

La importancia de la actitud para la psicología social y las ciencias sociales en general es ampliamente reconocida en la bibliografía (Norris y otros, 2010; Greenwald y Banaji, 1995), entre otras razones, porque, 'las actitudes: i) son un aspecto dominante de la vida mental y social; ii) influyen en una amplia gama de decisiones y comportamientos; iii) proporcionan una estadística resumida sobre el conocimiento de los estímulos y las reacciones correspondientes, y iv) reducen el esfuerzo o el estrés de la toma de decisiones' (Cacioppo, Gardner y Berntson, 1997, pág. 4).

## 1. Definición de actitud

Tradicionalmente, la actitud se ha definido como el grado en que una persona tiene una evaluación positiva, en lugar de negativa, del comportamiento, medido a partir de escalas bipolares basadas en el diferencial semántico (Fishbein y Manfredo, 1992), con lo que la escala bipolar de valoración resulta opcional (Larsen, Norris y Cacioppo, 2003). Otros autores definen la actitud de forma algo diferente, pues no se centran en la evaluación del propio comportamiento, sino de una meta determinada. Aunque las definiciones de la actitud en relación con objetivos o metas se considera menos útiles para medir directamente el comportamiento (Eagly y Chaiken, 1993), tienen la ventaja de predecir comportamientos indirectos.

Esta definición es importante al abordar la actitud como factor que influye en los resultados (por ejemplo, el estado de salud, la esperanza de vida sana) mediados por comportamientos no observables (como las consultas con médicos, los mayores niveles de integración social, la participación en actividades relacionadas con sus iguales, la contribución activa a satisfacer las necesidades de la comunidad). En el presente estudio se aborda la actitud como un fenómeno multidimensional, que tiene que ver con la percepción y con procesos evaluativos complejos en distintas esferas de influencia. Esa definición más amplia difiere del concepto de actitud como el grado en que una persona tiene una valoración positiva en lugar de negativa del comportamiento medido con escalas bipolares basadas en el diferencial semántico (Eagly y Chaiken, 1993), pues considera que la actitud debe verse como una serie continua de procesos evaluativos (Cacioppo y Berntson, 1994).

Además de abordar la actitud como resultado de interacciones recíprocas entre evaluaciones positivas y negativas, es importante saber en qué circunstancias se activan recíprocamente esos dos estados extremos para poder obtener un posible comportamiento (y resultado). Esas circunstancias tienen en cuenta la pluralidad de esferas en que se desarrollan las experiencias de la persona: el yo, las redes sociales y el entorno circundante (Norris y otros, 2010; Larson, Story y Nelson, 2009). Dichas esferas son parte activa de la identidad de la persona y definen directamente su forma de determinar cómo comportarse. Por consiguiente, según dan a entender las constataciones recientes en la psicología conductista, las actitudes positivas y negativas coexisten en distintas dimensiones e influyen en la forma en que las personas planifican sus acciones y experimentan el resultado de su comportamiento efectivo (Cacioppo y Hawkley, 2003).

La determinación de las condiciones para la activación de los procesos no es despreciable, pero han comenzado a surgir evidencias que dan a entender que la forma en que evaluamos las situaciones y procesos no solo depende de nuestra percepción del fenómeno sino de las normas sociales que median en él (Berntson y Cacioppo, 2008). Por ejemplo, Ankler, Feeley y Kim (2010) afirman que la capacidad de las actitudes de predecir patrones de comportamiento estables depende en gran medida de si se abordan correctamente las múltiples dimensiones de la actitud, entre las que figuran sus componentes cognitivos y afectivos. Sobre la base de las perspectivas de los autores, el presente estudio sostiene que la relación entre la actitud y los resultados, mediada por los comportamientos implícitos, puede vincularse con una compleja red de relaciones entre la percepción de la esfera inmediata de evaluación (el yo) y otras esferas jerárquicas de la percepción (las redes sociales y el entorno circundante).

## 2. La actitud y el bienestar

La influencia del contexto social en el bienestar ha ido recibiendo cada vez más atención y apoyo científico, sobre todo entre los expertos en genética molecular. Algunos estudios han demostrado que las personas que presentan una mayor susceptibilidad genética a determinadas enfermedades no siempre manifiestan esas patologías (Ryff y Singer, 2005).

Como una de las explicaciones posibles, se ha planteado la hipótesis de que hay mecanismos sociales en funcionamiento que actúan como factores de protección. Las evidencias indican que los entornos negativos influyen en los procesos neurobiológicos y, a la postre, hacen que aumente el riesgo de dolencias crónicas y muerte causadas por enfermedades cardiovasculares (Burlison y otros, 2003).

El optimismo general también se asocia con mayores tasas de supervivencia (Danner, Snowdon y Friesen, 2001). Las autoevaluaciones positivas se traducen en mayores niveles de felicidad y altruismo, mayor disposición de participar en actividades sociales, mayores probabilidades de alcanzar las metas y menores niveles de depresión (Kwan y otros, 2003). Según algunos estudios, el mecanismo subyacente que vincula el optimismo con el bienestar puede relacionarse con las conexiones neuronales del cerebro humano. Por ejemplo, Urry y otros (2004) demuestran que el aumento del bienestar psicológico se asocia positivamente con el aumento de la actividad del hemisferio izquierdo del cerebro. Esa conclusión es pertinente porque la activación del funcionamiento del hemisferio izquierdo se asocia con la capacidad de recuperarse de episodios negativos y la facilidad de superar emociones negativas en sentido amplio.

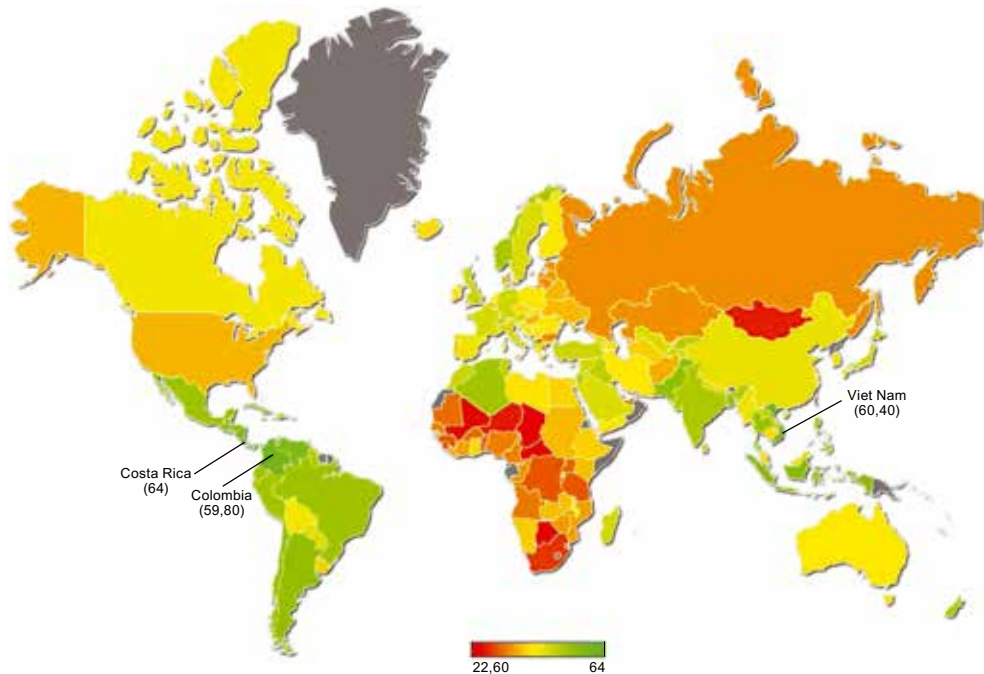
Las conclusiones científicas antes descritas dan a entender que la relación entre la actitud y el bienestar opera mediante distintas esferas evaluativas. Al aplicar los enfoques de Ankler, Feeley y Kim (2010) y de Posadski y otros (2010) respecto de las diadas de la actitud y el comportamiento o resultado, se ha realizado un ejercicio empírico para medir la actitud multidimensional hacia las tres esferas evaluativas antes descritas. De este modo, se ha utilizado la medición empírica de la actitud multidimensional para analizar su relación con la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz a lo largo de distintas etapas del ciclo vital de cada persona. Este ejercicio aporta pruebas descriptivas sobre la asociación entre la actitud y el bienestar, pero carece de base para argumentos de causalidad, pues solamente se aplican datos transversales.

## **B. Comparación de los contextos del Brasil y México**

El Brasil y México son países que presentan semejanzas en sus indicadores de bienestar, como el PIB, la satisfacción con la vida y la huella ecológica (Salomon y otros, 2012; Veenhoven, 2013). Según el Índice de Felicidad del Planeta, ambos están igualados en el puesto 21 (de un total de 151 países). El índice está compuesto por tres subíndices: la esperanza de vida, el bienestar experimentado y la huella de carbono, que permiten medir hasta qué punto los países proporcionan a su población una vida larga, feliz y sostenible. Representa la cantidad de vidas largas y felices que produce cada país por unidad de insumo ambiental. Los resultados correspondientes a 2012 muestran que ocho de los nueve países que ocupan los primeros lugares se encuentran en América Latina y están clasificados muy por delante de muchos países desarrollados (estimaciones de los autores basadas en los datos del Índice de Felicidad del Planeta).



Mapa 1  
Clasificación de los países con arreglo al Índice de Felicidad del Planeta en 2012



**Fuente:** Índice de Felicidad del Planeta, 2013.

**Nota:** Los límites y los nombres que figuran en este mapa no implican su apoyo o aceptación oficial por las Naciones Unidas.

Si se examinan más de cerca los índices que miden la satisfacción con la vida, ambos países siguen mostrando niveles muy similares. Por ejemplo, según la pregunta relativa a la escala de la vida en la encuesta mundial Gallup, el Brasil y México indican en promedio el mismo valor de 6,8 puntos en una escala de 0 a 10 (HPI, 2013). En el cuadro 1 se muestran diferentes indicadores de felicidad disponibles en la Base de Datos Mundial sobre la Felicidad (Veenhoven, 2013). A excepción de los años de vida feliz, todos los demás indicadores son muy similares.

Cuadro 1  
Brasil y México: indicadores de felicidad

Felicidad	Felicidad media	Años de vida feliz	Desigualdad de la felicidad	Felicidad ajustada en función de la desigualdad
Intervalos posibles	0 a 10	0 a 100	0 a 3,5	0 a 100
Puntuación superior	8,5 Costa Rica	66,7 Costa Rica	1,42 Países Bajos	73 Dinamarca
Brasil	7,5	53,5	2,19	61
México	7,9	59,7	2,19	64
Puntuación inferior	2,6	12,5	3,19	16

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de R. Veenhoven, *Happiness in Nations, World Database of Happiness*, Erasmus University, Rotterdam (Países Bajos) [en línea] [http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/hap\\_nat/nat\\_fp.php?mode=1](http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/hap_nat/nat_fp.php?mode=1) [fecha de consulta: 13 de agosto de 2013].

Los países también son similares en lo que se refiere a la esperanza de vida sana. Según un artículo publicado recientemente en la revista especializada *The Lancet* (Salomon y otros, 2012), el Brasil y México presentan niveles muy similares de esperanza de vida ajustada en función de la salud a los 50 años de edad en ambos sexos. Las diferencias (en años) entre la esperanza de vida y la esperanza de vida sana al nacer, así como entre la proporción de los años restantes de vida sana a los 50 años de edad (véase el cuadro 2), tampoco son muy grandes en comparación con la diferencia observada entre el Brasil (o México) y otros países de América Latina (Salomon y otros, 2012).

Cuadro 2  
**Brasil y México: esperanza de vida ajustada en función del estado de salud, por sexo y año**

País	Hombres			Mujeres		
	$e_{50}$	%EVS <sub>50</sub>	$e_{50} - EVS_{50}$ (número de años sin salud)	$e_{50}$	%EVS <sub>50</sub>	$e_{50} - EVS_{50}$ (número de años sin salud)
<b>1990</b>						
Brasil	24,9	79,1	8,8	29	77,9	10,7
México	26,9	81,4	7,8	30,6	80,7	9,4
<b>2010</b>						
Brasil	26,8	79,5	9,4	31,1	78,8	11,1
México	28	82,5	7,8	31,4	81,8	9,3

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de J. A. Salomon y otros, "Healthy life expectancy for 187 countries, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden Disease Study 2010", *The Lancet*, vol. 380, 2012.

A pesar de las similitudes entre los países en cuanto a los indicadores mundiales de bienestar, tanto objetivos como subjetivos, cabe preguntarse si la actitud individual presenta especificidades en cada país en relación con el bienestar. Como indican los resultados que se exponen más adelante, los gradientes de optimismo y actitud presentan una asociación más firme con las diferencias en cuanto al estado de vida sano en el Brasil, sobre todo en el caso de los jóvenes y los adultos. Respecto de la esperanza de vida feliz, se prevé que las personas que tienen mayores niveles de optimismo y actitud positiva experimentarán felicidad durante una proporción mayor de los años restantes de vida en ambos países, independientemente de la edad. Por último, los resultados del presente estudio también indican que, si bien los mexicanos tienen mayor esperanza de vida, presentan una menor proporción de años de vida restantes con salud y felicidad que los brasileños. Sin embargo, la diferencia entre los países tiende a disminuir, sobre todo en lo que se refiere a los indicadores de felicidad. En ambos casos, la mayor parte del aumento de los indicadores de bienestar se explica por el cambio en la prevalencia de los niveles positivos de salud y felicidad notificados.

## 1. Estrategia de modelización

La definición conceptual de actitud utilizada en el presente estudio se basa en las relaciones multidimensionales de percepción y evaluación del yo, las redes sociales y el entorno circundante en que está inmersa la persona (Cacciopo y Berntson, 1994). Aquí se plantea que la influencia interactiva de las evaluaciones positivas y negativas no solo ocurre al mismo nivel de percepción de la persona, sino entre distintos niveles. Por ejemplo, una persona puede considerar que tiene un alto grado de control sobre su vida a pesar de sentirse aislada de las redes sociales. Las diversas posibilidades de evaluación entre los distintos niveles de percepción se corresponden con los supuestos de los modelos de variables latentes basados en la lógica difusa. Es decir, en lugar de clasificar simplemente como optimista o no optimista a una persona que tenga control sobre su vida y esté aislada de las redes sociales, es posible medir su grado de optimismo y utilizar ese parámetro como indicador empírico indirecto de la heterogeneidad de su actitud (Cacciopo y Berntson, 1994; Manton, Tolley y Woodbury, 1994).

De una amplia gama de técnicas de variables múltiples, en este caso se ha seleccionado el modelo basado en el grado de pertenencia (GP) debido a las razones siguientes: i) produce una medición empírica de la heterogeneidad entre las unidades de muestreo basadas en la asociación no observada entre categorías de variables; ii) dicha medición empírica, basada en conjuntos de datos difusos, expresa el grado de pertenencia para referenciar grupos de elementos, lo que, en modelos que solo tienen dos grupos (perfiles) extremos de referencia, puede traducirse en cierto grado de pertinencia con la actitud percibida multidimensional (multiescalar) general; iii) la medición de las estimaciones de heterogeneidad mejora con el número de variables y no es sensible a la relación endógena entre ellas, puesto que se trata de una técnica exploratoria, y iv) permite que una misma persona tenga respuestas positivas y negativas, pues mide la distancia entre la positividad y la negatividad de cada persona y los grupos de referencia positivos y negativos (Woodbury, Clive y Garson, 1978; Manton, Tolley y Woodbury, 1994).

El modelo GP representa una metodología matemática basada en la lógica difusa que se utiliza para delinear conglomerados de elementos dentro de un conjunto de datos heterogéneo y multidimensional. Se clasifica como técnica de conglomeración difusa porque permite que la misma persona tenga cierto nivel de pertinencia con múltiples conjuntos<sup>6</sup>. El modelo estima dos parámetros: un parámetro de ubicación,  $\lambda_{kj}$ , y un parámetro de partición difusa,  $g_{ik}$ . El parámetro de ubicación se corresponde con la probabilidad condicional de respuesta para la categoría  $l$ , de la variable  $j$ , en un perfil de referencia (extremo)  $k$ . Es decir,

<sup>6</sup> Esto se diferencia de la nítida lógica tradicional, en la que una persona o elemento tiene que clasificarse en uno de los conglomerados, independientemente de su grado de heterogeneidad en relación con el conglomerado en que se clasifica. La incapacidad de los modelos de conjuntos nítidos para modelizar explícitamente el nivel individual de heterogeneidad y de diferencia de cada conglomerado de referencia hace que la descripción de la heterogeneidad de las muestras sea más deficiente. Ese es uno de los principales atractivos técnicos de la utilización de modelos de conglomerados basados en la lógica difusa, pues permite que las personas se distingan de los conglomerados de referencia, y, en lugar de ello, mide cuán distinto es cada uno en comparación con cada conglomerado de referencia (Manton, Tolley y Woodbury, 1994; Vermunt, 2003).

el parámetro  $\lambda_{kji}$  mide las probabilidades que tiene una persona representativa de un grupo de referencia de responder en determinada categoría de una variable específica. La partición difusa mide el grado en que cada elemento (observación)  $i$  manifiesta las características conjuntas del perfil de referencia  $k$ . Es decir, hasta qué punto las características de un perfil de referencia se manifiestan en una persona sobre la base de su patrón de respuestas en comparación con el patrón típico de respuestas de una persona que pertenece a ese perfil de referencia. Por consiguiente, el parámetro  $g_{ik}$  se corresponde con la heterogeneidad a nivel individual basada en las funciones de pertenencia difusas. La variación de ambos parámetros se limita al rango de 0 a 1 (Manton, Tolley y Woodbury, 1994).

Para establecer el modelo empírico GP, se comenzó por seleccionar 20 variables relacionadas con las preferencias, la percepción, los valores y las actitudes notificados por personas de entre 18 y 84 años de edad de cada país. Las variables se explican a continuación. En el nivel del yo, las variables iniciales fueron: i) el nivel de satisfacción con la vida; ii) la importancia de tener una buena vida; iii) el grado de control de la persona sobre su vida y su destino; iv) el grado de control de la persona sobre su propia suerte, y v) cuán a menudo piensa en el propósito de su vida. En el nivel de las redes sociales, las variables iniciales fueron: i) la importancia de la familia en la vida de la persona; ii) la importancia de los amigos en la vida de la persona; iii) el reconocimiento de que la tolerancia y el respeto deben ser parte del carácter de los niños; iv) el reconocimiento de que la determinación y la perseverancia deben ser parte del carácter de los niños; v) el reconocimiento de que la generosidad debe ser parte del carácter de los niños; vi) hasta qué punto se puede confiar en otros; vii) hasta qué punto otras personas son justas con el encuestado; viii) cuán importante es ayudar al prójimo, y ix) la sensación de aislamiento social. En el nivel del entorno circundante, las variables iniciales fueron: i) cuáles deberían ser los objetivos del país de la persona; ii) la importancia de proteger el medio ambiente; iii) el reconocimiento de que el gobierno debería reducir la contaminación ambiental; iv) el reconocimiento de que el mundo es mejor gracias a la ciencia y la tecnología; v) el sentimiento de orgullo por ser brasileño o mexicano, y vi) el grado de interés del encuestado durante la encuesta.

Dado que el modelo GP, en la forma en que lo generan la mayoría de los programas informáticos disponibles (Stata, R o Windows) no ofrece una prueba estadística significativa con la que las variables seleccionadas organizarían realmente los datos observados en perfiles bien definidos o difusos, en el presente estudio se ha utilizado un modelo de conglomerados de clases latentes (CCL) con covariables activas (sexo y edad) a fin de analizar la asociación de variables múltiples significativas (de modalidades mixtas) entre los indicadores (Vermunt, 2003)<sup>7</sup>. Puede adoptarse un modelo paramétrico

<sup>7</sup> El método semiparamétrico basado en grupos utiliza una estrategia de modelización polinómica para establecer la correspondencia de la caracterización de los grupos como clases latentes en los datos (Land, 2001). Dado que es improbable que toda la población corresponda a una de las clases de percepción y actitud, el método permite obtener resultados difusos al estimar las probabilidades posteriores de pertenencia a una clase respecto de las distintas clases para cada persona. La pertenencia a una clase específica se define como pertenencia modal, es decir, que la persona pertenece a la clase en la que presente una mayor probabilidad condicional posterior.

CCL respecto del constructo de percepción y actitud, de la manera siguiente (Vermunt y Magidson, 2007):

$$f(\mathbf{y}_i | \mathbf{z}_i^{\text{cov}}) = \sum_{x=1}^K P(x | \mathbf{z}_i^{\text{cov}}) \prod_{t=1}^T f(y_{it} | x) \quad (1)$$

En la ecuación (1),  $P(x|z)$  representa la probabilidad de que determinada persona pertenezca a la clase  $x$ , en función de las covariables observadas. La clase  $x$ -ésima en el modelo CCL es análoga al perfil  $k$ -ésimo en el modelo GP. En el modelo utilizado, se han tenido en cuenta la edad y el sexo como covariables demográficas de control de la heterogeneidad observada. No se incluyeron otras covariables, pues los autores estaban más interesados en encontrar indicadores estadísticamente significativos del índice, y no tanto en determinar el tamaño de las clases<sup>8</sup>. Cada uno de los 20 indicadores seleccionados del cuadro 3 corresponde a  $y_{it}$  en la ecuación (1). O sea, el indicador  $t$ -ésimo y respecto de la persona  $i$ -ésima. La porción  $f(y_{it}|x)$  es la función de densidad condicional correspondiente a cada indicador, que se supone sea independiente en el indicador  $t$ , según la clase a que pertenezca (independencia local). Es decir, los modelos básicos de CCL presuponen que, una vez que se haya estimado la clase  $x$ , no debería existir ninguna otra relación entre los distintos indicadores. Ese supuesto puede moderarse con efectos directos del tipo indicadores-indicadores o covariable-indicador, utilizando los valores residuales bivariados mayores que 2 (Vermunt, 2003).

Cuadro 3  
**Brasil y México: estadísticas de prueba para los indicadores de actitud multidimensional en los modelos seleccionados**

Indicador	Brasil		México	
	Prueba de Wald	Valor p	Prueba de Wald	Valor p
Importancia de la familia en su vida	11,681	0,001	9,113	0,011
Importancia de los amigos en su vida	29,035	0,000	26,725	0,000
Nivel de satisfacción con la vida	15,395	0,000	14,776	0,001
Importancia de pasarla bien	12,847	0,000	39,289	0,000
Importancia de ayudar al prójimo	67,782	0,000	47,318	0,000
Importancia de proteger el medio ambiente	63,026	0,000	82,153	0,000
Grado de control sobre su vida y destino	5,902	0,015	0,708	0,700
Cuán orgulloso se siente de su nacionalidad	25,615	0,000	22,634	0,000
Nivel de aislamiento de la persona	22,008	0,000	25,547	0,000

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta mundial de valores (Brasil, 2006; México, 2005).

Al aplicar un modelo CCL con covariables, se ejecuta una serie de modelos de 1 a 5 conglomerados o clases y se selecciona el modelo sobre la base de determinados criterios, entre los que figuran la adecuación general del modelo ( $L_2$  estadística de prueba de

<sup>8</sup> Como sugiere la ecuación anterior, los indicadores,  $y_{it}$ , se ven afectados por la clase, pero no por las covariables, que solamente influyen en el tamaño estimado de las clases.

ji al cuadrado  $L_2$  y valor p con la técnica *bootstrap*) y la adecuación del modelo de componentes (BIC-LL) y el análisis de los valores residuales (valores residuales bivariados)<sup>9</sup>. Los modelos se ejecutaron en el programa informático Latent Gold, versión 4.5 (Vermunt y Magidson, 2007). Debido a la escasez de datos (porque algunos indicadores son variables continuas y otros son variables categóricas), se utiliza la técnica *bootstrap*  $L^2$  para determinar la validez de los parámetros del modelo<sup>10</sup>. De conformidad con la significación de la técnica *bootstrap*  $L^2$ , una variable de clases latentes que representa la actitud multidimensional tendría por lo menos dos clases o grupos de referencia (lo que indica la validez del modelo es un valor p no significativo). Entre los modelos que presentan un valor  $L^2$  no significativo  $L^2$ , los autores han elegido el número de clases basadas en el criterio de información bayesiano (BIC). El menor criterio BIC con un valor  $L^2$  significativo es el mejor modelo para describir los datos. Del cuadro A.1 del anexo se deduce que un modelo de dos clases en el caso del Brasil y un modelo de tres clases en el caso de México son la mejor forma de describir la asociación observada entre los indicadores antes enumerados.

Después de esa preselección, los autores compararon las variables seleccionadas sugeridas por los modelos de clases latentes con las variables utilizadas en la bibliografía y luego descartaron las variables adicionales con el fin de obtener subdimensiones aproximadas más coherentes del constructo latente 'percepción y actitud multidimensional'. En el cuadro 3 se incluye la prueba de Wald y el valor p asociado correspondiente a cada indicador final utilizado para crear la actitud multidimensional en los modelos seleccionados de clases latentes. En ambos países, prácticamente todos los indicadores presentan distintos parámetros logarítmicos lineales estadísticamente significativos en todas las clases de la variable latente. Los indicadores restantes que no se utilizaron en los modelos finales no pudieron explicarse mediante la clase latente y se excluyeron de las especificaciones finales.

Una vez que los modelos CCL validaron la significación estadística de los indicadores seleccionados, los autores aplicaron esos indicadores a un modelo GP de dos perfiles<sup>11</sup>. El modelo GP final correspondiente a cada país en cada año produjo dos grados de mediciones de la pertenencia,  $g_{i1}$  y  $g_{i2}$ . El parámetro  $g_{i2}$  que se utilizó fue el grado de actitud positiva multidimensional. Mientras el valor de  $g_{i2}$  más se aproxima a 1, más positiva será la actitud que tiene la persona.

A los efectos de este artículo, se considera que una persona tiene una actitud multidimensional positiva si pertenece al cuarto o quinto quintil del grado acumulativo

<sup>9</sup> El análisis de los valores residuales bivariados es importante, porque indica si se ha violado o no el supuesto de la independencia local. Si esto ha sucedido (con valores residuales mayores que 2), es posible moderar esa restricción y permitir que haya efectos directos entre pares de indicadores, incluso después de estimar las clases x. Esto constituye un reconocimiento empírico de que el modelo no es capaz de describir todo el patrón de asociaciones de covarianza solamente a partir de las clases latentes (Vermunt, 2003).

<sup>10</sup> Cuando escasean los datos,  $L_2$  no sigue una distribución de ji al cuadrado, y el valor p calculado sería incorrecto (Vermunt y Magidson, 2007). Esto explica por qué se requiere un procedimiento basado en la técnica *bootstrap* para aplicar la prueba hipotética correcta correspondiente a un modelo de alcance limitado.

<sup>11</sup> La estrategia de modelización en la que se utiliza el modelo GP con dos perfiles de referencia y una probabilidad fija sigue el procedimiento descrito en Guedes y otros (2012). Para evitar incluir detalles técnicos adicionales, se puede encontrar más información sobre el procedimiento en el artículo de los autores.

de pertenencia ( $g_{i2}$ ) al perfil de actitud positiva, y se considera que tiene una actitud multidimensional negativa si pertenece al primer o segundo quintil. Después de clasificar a las personas incluidas en la muestra según su actitud, los autores estimaron la proporción de personas de cada grupo de edad decenal que indicaron encontrarse con buena salud (buena o muy buena) o con mala salud (regular o mala) en función de su actitud. En el caso de la esperanza de vida feliz, los autores definen a la persona feliz como “muy feliz” o “bastante feliz” y a la personas infeliz como “no feliz” o “completamente infeliz”.

#### a) Medición de la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz

La esperanza de vida sana (EVS) y la esperanza de vida feliz (EVF) se calcularon con el método de Sullivan (Sullivan, 1971). Se utilizaron datos de la Encuesta Mundial sobre Valores correspondientes al Brasil (1997 y 2006) y México (1996 y 2005). Las tablas de mortalidad del Brasil fueron calculadas por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE)<sup>12</sup>. En el caso de México, los autores calcularon sus propias tablas de mortalidad abreviadas<sup>13</sup>, para lo cual aplicaron los datos demográficos y de fallecimientos indicados por la Base de Datos de Mortalidad Humana Latinoamericana (LAHMD). Para obtener las estimaciones de la EVS y la EVF se aplicó la prevalencia del atributo (estado de salud o grado de felicidad con la vida) en intervalos decenales comenzando a los 15 años de edad. No es conveniente aplicar la prevalencia de un solo año debido a los problemas que plantea la utilización de un pequeño número de casos y a la influencia de las imprecisiones al indicar la edad (Preston, Heuveline y Guillot, 2001). La esperanza de vida sana (feliz) ( $EVS_a$  /  $EVF_a$ ) y la esperanza de vida sin salud (ni felicidad) ( $EVSI_a$  /  $EVFI_a$ ) se estiman con arreglo a las fórmulas siguientes:

$$HLE_a = \frac{\sum_{a=15}^{75} ({}_n\pi_a * {}_nL_a)}{l_a} \quad ; \quad UHLE_a = \frac{\sum_{a=15}^{75} [(1-{}_n\pi_a) * {}_nL_a]}{l_a} \quad (2)$$

donde:

- ${}_n\pi_a$  es la tasa de prevalencia de personas sanas (felices) desde la edad  $a$  hasta  $a+n$ ;
- $(1-{}_n\pi_a)$  es la tasa de prevalencia de personas sin salud (infelices) en el mismo grupo de edad;

<sup>12</sup> Para obtener las estimaciones de la EVSI y la EVFI correspondientes a 1997 en el caso de los brasileños se utiliza la tabla completa de mortalidad de 1998 en relación con ambos sexos. Es la primera tabla completa que se puede descargar de Internet, elaborada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

<sup>13</sup> Se probaron distintos enfoques para estimar las tablas de mortalidad por períodos en el caso de México. Por ejemplo, se promedió el número de fallecimientos notificados durante un lapso de tres y cinco años a fin de reducir la aglomeración en los informes periódicos, y se utilizaron distintas estimaciones demográficas a mitad de año por edad (con datos de la CEPAL, y otros datos obtenidos directamente de los censos de 1990, 2000 y 2010 procesados por el proyecto IPUMS). La estimación de los años aportados por los fallecidos en cada grupo de edad, *max*, se basó en el procedimiento iterativo sugerido por Preston y otros (2001). Para calibrar los resultados, se compararon las estimaciones obtenidas con la esperanza de vida al nacer notificadas por las Naciones Unidas en relación con México. En los datos de 1995, se apreció una diferencia de 0,1 años, así como una diferencia de 0,5 años en los de 2005. A los efectos del presente estudio, esas desviaciones se consideran menores.

- $l_a$  es el número de sobrevivientes a la edad exacta  $a$ ;
- $\sum ({}_n\pi_a * {}_nL_a)$  es el número total de años vividos en condiciones de salud (felicidad) entre las edades  $a$  y  $a+n$  por una cohorte, y
- $\sum [(1-{}_n\pi_a) * {}_nL_a]$  es el número total de años vividos sin salud (ni felicidad) en el grupo de edad  $(a, a+n)$  por una cohorte.

Las fórmulas utilizadas para estimar entre  $EVS I_a$  ( $EVFI_a$ ) y  $EVS_a$  ( $EVF_a$ ) tienen dos componentes independientes: la mortalidad ( ${}_nL_a$ ) y la salud [felicidad] ( $1-{}_n\pi_a$ ). Por último, se realizaron simulaciones de hipótesis estacionarias de mortalidad y prevalencia de salud [felicidad] con el fin de medir hasta qué punto el cambio observado en los valores  $\%EVS_a$  y  $\%EVF_a$  desde el momento 1 hasta el momento 2 se debió al cambio de la prevalencia a lo largo del período. Debido a que no estaba disponible toda la información utilizada para crear la medición de la percepción multidimensional y la actitud en la primera fase de datos (1995 en el caso de México y 1997 en el caso del Brasil), solamente se aplicó la descomposición por edad de las mediciones de felicidad y salud. La muestra de descomposición analítica correspondiente al Brasil es de 1.496 observaciones en la fase de 2006 y de 1.148 observaciones en la fase de 1997, mientras que en el caso de México las cifras son 1.550 en la fase de 2005 y 2.310 en la fase de 1995.

## 2. Constataciones

### a) La actitud y la salud

Se comenzó por examinar la prevalencia de personas sanas por grupo de edad y actitud. Como se indica en el cuadro 4, una pequeña proporción de la población se mantiene sana a medida que envejece, aunque dicha proporción suele ser más elevada entre las personas que muestran una actitud positiva en cualquier edad. La diferencia en las proporciones de personas sanas por actitud, del 1%, resulta estadísticamente significativa en todos los grupos de edad. En general, esa diferencia aumenta con la edad entre los brasileños, pero no así entre los mexicanos. En promedio, el 89,1% de los brasileños que tienen actitud positiva también indicaron gozar de buena salud, en comparación con apenas el 65,4% entre los que tienen actitudes negativas. Entre los mexicanos, el 68,9% de las personas que tienen actitud positiva se consideran saludables, en comparación con el 65,2% entre los que tienen actitudes negativas.

También se aprecia una tendencia ascendente en las edades más avanzadas en el caso de los brasileños. Si bien hay una tendencia decreciente en el caso de las personas sanas que tienen actitudes positivas a medida que envejecen, en el grupo de 65 años y más la proporción de personas sanas es aproximadamente de un 76,2%, lo que supera el porcentaje correspondiente a las personas del grupo de 55 a 64 años de edad (65,0%). El aumento de los 64 a 65 años de edad no es de sorprender, pues esa es aproximadamente la edad de jubilación en el Brasil. Se han realizado muchos estudios con la intención de analizar los efectos de la jubilación sobre la felicidad y el bienestar. Por ejemplo, mediante la utilización



de datos longitudinales del estudio sobre salud y jubilación (Health and Retirement Study (HRS)) sobre adultos mayores estadounidenses y sus cónyuges de 1992 a 2004, Calvo, Haverstick y Sass (2008) demostraron que la manera en que las personas perciben su transición del mercado de trabajo a la jubilación (gradual o abrupta) es más importante para explicar las actitudes positivas de las personas hacia la jubilación que el propio tipo de jubilación (completa o parcial). Otros estudios demuestran que la llegada de la jubilación puede percibirse como una amenaza y dar paso a un período de depresión y, en general, a una sensación mermada de satisfacción con la vida (Huang y otros, 2011). Si bien no se han realizado muchos estudios en el Brasil con respecto a la jubilación y la felicidad, la edad media de jubilación en el país es de 54 años, lo que da a entender que, a los 65 años, las personas de edad avanzada ya han tenido suficiente tiempo para adaptar sus expectativas en relación con una vida mejor.

Cuadro 4  
**Brasil (2006) y México (2005): proporción de personas sanas por grupo de edad y actitud**  
(En porcentajes)

País	Grupo de edad	Actitud positiva	Actitud negativa	Valor p <sup>a</sup>
Brasil	15 a 24	97,5	81,6	0,0000
	25 a 34	95,0	80,7	0,0004
	35 a 44	89,5	67,8	0,0000
	45 a 54	86,3	53,8	0,0000
	55 a 64	65,0	44,1	0,0252
	65 y más	76,2	33,3	0,0000
	<b>Total</b>	<b>89,1</b>	<b>65,4</b>	<b>0,0000</b>
México	15 a 24	77,9	80,3	0,4916
	25 a 34	76,6	71,9	0,0928
	35 a 44	69,3	60,0	0,0372
	45 a 54	74,7	59,0	0,0011
	55 a 64	47,8	45,2	0,4295
	65 y más	40,9	38,5	0,4866
	<b>Total</b>	<b>68,9</b>	<b>65,2</b>	<b>0,0205</b>

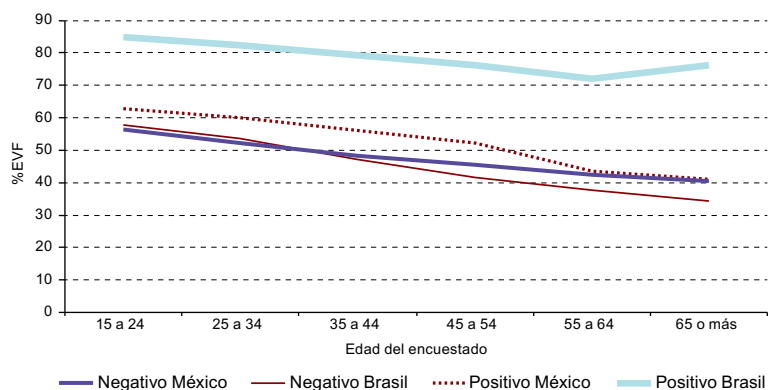
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Mundial sobre Valores (Brasil, 2006; México, 2005).

<sup>a</sup> Prueba bilateral de proporciones entre grupos.

Cuando se combina la prevalencia con los niveles de mortalidad por edad, se observa una tendencia muy similar. En el Brasil, la diferencia entre la proporción de años de vida con salud según la actitud aumenta con la edad (véase el gráfico 1). De este modo, a medida que las personas envejecen, la actitud parece cobrar cada vez mayor importancia en lo que se refiere a vivir una vida más sana (partiendo de una perspectiva de cohorte ficticia). En México también se aprecia la asociación entre la vida sana y la actitud positiva pero, a medida que las personas envejecen, la actitud parece influir cada vez menos en el nivel de salud de la persona durante sus años restantes de vida (y en la duración de ese período). Por último, conviene señalar que el efecto de la actitud sobre la esperanza de vida sana es mayor

entre los brasileños. Con este tipo de análisis (en que se utilizan datos transversales) resulta difícil determinar lo que va primero: si la actitud contribuye a mejorar la salud, o si sucede lo inverso. Por ejemplo, tal vez quienes tienen actitudes positivas hagan más ejercicios físicos y tengan relaciones sociales más sólidas que quienes tienen actitudes negativas. Al mismo tiempo, quienes gozan de mejor salud pueden sentirse más felices y más dispuestos a ayudar a otros.

Gráfico 1  
Brasil y México: proporción de los años restantes de vida con buena salud según el nivel de actitud multidimensional, 2006



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Mundial sobre Valores (Brasil, 2006; México, 2005); datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), 2006; y de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2005.

Algunas pruebas empíricas relacionadas con la felicidad y el comportamiento individual indican que la causalidad va de la actitud al comportamiento, aunque no esté directamente relacionada con la salud. Por ejemplo, la satisfacción con el trabajo puede ser un factor que prediga el abandono del empleo en el futuro (Clark, 2001). La felicidad también es uno de los predictores de la productividad en el entorno laboral (Oswald, Proto y Sgroi, 2009). Con todo, el vínculo entre la actitud y la salud no es concluyente. Un aspecto que merece atención es el papel de la actitud positiva para frenar el avance del cáncer y extender la vida de las personas a quienes se ha diagnosticado esa enfermedad. Coynes y Trennen (2010), por ejemplo, sugieren que, pese a las evidencias contradictorias en la bibliografía debido a la falta de datos y métodos coherentes, el sentido común parece indicar que “el espíritu de lucha” contribuye a retrasar el avance del cáncer o incluso a curarlo en sus etapas iniciales. A pesar de la orientación teórica limitada acerca del vínculo entre la actitud y la salud, e independientemente de la hipótesis altamente endógena descrita por el análisis transversal aquí expuesto, parece ser que los brasileños se benefician de la actitud positiva en mayor grado que los mexicanos. Es necesario realizar nuevos estudios, sobre todo con datos longitudinales, para validar dicha hipótesis.

## b) La actitud y la felicidad

A continuación se aborda el tema de la prevalencia de personas felices por grupo de edad y actitud. Como se indica en el cuadro 5 y el gráfico 2, la proporción de personas felices no varía significativamente a lo largo del ciclo vital, con un ligero descenso a medida que las personas envejecen. Resulta interesante señalar que las proporciones por edad entre los brasileños muestran una curva invertida en función de la actitud. Las personas que tienen actitudes positivas indican que son felices en una proporción creciente hasta los 55 años de edad y luego esa proporción disminuye; como reflejo inverso de esa tendencia, ocurre lo contrario entre las personas que tienen actitudes negativas. Si se analizan las personas de 65 años y más, hay un aumento significativo de la proporción notificada de personas felices, sobre todo entre las personas de edad avanzada que tienen actitudes negativas. La misma tendencia se observó anteriormente respecto de las personas sanas según la actitud en el artículo. Es probable que después de transcurridos algunos años de la decisión de jubilarse, las personas sientan sobre sí una menor presión al haber logrado la mayor parte de las metas de su vida. Las personas de edad avanzada disponen entonces de más tiempo para disfrutar de la vida, hacer ejercicios físicos y participar en actividades sociales, lo que promueve una sensación general de felicidad y bienestar (Calvo, Haverstick y Sass, 2008). Así pues, incluso para las personas que tienen actitudes negativas, la nueva fase podría representar una oportunidad de realizar actividades y desarrollar conexiones emocionales que producen felicidad (Clark, 2001; Calvo, Haverstick y Sass, 2008).

Cuadro 5

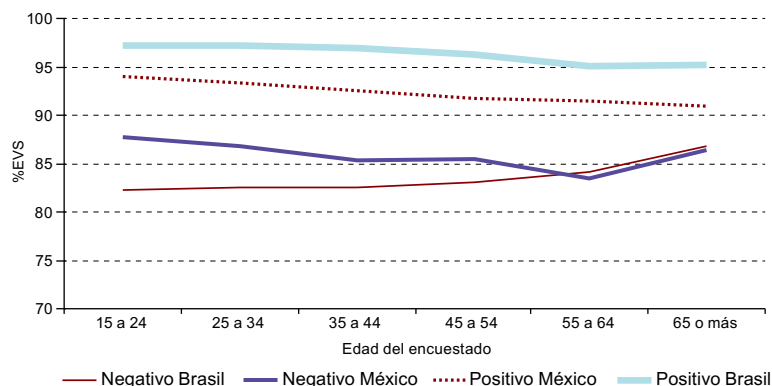
### Brasil (2006) y México (2005): proporción de personas felices por grupo de edad y actitud

País	Grupo de edad	Actitud positiva	Actitud negativa	Valor p <sup>a</sup>
Brasil	15 a 24	97,5	86,4	0,0011
	25 a 34	98,3	85,8	0,0003
	35 a 44	99,1	84,2	0,0001
	45 a 54	99,0	82,6	0,0001
	55 a 64	95,0	84,3	0,0851
	65 y más	95,2	91,2	0,4417
	<b>Total</b>		97,9	85,2
México	15 a 24	97,9	92,6	0,0375
	25 a 34	96,8	93,2	0,0762
	35 a 44	95,0	84,7	0,0066
	45 a 54	92,6	90,6	0,3102
	55 a 64	92,5	78,4	0,0183
	65 y más	90,9	86,5	0,2641
	<b>Total</b>		95,0	89,4

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Mundial sobre Valores (Brasil, 2006; México, 2005).

<sup>a</sup> Prueba bilateral de proporciones entre grupos.

Gráfico 2  
**Brasil (2006) y México (2005): proporción del tiempo vivido con un gran nivel de felicidad en función de la actitud multidimensional**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Mundial sobre Valores (Brasil, 2006; México, 2005); datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), 2006; y de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2005.

El patrón de edad por actitud observado entre los brasileños se distingue del observado entre los mexicanos. La proporción de mexicanos felices que tienen actitudes positivas disminuye ligeramente con la edad. En el caso de quienes tienen actitudes negativas, la tendencia de la edad es menos clara, aunque hay una disminución significativa de la felicidad entre quienes tienen actitudes negativas en torno a la edad de jubilación (del 90,6% al 78,4%). Las personas de 65 años y más son más felices que las de 55 a 64 años (del 78,4% al 86,5%). También se observó el mismo patrón que entre los brasileños de la misma edad que tienen actitudes negativas. Ese patrón de edad por actitud entre los mexicanos da a entender que la actitud positiva tal vez no sea suficiente para luchar contra la infelicidad a medida que las personas envejecen. Entre quienes tienen actitudes negativas, parece ser que el aumento en torno a la edad de jubilación reflejaría la reducción de la presión, lo que aliviaría el efecto sobre la felicidad, como se indicó anteriormente.

A pesar del pequeño gradiente general de la edad en relación con la felicidad, la diferencia por actitud resulta estadísticamente significativa en todas las edades entre los brasileños. En promedio, el 97,9% de los brasileños que tienen actitudes positivas también indicaron ser felices, en comparación con solamente el 85,2% entre los que tienen actitudes negativas. Entre los mexicanos, la diferencia media es ligeramente menor (el 95,0% entre los que tienen actitud positiva en comparación con el 89,4% entre los que tienen actitud negativa). Una vez más, la felicidad parece ser más sensible a la actitud entre los brasileños, lo que se reflejará en la proporción de los años restantes de vida con felicidad y salud.

Cuando la prevalencia de la felicidad se combina con los niveles de mortalidad por edad, se observa una tendencia muy similar. Si bien la buena salud parece ser más

sensible a los efectos de actitud del ciclo vital, la felicidad solamente responde a la actitud, y no a la edad. Quizás esto se puede relacionar con lo observado por Easterlin (1974), quien sugiere que el nivel de felicidad no es un efecto del ciclo vital debido al contrapeso que ejercen distintas aspiraciones según la edad. Al comparar los países, los brasileños parecen beneficiarse más de las actitudes positivas en lo que se refiere a la proporción de los años restantes de vida con felicidad en comparación con los mexicanos de todos los grupos de edad. A pesar de las diferencias entre los países en cuanto a la proporción de tiempo vivido con un gran nivel de felicidad en función de la actitud, la diferencia parece disminuir a medida que las personas alcanzan las edades de jubilación. Tal vez esto sea consecuencia de un efecto de selección, según el cual es probable que las personas que tienen actitudes negativas sean menos dependientes de las redes sociales para expresar felicidad. También podría ser un indicio de que, como consecuencia de la decisión de jubilarse, las personas sienten una disminución de la presión (Calvo, Haverstick y Sass, 2008), que sería particularmente amenazadora y difícil de abordar desde el punto de vista emocional para quienes tienen actitudes negativas (Clark, 2001).

### c) **Cambio de la EVS y la EVF: ¿prueba de la compresión del bienestar por actitud?**

Seguidamente se aborda el tema de cómo la diferencia observada en la proporción de los años restantes de vida con salud y felicidad puede explicarse por dos efectos complementarios: el efecto de la mortalidad y el de la prevalencia. A fin de estimar dichos efectos, se han calculado la EVS y la EVF en función de la edad respecto de un cúmulo adicional de datos sobre cada país (correspondientes a 1995 en el caso de México y a 1997 en el caso del Brasil). Luego se aplicaron técnicas estándar de descomposición demográfica, presuponiendo hipótesis estacionarias de mortalidad y prevalencia (método de congelación de tasas), con el fin de aportar nuevas perspectivas sobre el bienestar en cada país (Watcher, 2014).

Como se puede apreciar en el cuadro 6, los habitantes de ambos países ahora viven más tiempo y presentan una mayor proporción de años restantes de vida con felicidad y salud. Por ejemplo, en 1995, la esperanza de vida de los mexicanos de 15 años de edad era de 59,5 años, de los cuales solamente 37,9 años correspondían a etapas felices. En 2005, la esperanza de vida de los mexicanos de la misma edad era de 62,5 años, de los cuales 55,7 años correspondían a etapas felices. En consecuencia, no solo vivían más tiempo, sino que tenían una proporción mayor de años restantes de vida con felicidad. La gran diferencia en la  $EVF_{15}$  en el caso de México de 1995 a 2005, por ejemplo, se debe principalmente al marcado aumento de la proporción de personas de 15 a 24 años de edad que indicaron haber sido felices durante ese decenio. Los datos correspondientes a México de la Encuesta Mundial sobre Valores indican que la proporción de mexicanos felices en ese intervalo de edad aumentó del 72,8% al 93,6% a lo largo de ese período. Ello explica el gran aumento de la EVF. Si bien el valor de la  $e_{15}$  aumentó en tres años de 1995 a 2005, el valor de la  $EVF_{15}$  aumentó en 17,8 años. Ese resultado es coherente con los datos, porque el tiempo vivido sin felicidad disminuyó correspondientemente, de 21,6 años a 6,3 años, lo que representa

una reducción de 15,3 años. Así pues:  $17,8 - 15,3 = 3,4$  años, es decir, el aumento exacto de la esperanza de vida para los mexicanos de 15 a 24 años en ese período. El mismo razonamiento se aplica a los otros grupos de edad del cuadro 6 en el caso de los brasileños y los mexicanos en relación con la  $EVF_a$  y la  $EVS_a$ .

Cuadro 6  
**México (1995, 2005) y Brasil (1997, 2006): esperanza de vida feliz y esperanza de vida sana (EVF y EVS) por edad<sup>a, b</sup>**

País	Edad exacta (x)	$e_x$		$EVF_x$		$\%EVF_x$		$EVS_x$		$\%EVS_x$	
		T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2
Brasil	15	56,3	59,7	47,2	54,2	83,9	90,7	36,7	41,1	65,3	68,9
	25	47,0	50,5	39,6	45,7	84,2	90,5	29,3	32,8	62,4	65,0
	35	38,0	41,5	32,3	37,6	85,0	90,6	21,9	25,0	57,6	60,3
	45	29,3	32,8	25,1	29,7	85,5	90,5	15,9	18,1	54,3	55,3
	55	21,3	24,7	18,3	22,4	86,0	90,9	10,8	12,4	50,8	50,5
	65	14,1	17,5	12,3	16,2	86,8	92,6	7,8	8,7	55,3	50,0
México	15	59,5	62,5	37,9	55,7	63,7	89,2	29,5	36,4	49,6	58,2
	25	50,0	53,0	31,0	46,8	61,9	88,4	22,8	28,8	45,6	54,3
	35	40,8	43,6	24,8	37,9	60,9	87,0	17,2	21,8	42,2	50,1
	45	31,8	34,5	18,6	29,5	58,5	85,5	12,1	16,0	38,1	46,4
	55	23,3	25,9	13,1	21,7	56,0	83,8	8,5	10,3	36,6	39,8
	65	15,6	18,3	7,8	15,3	50,0	83,7	5,4	7,1	34,3	38,8

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Tábua Completa de Mortalidad" [en línea] [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2013/defaulttab\\_pdf.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2013/defaulttab_pdf.shtm) [fecha de consulta: 10 de enero de 2013]; Base de Datos de Mortalidad Humana Latinoamericana (LAHMD), 2013; y Encuesta Mundial sobre Valores, 2013.

<sup>a</sup> Brasil (T1 = 1997; T2 = 2006); México (T1 = 1995; T2 = 2005).

<sup>b</sup> Tablas de mortalidad por períodos de vida de México basadas en el método de gradientes para determinar el promedio de años que vivieron los ya fallecidos. Las tablas de mortalidad del Brasil fueron estimadas por el IBGE (1998, 2006).

Aunque en promedio los mexicanos de todas las edades viven más tiempo que los brasileños, se prevé que en el caso de los mexicanos sea menor la proporción de años restantes de vida con felicidad. Con todo, la diferencia entre los países en cuanto a la felicidad va disminuyendo con el tiempo. Otra diferencia interesante entre ambos países consiste en que, si bien la proporción de EVF aumenta con la edad entre los brasileños, sucede lo contrario en el caso de los mexicanos. Así como para el caso de la felicidad, los brasileños viven, en promedio, una mayor proporción de tiempo con buena salud que los mexicanos. La diferencia entre los países también se va reduciendo con el paso del tiempo en todas las edades. En cuanto a la felicidad, los resultados dan a entender que existe compresión de la morbilidad, sobre todo en México. Esto no es de sorprender. Según el reciente Informe Mundial sobre la Felicidad de las Naciones Unidas (Helliwell, Layard y Sachs, 2015), los países de América Latina ocupaban los primeros lugares mundiales en lo que se refiere al aumento de la felicidad y la reducción de la desigualdad en esa materia.

Esas tendencias se apreciaban sobre todo en países que antes presentaban menores niveles de felicidad en el plano regional, como México. El Brasil avanzó en menor grado, porque su punto de partida en el período de referencia correspondía a un alto nivel de felicidad. Esa tendencia es coherente con las conclusiones del presente estudio. Según el informe mencionado, los grandes avances en materia de felicidad entre los países de América Latina y el Caribe responden principalmente a la disminución de la desigualdad de la felicidad y a la percepción del público de que se han reducido los niveles de corrupción.

Si el cambio en la proporción de los años restantes de vida con felicidad y salud se descompone en los efectos de mortalidad y prevalencia, se observa que el aumento de la prevalencia de la felicidad y la buena salud es dominante en todas las edades (véase el cuadro 7). En el caso de México, el aumento de la supervivencia por edad haría disminuir efectivamente los indicadores de bienestar con el tiempo, si la prevalencia de la felicidad y la salud se mantuviera en los niveles observados en 1997. La explicación principal de por qué el aumento de la supervivencia redundaría en una disminución de la EVF y la EVS estaría relacionada con un estado de salud en deterioro y redes sociales más débiles entre las personas de edad avanzada (Huang y otros, 2011). La comparación de la compresión del bienestar partiendo de los indicadores declarados por las propias personas debe utilizarse con cautela, pues la interpretación subjetiva puede variar en las muestras probabilísticas transversales.

Cuadro 7  
**México (1995, 2005) y Brasil (1997, 2006): descomposición de la proporción de la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz por edad en efectos de prevalencia y mortalidad ( $\Delta\%$ )<sup>a</sup>**

Indicador	Edad exacta (x)	Brasil			México		
		Efecto total	Efecto de prevalencia	Efecto de mortalidad	Efecto total	Efecto de prevalencia	Efecto de mortalidad
EVF	15	6,8	6,6	0,2	25,5	26,1	-0,6
	25	6,3	6,1	0,2	26,5	27,1	-0,6
	35	5,6	5,4	0,1	26,1	26,7	-0,6
	45	5,1	5,0	0,1	27,0	27,7	-0,6
	55	4,8	4,7	0,1	27,8	28,4	-0,6
	65	5,7	5,7	0,0	33,7	33,7	0,0
EVS	15	3,6	4,1	-0,5	8,7	9,3	-0,6
	25	2,7	3,1	-0,4	8,7	9,2	-0,5
	35	2,8	3,0	-0,2	7,9	8,3	-0,4
	45	1,0	1,0	0,0	8,3	8,6	-0,3
	55	-0,3	0,3	-0,6	3,2	3,5	-0,2
	65	-5,3	-5,3	0,0	4,5	4,5	0,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Tábua Completa de Mortalidade" [en línea] [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2013/defaulttab\\_pdf.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2013/defaulttab_pdf.shtm) [fecha de consulta: 10 de enero de 2013]; Base de Datos de Mortalidad Humana Latinoamericana (LAHMD), 2013; y Encuesta Mundial sobre Valores, 2013.

<sup>a</sup> Descomposición demográfica valiéndose de hipótesis estacionarias de mortalidad (con prevalencia variable) y de prevalencia (con mortalidad variable) entre los años 1 y 2. Brasil, 1997 a 2006. México, 1995 a 2005.

## C. Conclusiones: la actitud, la salud y la felicidad en el Brasil y México

En este documento se han estimado la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz por edad y actitud multidimensional, utilizando los datos de la Encuesta Mundial sobre Valores correspondientes al Brasil y México. Mediante la combinación de distintos métodos los autores indagan si las personas que tienen actitudes positivas viven con más felicidad y mejor salud. Por último, al comparar las tendencias a lo largo del tiempo, se calcula la contribución de la mortalidad y la morbilidad al cambio observado en la proporción de tiempo vivido con felicidad y buena salud, lo que aporta más pruebas empíricas en cuanto a si esos dos países están experimentando contemporáneamente algún grado de compresión de la morbilidad.

La evidencia de la compresión de la morbilidad es de interés particular para los países en desarrollo, porque alivia la presión sobre el sistema de atención sanitaria y entraña un aumento de su bienestar general (Camargos, Machado y Rodrigues, 2008). A medida que países como el Brasil y México experimentan un rápido envejecimiento de la población debido a la rápida disminución contemporánea de la fecundidad y al aumento de la supervivencia, se plantea, desde el punto de vista de la salud pública y la política, la necesidad de determinar si los años de vida adicionales representan un tiempo adicional de calidad. Según las constataciones recientes en el caso del Brasil, los brasileños ahora viven más tiempo, pero hay una mayor proporción de personas que presentan discapacidad funcional (Nepomuceno y Turra, 2015). En vista de que un mayor nivel de educación hace reducir la morbilidad y que los niveles de educación han ido en aumento en el país (Guedes y otros, 2011), es de esperar que en el futuro próximo surjan pruebas de la compresión de la morbilidad entre los brasileños.

Se ha observado el mismo patrón en México en lo que se refiere a la morbilidad. Según Reyes-Beaman y otros (2005), la esperanza de vida activa disminuyó desde 26,9 años a los 60 años de edad hasta 5,7 años a los 85 años. Además, los adultos mayores de zonas geográficas que presentan una mayor esperanza de vida se mantuvieron activos en una proporción menor de sus años de vida restantes. Estas pruebas empíricas dan a entender que la compresión de la mortalidad no se ha visto acompañada de la compresión de la morbilidad en ambos países. Teniendo en cuenta que la felicidad también es un factor que predice menores niveles de morbilidad, y que se han observado aumentos de la felicidad en los países de América Latina y el Caribe (Helliwell, Layard y Sachs, 2015), hay esperanzas para el futuro.

En el presente estudio se utilizaron datos sobre el estado de salud declarados por las propias personas en el Brasil y México para medir la esperanza de vida sana. A pesar de las críticas acerca del carácter subjetivo de ese tipo de información de salud a nivel demográfico, hay estudios que sugieren que los datos de salud declarados por las propias personas son un factor clave que predice la mortalidad futura (Shadbolt, Barresi y Craft,



2002; Jylha, 2009). Las mediciones de felicidad en grandes encuestas son intrínsecamente subjetivas pero, en lo que se refiere a los datos de salud declarados por las propias personas, muchos estudios muestran una correlación coherente entre la felicidad, la mortalidad y la salud mental (Ryff y Singer, 2005; Bray y Gunnell, 2006; Easterlin, 2006; Ditella, Macculloch y Oswald, 2003). También hay pruebas de que la felicidad y la salud son tan importantes como los indicadores económicos para expresar eficientemente las funciones de insumo-producto en las sociedades modernas (HPI, 2013; Graham, 2008; Frey y Stutze, 2002; Ditella, Macculloch y Oswald, 2001).

Las estimaciones aquí expuestas sobre la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz confirman lo que ya habían concluido Salomon y otros (2012), como se indica en el cuadro 2. Si bien en el presente estudio no se realizaron cálculos desglosados por sexo, se aprecian los mismos patrones generales detectados por esos autores: los mexicanos se benefician más que los brasileños en lo que se refiere a años adicionales con felicidad y salud a lo largo del tiempo. Las estimaciones aquí presentadas de felicidad y salud desglosadas por niveles de actitud multidimensional en el Brasil muestran evidencias descriptivas de una asociación positiva entre los índices vitales de actitud positiva y bienestar, lo que confirma las conclusiones estadísticas de Helliwell, Layard y Sachs (2015). Sin embargo, esa asociación no es lineal a lo largo del ciclo vital de una persona en lo que respecta a la salud: la diferencia en la proporción de años restantes de vida con buena salud aumenta con la edad al comparar a personas que tienen actitudes positivas y negativas hacia las tres dimensiones de la vida. Ocurre lo contrario en el caso de México. Una constatación curiosa es el punto de inflexión en la curva de la proporción de años que se vivirán con buena salud entre los brasileños que tienen actitudes positivas a los 60 años de edad. Cabe preguntarse si esto es reflejo de la reacción positiva de esas personas hacia acontecimientos del ciclo vital, tales como la jubilación (Calvo, Haverstick y Sass, 2008). Es decir, las personas que presentan altos niveles de optimismo y actitudes positivas ven la jubilación como una nueva oportunidad de cumplir aspiraciones personales que no podían lograr en etapas anteriores del ciclo vital debido a limitaciones de tiempo y de recursos (relacionadas, por ejemplo, con las largas horas de trabajo y la crianza de los hijos) (Clark, 2001). Esa tendencia es aun más pronunciada entre los mexicanos, sobre todo los que tienen actitudes negativas. En el caso de los mexicanos, cabe preguntarse si la jubilación refleja una disminución de la presión relacionada con las principales aspiraciones del ciclo vital, que pueden representar una mayor carga emocional para las personas que tienen actitudes negativas hacia la vida (Cacciopo y Berntson, 1994).

En vista de que solamente se han utilizado datos transversales, resulta difícil desligar la causalidad, pero podría afirmarse que, si bien hay un efecto acumulativo de la actitud sobre la salud a lo largo del ciclo vital entre los brasileños, la selección positiva parece dominar la cifra correspondiente a los mexicanos. En lo que respecta a la felicidad, las conclusiones de este estudio confirman lo que se ha documentado en la bibliografía internacional (Easterlin, 1974). Se aprecia una asociación plana entre la actitud positiva y la esperanza de vida feliz a lo largo del ciclo vital de cada persona en ambos países. No

obstante, la proporción de años restantes de vida con felicidad es siempre mayor entre los brasileños, independientemente de la respuesta relacionada con la actitud. Una vez más, debido a la endogeneidad, resulta arriesgado extraer de los resultados inferencias de causalidad, pero al parecer la actitud positiva general de los brasileños influye más en su calidad de vida, mientras que entre los mexicanos la selectividad parece ser un factor latente (lo que explicaría por qué, a medida que envejecen, se reduce la diferencia en lo que respecta a la salud).

Una limitación del presente estudio se refiere a la falta de estimaciones desglosadas según el género. Esto respondió a la decisión de evitar los perfiles inestables desglosados por edad que se formarían debido a los problemas inherentes a la utilización de muestras pequeñas. Una vez que se realizaron los análisis en función de la esperanza de vida sana y la esperanza de vida feliz en comparación con la actitud, una desagregación adicional podría hacer que fuera menor el número de observaciones necesarias para realizar un análisis preciso. Los autores comprenden que ese tipo de análisis es muy importante y debe abordarse en estudios futuros, aunque en algunos estudios anteriores se ha determinado que las diferencias de género en las actitudes hacia la vida no son muy grandes. Diener y otros (1999), por ejemplo, concluyeron que, si bien las mujeres presentan un mayor grado de depresión que los hombres, también tienen más emociones positivas, lo que da a entender que las mujeres no van a la zaga de los hombres en lo que a felicidad se refiere.

En definitiva, los resultados del presente estudio indican que las personas que tienen actitudes positivas gozan de mejor salud y son más felices, de modo que experimentan más años de vida sin morbilidad. Incluso si los datos y los conocimientos actuales en la materia resultan paradójicos desde el punto de vista de las causalidades respecto de la relación entre la felicidad, la salud, los ingresos, el comportamiento en el mercado de trabajo y otras cuestiones (Carbonell, 2013), estas conclusiones dan a entender que las políticas que promuevan los componentes de la actitud positiva pueden crear un entorno propicio para que las personas se sientan motivadas a responder positivamente ante situaciones estresantes. Por último, en tales políticas públicas encaminadas a fomentar la afirmación positiva y la resiliencia mental se deberían tener en cuenta las diferencias entre los géneros, sobre todo porque incluyen la promoción de una vida más larga y sana para las personas que reaccionan de forma negativa ante factores externos. También convendría realizar estudios de cohortes a fin de deslizar las cuestiones relacionadas con la causalidad necesarias para desarrollar la teoría de la actitud y el bienestar a lo largo del ciclo vital.

## Bibliografía

- Ajzen, I. y B.L. Driver (1991), "Prediction of leisure participation from behavioral, normative, and control beliefs: An application of the theory of planned behavior", *Leisure Sciences*, vol. 13, N° 3.
- Ajzen, I. y M. Fishbein (2000), "Attitudes and the attitude-behavior relation: reasoned and automatic processes", *European Review of Social Psychology*, vol. 11, N° 1.
- Albarracín, D. y otros (2001), "Theories of reasoned action and planned behavior as models of condom use: a meta-analysis", *Psychological Bulletin*, vol. 127, N° 1.
- Anker, A.E., T. H. Feeley y H. Kim (2010), "Examining the attitude-behavior relationship in prosocial donation domains", *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 40, N° 6.
- Berntson, G. G. y J.T. Cacioppo (2008), "The neuroevolution of motivation". *Handbook of Motivation Science*, James Y. Shah y Wendi L. Gardner (eds.), Guilford Press.
- Blanchflower, D. G. y A. J. Oswald (2007), "The rising well-being of the young", *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, D. G. Blanchflower y R. B. Freeman (eds.), Chicago, University of Chicago Press.
- Bradburn, N. M. (1969), *The Structure of Psychological Well-being*, Chicago, Aldine.
- Bray, I. y D. Gunnell (2006), "Suicide rates, life satisfaction and happiness as markers for population mental health", *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, vol. 41, N° 5.
- Burleson, M. H. y otros (2003), "Neuroendocrine and cardiovascular reactivity to stress in mid-aged and older women: Long-term temporal consistency of individual differences", *Psychophysiology*, vol. 40, N° 3.
- Cacioppo, J. T. y G. G. Berntson (1994), "Relationship between attitudes and evaluative space: A critical review, with emphasis on the separability of positive and negative substrates", *Psychological Bulletin*, vol. 115, N° 3.
- Cacioppo, J. T. y L.C. Hawkey (2003), "Social isolation and health, with an emphasis on underlying mechanisms", *Perspectives in Biology and Medicine*, vol. 46, N° 3.
- Cacioppo, J. T., W.L. Gardner y G.G. Berntson (1997), "Beyond bipolar conceptualizations and measures: The case of attitudes and evaluative space", *Personality and Social Psychology Review*, vol. 1, N° 1.
- Cacioppo, J. T., L.C. Hawkey y G.G. Berntson (2003), "The anatomy of loneliness", *Current Directions in Psychological Science*, vol. 12, N° 3.
- Calvo, E., K. Haverstick y S.A. Sass (2008), "Gradual retirement, sense of control, and retirees happiness", *Research on Aging*, vol. 31, N° 1.
- Camargos M. C. S., C. J. Machado y R.N. Rodrigues (2008), "Sex differences in healthy life expectancy from self-perceived assessments of health in the City of São Paulo, Brazil", *Ageing and Society*, vol. 28, N° 1.
- Cantril, H. (1965), *The Pattern of Human Concerns*, New Brunswick, Rutgers University Press.
- Carbonnel, A.F.I. (2013), "Happiness economics", *Journal of the Spanish Economic Association*, serie S., vol. 4.
- Clark, A. E. (2001), "What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data", *Labor Economics*, vol. 8.
- Clark, A. E. y A. J. Oswald (1994), "Unhappiness and unemployment", *The Economic Journal*, vol. 104, N° 424.
- Corbi, R. B. y N. A. Menezes-Filho (2006), "Os determinantes empíricos da felicidade no Brasil", *Revista de Economia Política*, vol. 26, N° 4.
- Coyne, J.C. y H. Trennen (2010), "Positive psychology in cancer care: bad science, exaggerated claims, and unproven medicine", *Annals of Behavioral Medicine*, vol. 39.

- Danner, D. D., D.A. Snowdon y W.V. Friesen (2001), "Positive emotions in early life and longevity: findings from the nun study", *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 80, N° 5.
- Diener, E. y otros (1999), "Subjective well-being: three decades of progress", *Psychological Bulletin*, vol. 125, N° 2.
- Ditella, R., R. J. Macculloch y A. J. Oswald (2001), "Preferences over inflation and unemployment: evidence from surveys of happiness", *American Economic Review*, vol. 91, N° 1.
- (2003), "The macroeconomics of happiness", *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, N° 4.
- Dush, C. M. K., M. G. Taylor y R. A. Kroeger (2008), "Marital happiness and psychological well-being across the life course", *Family Relations*, vol. 57, N° 2.
- Eagly, A. H. y S. Chaiken (1993), *The Psychology of Attitudes*, Harcourt Brace Jovanovich College Publishers.
- Easterlin, R. A. (1974), "Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence", *Nations and Households in Economic Growth: Essays in honour of Moses Abramowitz*, P. A. David y M. W. Reder (eds.), Nueva York, Academic Press.
- (2001), "Income and happiness: towards a unified theory", *The Economic Journal*, vol. 111, N° 473.
- (2006), "Life cycle happiness and its sources: intersections of psychology, economics and demography", *Journal of Economic Psychology*, vol. 27, N° 4.
- (2013), "Happiness, growth and public policy", *IZA Discussion Paper*, N° 7234.
- Fazio, A. F. (1977), *A Concurrent Validation Study of the NCHS' General Well-being Schedule*, Hyattsville, US Government Printing Office, DHEW Publication.
- Fishbein, M. y M. J. Manfredo (1992), "A theory of behavior change", *Influencing Human Behavior*.
- Frey, B. S. y A. Stutze (2000), "Happiness: economy and institutions", *The Economic Journal*, vol. 110, N° 446.
- (2002), *Happiness and Economics*, Princeton, Princeton Press.
- Gerlach, K. y G. Stephan (1996), "A paper on unhappiness and unemployment in Germany", *Economics Letters*, vol. 52, N° 3.
- Graham, C. (2005), "The economics of happiness", *The New Palgrave Dictionary of Economics*, S. Durlauf y L. Blume (eds.), The Brookings Institution.
- (2008), "Measuring quality of life in Latin America: what happiness research can (and cannot) contribute", *Research Department Working Paper*, N° 652, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Graham, C. y S. Pettinato (2002), *Happiness and Hardship: Opportunity and insecurity in new market economies*, Washington, D.C., The Brookings Institution.
- Greenwald, A. G. y M. R. Banaji (1995), "Implicit social cognition: attitudes, self-esteem, and stereotypes", *Psychological Review*, vol. 102, N° 1.
- Guedes, G. R. y otros (2012), "Poverty and inequality in the rural Brazilian Amazon: a multidimensional approach", *Human Ecology*, vol. 40, N° 1.
- (2011), "Educational and sex differences in the functional disability life expectancy of the elderly: Brazil 1998 and 2003", *Caderno Saúde Coletiva*, vol. 19, N° 2.
- Helliwell, J. F., R. Layard y J. Sachs (eds.) (2015), *The 2015 World Happiness Report*, Nueva York, Sustainable Development Solutions Network (SDSN).
- HPI (Índice del Planeta Feliz) (2013), *Happy Planet Index: 2012 Report. A global index of sustainable well-being* [en línea] [www.healthyplanetindex.org](http://www.healthyplanetindex.org) [fecha de consulta: 13 de agosto de 2013].
- Huang, C.Q. y otros (2011), "Cognitive function and risk for depression and old age: a meta-analysis of published literature", *International Psychogeriatric*, vol. 23.
- IBGE (Instituto Brasileño de Geografía y Estadística) (2013), "Tábua Completa de Mortalidade" [en línea] [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadavida/2013/defaulttab\\_pdf.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadavida/2013/defaulttab_pdf.shtm) [fecha de consulta: 10 de enero de 2013].

- Idler, E. L., S.V. Hudson y H. Leventhal (1999), "The meanings of self-ratings of health a qualitative and quantitative approach", *Research on Aging*, vol. 21, N° 3.
- Joseph, S. y C. A. Lewis (1998), "The depression-happiness scale: reliability and validity of a bipolar self-report scale", *Journal of Clinical Psychology*, vol. 54, N° 4.
- Jylha, M. (2009), "What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model", *Social Science and Medicine*, vol. 69.
- Kamman, R. y R. Flett (1983), "Affectometer 2: a scale to measure current level of general happiness", *Australian of Journal of Psychology*, vol. 35, N° 2.
- Kass, J. D. y otros (1991), "Health outcomes and a new index of spiritual experience", *Journal for the Scientific Study of Religion*, vol. 30, N° 2.
- Kwan, C. M. L. y otros (2003), "The role of self-enhancing evaluations in a successful life transition", *Psychology and Aging*, vol. 18, N° 1.
- LAHMD (Base de Datos de Mortalidad Humana Latinoamericana) (2013), "MEX, Deaths by age and sex / MEX, Population by age, sex and region", Piedad Urdinola y Bernardo L. Queiroz [en línea] [www.lamortalidad.org](http://www.lamortalidad.org) [Fecha de consulta: 13 de agosto de 2013].
- Land, K. C. (2001), "Introduction to the special issue on finite mixture models", *Sociological Methods and Research*, vol. 29.
- Larsen, J. T., C.J. Norris y J.T. Cacioppo (2003), "Effects of positive and negative affect on electromyographic activity over zygomaticus major and corrugator supercilii", *Psychophysiology*, vol. 40, N° 5.
- Larson, N. I., M.T. Story y M.C. Nelson (2009), "Neighborhood environments: disparities in access to healthy foods in the US", *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 36, N° 1.
- Manton, K. G., H. D. Tolley y M. A. Woodbury (1994), *Statistical Applications Using Fuzzy Sets*, John Wiley & Sons.
- Marcelli, E. A. y R.A. Easterlin (2007), "The X-relation: Life cycle happiness of American women and men", University of Southern California, inédito.
- Margolis, R. y M. Myrskylä (2011), "A global perspective on happiness and fertility", *Population and Development Review*, vol. 37, N° 1.
- Nepomuceno, M. R. y C. M. Turra (2015), "Tendências da expectativa de vida saudável de idosas brasileiras, 1998-2008", *Revista Saúde Pública*, vol. 49, N° 1.
- Norris, C. J. y otros (2010), "The current status of research on the structure of evaluative space", *Biological Psychology*, vol. 84, N° 3.
- Ostir, G. V. y otros (2001), "The association between emotional well-being and the incidence of stroke in older adults", *Psychosomatic Medicine*, vol. 63, N° 2.
- Oswald, A.J., E. Proto y D. Sgroi (2009), "Happiness and productivity", *IZA Discussion Paper*, N° 4645.
- Plagnol, A. C. y R. A. Easterlin (2008), "Aspirations, attainments, and satisfaction: life cycle differences between American women and men", *Journal of Happiness Studies*, vol. 9, N° 4.
- Posadzki, P. y otros (2010), "A mixed-method approach to sense of coherence, health behaviors, self-efficacy and optimism: Towards the operationalization of positive health attitudes", *Scandinavian Journal of Psychology*, vol. 51, N° 3.
- Pressman, S. D. y S. Cohen (2005), "Does positive affect influence Health?", *Psychological Bulletin*, vol. 131, N° 6.
- Preston, S. H., P. Heuveline y M. Guillot (2001), *Demography: measuring and modeling population process*, Malden: Blackwell Publishers.
- Reyes-Beaman, S. y otros (2005), "Active life expectancy of older people in Mexico", *Disability and Rehabilitation*, vol. 27, N° 5.

- Ryff, C.D. y B. Singer (2005), "Social environments and the genetics of aging: Advancing knowledge of protective health mechanisms", *Journal of Gerontology*, vol. 60B, número especial.
- Salomon, J. A. y otros (2012), "Healthy life expectancy for 187 countries, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden Disease Study 2010", *The Lancet*, vol. 380.
- Shadbolt, B., J. Barresi y P. Craft (2002), "Self-rated health as a predictor of survival among patients with advanced cancer", *Journal of Clinical Oncology*, vol. 20, N° 10.
- Sullivan, D. F. (1971), "A single index of mortality and morbidity", *HSMHA Health Rep*, vol. 86.
- Urry, H. L. y otros (2004), "Making a life worth living neural correlates of well-being", *Psychological Science*, vol. 15, N° 6.
- Veenhoven, R. (2013), *Happiness in Nations*, World Database of Happiness, Erasmus University Rotterdam, The Netherlands [en línea] [http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/hap\\_nat/nat\\_fp.php?mode=1](http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/hap_nat/nat_fp.php?mode=1) [fecha de consulta: 13 de agosto de 2013].
- Vermunt, J. K. (2003), "Multilevel Latent Class Models", *Sociological Methodology*, vol. 33, N° 1.
- Vermunt, J. K. y J. Magidson (2007), "Latent class analysis with sampling weights: A maximum likelihood approach", *Sociological Methods and Research*, vol. 36, N° 1.
- Wachter, Kenneth W. (2014), *Essential Demographic Methods*, Harvard University Press.
- Watson, D., L. A. Clark y A. Tellegen (1988), "Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales", *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 54, N° 6.
- Winkelmann, L. y R. Winkelmann (1998), "Why are unemployed people so unhappy? Evidence from Panel Data", *Economica*, vol. 65, N° 257.
- Woodbury, M. A., J. Clive y A. Garson (1978), "Mathematical typology: a grade of membership technique for obtaining disease definition", *Computers and Biomedical Research*, vol. 11, N° 3.
- World Values Survey (2013), "WVS Database. Microdata for Brazil (1995, 2005) and Mexico (1997, 2006)" [en línea] <http://www.worldvaluessurvey.org/WVSContents.jsp> [fecha de consulta: 10 de enero de 2013].

# Anexo A1

Quadro A1.1  
Brasil (2006) y México (2005): estadísticas de adecuación seleccionadas para los modelos de clases latentes con covariables

Brasil	BIC(LL)	BIC(L <sup>2</sup> )	CAIC(L <sup>2</sup> )	Número de parámetros	Grados de libertad	Error de clasificación	Técnica <i>bootstrap</i> L <sup>2</sup>	
							Valor p	Error estándar
1-Conglomerado	31387,7	9849,8	8499,8	45	1350	0,0000	2,7e-3119	-
2-Conglomerado	31214,9	9677,0	8352,0	70	1325	0,1006	0,358	0,021
3-Conglomerado	31265,9	9728,0	8428,0	95	1300	0,2233	0,328	0,021
4-Conglomerado	31302,1	9764,2	8489,2	120	1275	0,2248	0,344	0,021
5-Conglomerado	31388,6	9850,7	8600,7	145	1250	0,2647	0,296	0,020
México	BIC(LL)	BIC(L <sup>2</sup> )	CAIC(L <sup>2</sup> )	Número de parámetros	Grados de libertad	Error de clasificación	Técnica <i>bootstrap</i> L <sup>2</sup>	
							Valor p	Error estándar
1-Conglomerado	30985,2	7353,0	5999,0	45	1354	0,0000	2,5e-2689	-
2-Conglomerado	30775,0	7142,9	5804,9	61	1338	0,1005	0,326	0,021
3-Conglomerado	30750,3	7118,2	5796,2	77	1322	0,1026	0,270	0,020
4-Conglomerado	30766,3	7134,2	5828,2	93	1306	0,2074	0,270	0,020
5-Conglomerado	30801,2	7169,1	5879,1	109	1290	0,2108	0,216	0,018

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Mundial sobre Valores (Brasil, 2006; México, 2005).