

**Estimación de escalas de equivalencia en México.
Un enfoque de bienestar subjetivo**

Mariano Rojas

**Pronóstico estocástico de la población mexicana
utilizando modelos de datos funcionales**

Víctor Manuel García Guerrero

Hacia una medición objetiva del bienestar subjetivo

Jorge Yamamoto Suda

**Muerte materna y muertes evitables en exceso.
Propuesta metodológica para evaluar
la política pública en salud**

María Graciela Freyermuth Enciso y Marisol Luna Contreras

**Cuantificando a la clase media en México
en la primera década del siglo XXI:
un ejercicio exploratorio**

Rodrigo Negrete Prieto y Miriam Romo Anaya

**Measuring Progress in Terms of Quality of Life:
It Can Be Done!**

Paul Anand

**Base de datos de mortalidad en Latinoamérica
(LAMBdA, por sus siglas en inglés)**

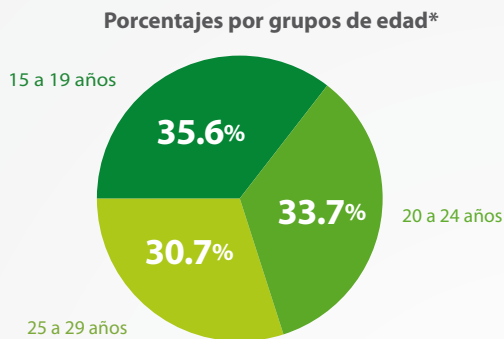
Reseña

Alberto Palloni, Guido Pinto e Hiram Beltrán Sánchez



La Juventud en México

En México hay 31.4 millones de jóvenes de 15 a 29 años, 26.3% de la población total (2014).*



Al 1.º trimestre de 2014, del total de jóvenes:**



Distribución porcentual de la población joven por grupo de edad según nivel de escolaridad, 2014

Grupos de edad	Total	Sin instrucción y preescolar	Primaria incompleta	Primaria completa	Secundaria ^a	Media superior ^b	Educación superior ^c
	100.0	1.2	2.8	8.4	37.7	32.0	17.9
15 a 19	100.0	0.9	2.3	6.5	50.5	37.5	2.3
20 a 24	100.0	1.1	2.4	8.1	29.4	31.8	27.2
25 a 29	100.0	1.8	4.0	11.3	30.8	25.0	27.1

^aConsidera estudios técnicos o comerciales con primaria terminada, secundaria incompleta y completa.

^bConsidera estudios técnicos o comerciales con secundaria terminada, normal básica, preparatoria incompleta y completa.

^cConsidera a los que tienen estudios profesionales y de posgrado.

Fuente: INEGI-STPS. Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo 2014. Primer trimestre. Consulta interactiva de datos.

Una de cada **10 adolescentes** de 15 a 19 años ha tenido, al menos, un hijo nacido vivo.**



En 2014 predominan los **jóvenes solteros**:**

67%

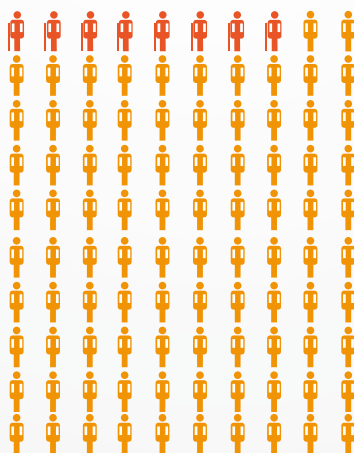
En **60.2%**

de los matrimonios, los contrayentes son jóvenes.***

En **16.7%**

de los divorcios, ambos divorciantes son jóvenes de 15 a 29 años.***

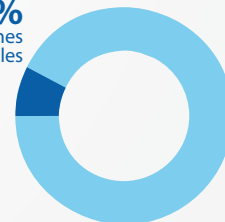
Alrededor de **ocho** de cada **100** personas con discapacidad son jóvenes.****



El tema que más preocupa a los jóvenes de **18 a 29 años** es la **inseguridad**.*****

En 2012 fallecieron **36 956** jóvenes, es decir:*****

6.1% de las defunciones totales



La principal causa de muerte en los jóvenes han sido las agresiones.*****

Fuentes: * CONAPO. Proyecciones de la población en México, 2010-2050. Recuperado el 23 de junio de 2014, http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_Datos

** INEGI-STPS. Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, 2014. Primer trimestre. Consulta interactiva de datos.

*** Estadísticas de nupcialidad, 2012. Consulta interactiva de datos.

**** Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2012 (ENIGH 2012).

***** Encuesta Nacional de Victimización y Percepción sobre Seguridad Pública 2013 (ENVIPE).

***** Estadísticas de mortalidad, 2012.

Conociendo México

01 800 111 46 34 • www.inegi.org.mx • atencion.usuarios@inegi.org.mx

f INEGI Informa

@INEGI_INFORMA



INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Contenido

Estimación de escalas de equivalencia en México. Un enfoque de bienestar subjetivo Mariano Rojas	4
Pronóstico estocástico de la población mexicana utilizando modelos de datos funcionales Víctor Manuel García Guerrero	18
Hacia una medición objetiva del bienestar subjetivo Jorge Yamamoto Suda	34
Muerte materna y muertes evitables en exceso. Propuesta metodológica para evaluar la política pública en salud María Graciela Freyermuth Enciso y Marisol Luna Contreras	44
Cuantificando a la clase media en México en la primera década del siglo XXI: un ejercicio exploratorio Rodrigo Negrete Prieto y Miriam Romo Anaya	62
Measuring Progress in Terms of Quality of Life: It Can Be Done! Paul Anand	96
Base de datos de mortalidad en Latinoamérica (LAMBDA, por sus siglas en inglés) Reseña Alberto Palloni, Guido Pinto e Hiram Beltrán Sánchez	99
Colaboran en este número	101



INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Presidente del Instituto

Eduardo Sojo Garza-Aldape

Vicepresidentes

Enrique de Alba Guerra

Mario Palma Rojo

Rolando Ocampo Alcántar

Félix Vélez Fernández Varela

Dirección General de Estadísticas Sociodemográficas

Miguel Juan Cervera Flores

Dirección General de Estadísticas de Gobierno, Seguridad Pública y Justicia

Adrián Franco Barrios

Dirección General de Estadísticas Económicas

José Arturo Blancas Espejo

Dirección General de Geografía y Medio Ambiente

Carlos Agustín Guerrero Elemen

Dirección General de Integración, Análisis e Investigación

Enrique Jesús Ordaz López

Dirección General de Coordinación del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica

Norberto de Jesús Roque Díaz de León

Dirección General de Vinculación y Servicio Público de Información

Alberto Manuel Ortega y Venzor

Dirección General de Administración

Froylán Rolando Hernández Lara

Contraloría Interna

Marcos Benerice González Tejeda

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA

Editor responsable

Enrique Jesús Ordaz López

Editor técnico

Gerardo Leyva Parra

Coordinación editorial

Virginia Abrín Batule y Mercedes Pedrosa Islas

Corrección de estilo

José Pablo Covarrubias Ordiales y Laura Elena López Ortiz

Corrección de textos en inglés

Gerardo Piña

Diseño

Departamento de Diseño Editorial / INEGI

Registrada en el sistema de información LATINDEX y en Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades (CLASE)

REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA, Vol. 5, Núm. 3, septiembre-diciembre 2014, es una publicación cuatrimestral editada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, Avenida Héroe de Nacozari Sur 2301 Fraccionamiento Jardines del Parque, 20276 Aguascalientes, Aguascalientes, entre la calle INEGI, Avenida del Lago y Avenida Paseo de las Garzas, México. Teléfono 55 52781069. Toda correspondencia deberá dirigirse al correo: rde@inegi.org.mx

Editor responsable: Enrique Jesús Ordaz López. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo del Título Núm. 04-2013-090413384300-102, ISSN Núm. 2007-2961, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Certificado de Licitud de Título y Contenido Núm. 15099, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Domicilio de la publicación, imprenta y distribución: Avenida Héroe de Nacozari Sur 2301 Fraccionamiento Jardines del Parque, 20276 Aguascalientes, Aguascalientes, entre la calle INEGI, Avenida del Lago y Avenida Paseo de las Garzas, México.

El contenido de los artículos, así como sus títulos y, en su caso, fotografías y gráficos utilizados son responsabilidad del autor, lo cual no refleja necesariamente el criterio editorial institucional. Asimismo, la Revista se reserva el derecho de modificar los títulos de los artículos, previo acuerdo con los autores. La mención de empresas o productos específicos en las páginas de la Revista no implica el respaldo por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

Se permite la reproducción total o parcial del material incluido en la Revista, sujeto a citar la fuente. Esta publicación consta de 2 500 ejemplares y se terminó de imprimir en noviembre del 2014.

Disponible en <http://rde.inegi.org.mx>

CONSEJO EDITORIAL

Enrique de Alba Guerra

Presidente del Consejo

Fernando Cortés Cáceres

Profesor Emérito de FLACSO
PUED de la UNAM

Gerardo Bocco Verdinelli

Universidad Nacional Autónoma de México

Ignacio Méndez Ramírez

Universidad Nacional Autónoma de México

Juan Carlos Chávez Martín del Campo

Banco de México

José Ramón Narro Robles

Universidad Nacional Autónoma de México

Lidia Bratanova

UNECE Statistical Division

Manuel Ordorica Mellado

El Colegio de México, AC

María del Carmen Reyes Guerrero

Centro de Investigación en Geografía y
Geomática "Ing. Jorge L. Tamayo", AC

José Antonio de la Peña Mena

Centro de Investigación en Matemáticas, AC

Rodolfo de la Torre García

Programa de las Naciones Unidas
para el Desarrollo

Tonatiuh Guillén López

El Colegio de la Frontera Norte, AC

Victor Manuel Guerrero Guzmán

Instituto Tecnológico Autónomo de México

Walter Radermacher

Statistical Office of the European Communities

Editorial

Con el tercer número del 2014 concluimos un año más de publicación de REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA.

En este tiempo hemos perfilado el rumbo de la REVISTA, procurando acercarnos a las organizaciones e instituciones involucradas en la generación y aprovechamiento de la información estadística y geográfica; por ello, invitamos a nuestros lectores a revisar y compartir su contenido para que la utilicen en beneficio de sus tareas y en el desarrollo de sus propios proyectos.

El primer artículo, *Estimación de escalas de equivalencia en México. Un enfoque de bienestar subjetivo*, nos ofrece una nueva perspectiva para hacer comparaciones de bienestar entre hogares con diferentes composiciones demográficas. Se trata del resultado de una investigación para estudiar la existencia de economías de tamaño dentro del hogar, así como estimar escalas de equivalencia que permitan hacer comparaciones de bienestar a partir de información de ingreso del hogar.

El siguiente, *Pronóstico estocástico de la población mexicana utilizando modelos de datos funcionales*, tiene como objetivo aplicar un método alternativo y analizar sus resultados a la luz de las últimas proyecciones estocásticas calculadas y de las proyecciones oficiales de población.

Hacia una medición objetiva del bienestar subjetivo es un trabajo que alude a marcadores bioquímicos relacionados con diferentes estados emocionales y nos presenta, de manera resumida, algunos de los aspectos más destacados de la neurociencia de la felicidad, a partir de la cual se vislumbran modelos de medición indirecta, pero objetiva del bienestar subjetivo, lo cual se suma de manera importante a la cada vez más relevante agenda de investigación sobre progreso y bienestar social.

Continúa *Muerte materna y muertes evitables en exceso. Propuesta metodológica para evaluar la política pública en salud*, en el cual se aborda una metodología para estimar las muertes evitables, las evitables en exceso por causas maternas y analiza los cambios de éstas en dos periodos (2002-2006 y 2007-2011) en las 32 entidades federativas de la República Mexicana.

Más adelante se presenta el ensayo *Cuantificando a la clase media en México en la primera década del siglo XXI: un ejercicio exploratorio*, el cual explora una veta metodológica y de información que contribuye a identificar la magnitud de la existencia de este grupo en nuestro país. Se trata de una perspectiva novedosa que aborda el tema de las clases a partir de dejar que los datos hablen desde procesos de estratificación multivariada, de manera que el perfil sociodemográfico de las clases resultantes no es resultado de las definiciones utilizadas, sino que emerge de forma natural.

En esta ocasión, se incluye la nota *Measuring Progress in Terms of Quality of Life: It Can Be Done!*, donde se hace hincapié en cómo la interacción de una amplia gama de disciplinas se relaciona cada vez más con los gobiernos y las organizaciones internacionales para medir mejor el bienestar humano. Incluso, se sugiere que las perspectivas de calidad de vida derivadas del enfoque de *capabilidades* (proveniente del pensamiento de Amartya Sen) y la perspectiva de bienestar subjetivo no son irreconciliables en realidad.

Para finalizar, se presenta la reseña *Base de datos de mortalidad en Latinoamérica (LAMBdA, por sus siglas en inglés)*, proyecto a cargo de la Universidad de Wisconsin-Madison.

<http://rde.inegi.org.mx>

Estimación de escalas de equivalencia en México.

Un enfoque de bienestar subjetivo

Mariano Rojas

Es una investigación con enfoque de bienestar subjetivo para estudiar la existencia de economías de tamaño dentro del hogar y, en consecuencia, estimar escalas de equivalencia que permitan hacer comparaciones de bienestar a partir de información de ingreso del hogar. Con esto se pueden realizar comparaciones de bienestar para personas que viven en hogares de diferente tamaño. El estudio encuentra que hay importantes economías de tamaño en México y muestra que las comparaciones de bienestar con base en el ingreso del hogar per cápita tienden a subestimar la situación de bienestar económico de las familias. Este hallazgo tiene consecuencias de relevancia para aquellos estudios de bienestar que utilizan el ingreso del hogar per cápita, como: la medición de las tasas de pobreza, la clasificación de personas como pobres y el cómputo de coeficientes de distribución de ingreso. Se utilizó la primera encuesta que sobre bienestar subjetivo llevó a cabo una oficina nacional de estadística en América Latina: el módulo Bienestar Autorreportado (BIARE) 2012 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) de México, que es representativa a nivel nacional.

Palabras clave: bienestar subjetivo, felicidad, escalas de equivalencia, México, economías de tamaño del hogar, familia.

Clasificación JEL: D11, D12, I31, I32, J12, J13.

Recibido: 14 de enero de 2014

Aceptado: 9 de julio de 2014

The aim of this research is to analyse household size economies through a subjective well-being approach in order to estimate equivalence scales, and thus compare different perspectives of well-being based on household incomes' information. This allows us to compare well-being among people who live in households of different sizes. This research has found that there are important size economies in Mexico and shows that well-being comparisons based on household's income per capita tend to underestimate families' economic well-being situations. This find has relevant consequences for well-being studies that use household income per capita, such as those related to poverty rates measurement, determining people as poor, and income-distribution coefficients' calculations. This empirical research uses the first subjective well-being survey made by a National Statistics Bureau in Latin America. The Self-Reported Well-Being Survey (BIARE) was carried out by the National Statistical Office of Mexico (INEGI) in 2012, and is representative at national level.

Keywords: subjective well-being, happiness, equivalence scales, Mexico, household size economies, family.

JEL Classification: D11, D12, I31, I32, J12, J13.



Universidad de Chile v San Marcos de Africa – Torneo Transición 2013/ LatinContent/Getty Images

1. Introducción

Las personas viven en familia, y las familias difieren en su tamaño y en su composición demográfica. Por ello, la estimación de escalas de equivalencia es fundamental para poder realizar comparaciones de bienestar económico con base en el ingreso del hogar de personas que viven bajo distintos arreglos familiares.

Las escalas de equivalencia ajustan el ingreso del hogar de acuerdo con el tamaño y las características demográficas de la familia. Para esto, buscan responder a preguntas como las siguientes: ¿cuál es el costo económico de un miembro adicional del hogar?, ¿en cuánto cae el bienestar de los miembros del hogar cuando se agrega uno adicional?, ¿qué monto de ingreso compensatorio sería necesario para restituir el bienestar de los miembros del hogar a su nivel inicial? En principio,

se busca conocer el monto compensatorio del ingreso necesario para que el bienestar de los miembros del hogar se mantenga constante cuando se agrega un nuevo miembro.

El ingreso es una variable clave en los estudios económicos, pues los economistas son proclives a utilizarlo para aproximar el bienestar de las personas. Uno de los problemas, aunque no el único, con este enfoque que asocia el ingreso al bienestar es que el ingreso es, por lo general, una variable de hogar, mientras que el bienestar es una personal. Por ello, es necesario pasar del ingreso del hogar al cómputo de una *proxy* del acceso personal a recursos económicos que generan bienestar personal.

Temas tan importantes para la disciplina económica como la clasificación de las personas como pobres, el estudio de la distribución del ingreso y el diseño e implementación de esquemas tributarios

son altamente sensibles a la escala de equivalencia que se utilice. Aún más, si el tamaño y la estructura demográfica de la familia son trascendentes para el bienestar de sus miembros, entonces las comparaciones de ingreso per cápita entre países tendrían que reconocer el hecho de que los arreglos familiares difieren entre naciones. De igual forma, las comparaciones históricas basadas en tasas de crecimiento del ingreso per cápita deberían estar al tanto de que el tamaño y la estructura demográfica de la familia cambian en el tiempo. En otras palabras, las comparaciones espaciales basadas en ingreso per cápita y las históricas sustentadas en tasas de crecimiento del ingreso per cápita hacen caso omiso del papel fundamental que tiene la institución de la familia para el bienestar de sus miembros.

Los indicadores per cápita asumen que da lo mismo que las personas vivan solas, en pareja o agrupadas en familia extendida. Siendo la familia una institución antiquísima y central en las sociedades, sorprende la poca importancia que, de manera implícita, los indicadores de bienestar basados en ingreso per cápita le atribuyen. Asimismo, siendo los temas de pobreza, crecimiento económico y distribución de ingreso tan sensibles a la escala de equivalencia que se utilice, asombra que los métodos de fijación de estas escalas se basen, principalmente, en supuestos de bienestar no corroborados, o bien, en juicios de valor de comisiones formadas por grupos reducidos de expertos; por ejemplo, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) ha propuesto distintas escalas de equivalencia sin comprometerse en la recomendación de ninguna de ellas; en una de sus notas, manifiesta que: "En general, no existe un método aceptado para fijar escalas de equivalencia, y ningún escala de equivalencia es recomendada por la OECD para su uso general".

Este artículo sigue un enfoque de bienestar subjetivo para estudiar qué escala de equivalencia permite una apropiada comparación de la satisfacción económica de las personas a partir del ingreso del hogar contemplando que las personas viven bajo diferentes arreglos de hogar. El enfoque se basa en desarrollos teóricos recientes que han sido deno-

minados como la *economía de la felicidad* (Easterlin, 1974, 1995, 2001; Clark y Oswald, 1994; Di Tella *et al.*, 2001; Ferrer-i-Carbonell y Frijters, 2004; Frey y Stutzer, 2000, 2002; Layard, 2005; McBride, 2001; Ng, 1997; Oswald, 1997; van Praag *et al.*, 2003; van Praag y Ferrer-i-Carbonell, 2004; Rojas, 2006b, 2006c; y Stutzer, 2004). El nuevo paradigma se basa en una simple, pero revolucionaria idea: antes que presumir el bienestar de las personas con base en sus activos o poder de compra es mejor preguntarles directamente acerca de su experiencia de bienestar. Si éste es una vivencia de las personas, entonces están en una situación privilegiada para evaluarlo y hacérselo saber a los expertos.

La utilización del enfoque de bienestar subjetivo en el cálculo de las escalas de equivalencia parte de que el costo económico de un miembro adicional del hogar puede ser aproximado mediante el cálculo de una tasa marginal de sustitución, la cual mide el ingreso adicional requerido en el hogar cuando el número de miembros aumenta en una unidad con el fin de mantener constante la satisfacción reportada por la persona —un miembro del hogar— (Rojas, 2007). Este artículo muestra cómo el enfoque puede ser empleado para calcular escalas de equivalencia que permitan hacer comparaciones de ingreso del hogar entre personas que viven en hogares de distinto tamaño, de forma tal que a esta comparación de ingreso subyace una comparación de bienestar.

Es importante remarcar que el propósito de las escalas de equivalencia es el comparar el bienestar de personas que viven bajo distintas condiciones. El tamaño del hogar en el que habitan constituye sólo una de las muchas características que hacen que las condiciones de vida sean diferentes. Puede haber diferencias relevantes en otras variables; por ejemplo, en la estructura demográfica del hogar, en las condiciones de salud de sus miembros, en el lugar de residencia o en las condiciones climáticas de ese lugar. Es posible, en consecuencia, calcular escalas de equivalencia para realizar comparaciones entre personas viviendo en climas distintos o en zonas geográficas diferentes. Rojas (2007) aborda el tema de la estimación de escalas de equivalencia para ho-

gares con diferencias de estructura demográfica; la presente investigación se concentró en calcular las que comparan el bienestar de personas que viven bajo distintas condiciones de tamaño del hogar.

El ejercicio empírico se basó en la primera exploración de medición del bienestar subjetivo en México realizada por el INEGI mediante el módulo Bienestar Autorreportado (BIARE) —que acompaña el levantamiento de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGASTO)—, el cual fue aplicado en el 2012 y constituyó el primer operativo de este tipo llevado a cabo por una oficina nacional de estadística en América Latina. El instrumento de captación del BIARE fue un cuestionario con el cual se recopilaban datos de bienestar subjetivo (esta investigación utilizó la información de satisfacción económica) y sociodemográfica de la persona entrevistada.

Los principales hallazgos muestran que hay economías de tamaño en la familia; esto es, cuando el número de miembros del hogar se duplica, la satisfacción económica de un miembro del hogar puede mantenerse constante con un aumento menos que proporcional en el ingreso del hogar. Concluye, también, que las escalas de equivalencia per cápita y Oxford —ampliamente utilizadas— tienden a sobreestimar el costo de satisfacción económica de un miembro adicional en el hogar, lo cual tiene consecuencias para la interpretación de bienestar que se hace de muchos indicadores económicos, por ejemplo: las tasas de crecimiento económico y de pobreza, así como el coeficiente de distribución del ingreso.

El artículo se estructura en seis secciones, contando esta introducción. La 2 es un resumen de la literatura relevante sobre estimación de escalas de equivalencia. La 3 explica la utilización del enfoque de bienestar subjetivo para estimarlas. La 4 presenta la base de datos y explica la construcción de las variables de mayor relevancia en el estudio empírico. La 5 muestra la estimación que se obtiene de la escala de equivalencia de ingreso que mantiene la satisfacción económica constante; esta sección también estudia cómo escalas alternativas basadas en el enfoque de presunción de bienestar tienden a sobreestimar el costo de bienestar de un miembro

adicional en el hogar y, por lo tanto, a sobreestimar el ingreso compensatorio requerido. Las consideraciones finales se encuentran en la sección 6.

2. Revisión de la literatura

Lo escrito acerca de estimación y uso de escalas de equivalencia es amplio, Blackorby y Donaldson (1994), Blundell (1988), Blundell, Preston, y Walker (1994), Bourguignon y Chiappori (1994), Browning (1992), Cowell y Mercader-Pratts (1999), Deaton y Muellbauer (1980), Deaton (1999), Lewbel (1997), Pollak y Wales (1992) y Slesnick (1998) presentan trabajos panorámicos al respecto. La literatura de escalas de equivalencia se traslapa con la de arreglos del hogar y, en consecuencia, con la amplia literatura que ha estudiado la institución de la familia (Benjamin, 1992; Brien y Sheran, 2003; Strauss y Thomas, 1995; Thomas, 1990; Vogel, 2003).

Browning *et al.* (2004, p. 2) plantean que una escala de equivalencia busca dar respuesta a la siguiente pregunta: “¿Cuánto ingreso se necesita en un hogar de n miembros para tener un bienestar similar al de una persona que vive sola?”. Es importante reconocer que ésta no puede aludir al bienestar de un hogar, pues el bienestar es una vivencia de las personas; por ello, la pregunta puede reformularse como: ¿cuánto ingreso del hogar adicional necesitaría una persona que actualmente vive sola para mantener su bienestar constante cuando pasa a vivir en un hogar de n miembros? Por lo general, se hace el supuesto de que los beneficios del ingreso del hogar se reparten de manera equitativa entre todas las personas del hogar. Esto hace innecesario identificar al miembro específico del hogar de cuyo bienestar se está hablando; sin embargo, hay una amplia literatura de arreglos intrahogar, así como algunos estudios empíricos, que cuestionan este supuesto (Rojas, 2006c).

Es razonable asumir que hay economías de tamaño en el hogar; no obstante, éste es un aspecto que es completamente ignorado cuando se trabaja con el ingreso del hogar per cápita como indicador de bienestar. Muchos factores pueden dar origen a

la existencia de economías del hogar; por ejemplo, gran parte de los bienes duraderos en el hogar tienen características de bien público; así, sus miembros comparten el televisor, la plancha, la estufa, el horno, el *boiler* y muchos electrodomésticos más, además de los muebles y otros bienes de consumo, como la ropa y los zapatos. Algunos procesos de producción de bienes dentro del hogar también presentan economías de escala, como la preparación de comida. En consecuencia, se asume que los requerimientos de recursos económicos en éste aumentan a una tasa decreciente con el aumento de miembros (Vermeulen, 2000). El tamaño del hogar no es la única variable que puede originar ajustes de ingreso; por ejemplo, el costo que representa un miembro adicional que es menor de edad puede ser muy distinto al que implica uno adulto.

Si bien es razonable asumir la existencia de economías de tamaño en el hogar, el tema central es determinar cuál es su magnitud y, en específico, cuál metodología permite estimar de forma adecuada la dimensión de esas economías de tamaño. Lamentablemente, no hay una metodología aceptada de manera universal para estimar el grado de las economías de escala en el hogar. Tal y como lo manifiestan Székely *et al.* (2004, p. 531), "Hay muy poca orientación teórica sobre cuál es el valor que el parámetro α (el grado de economías de escala) debe tener". Un detalle semántico a resaltar en el comentario de Székely *et al.* es que no hacen referencia a cuál es el valor del parámetro α , sino a cuál *debe ser* ese valor; este comentario muestra la importancia que los enfoques normativos han tenido en la fijación del tamaño de las economías de escala en el hogar.

No es el propósito de este trabajo presentar todos los enfoques que se utilizan para definir escalas de equivalencia. Por lo general, los estudios empíricos para determinarlas siguen alguno de los siguientes enfoques:

- Político. En no pocos casos, la escala de equivalencia es definida por mecanismos lamentarios o por funcionarios públicos que tienen legitimidad política para hacerlo. El enfoque apela a esa legitimidad, así como

a consideraciones sobre requerimientos nutricionales para establecer la escala (van Praag y Ferrer-i-Carbonell, 2004).

- De modelos microeconómicos. En éste, las escalas de equivalencia se construyen a partir de patrones de gasto familiar. El bienestar en el hogar se aproxima con base en variables de gasto en bienes específicos; por ejemplo: la participación del gasto en alimentos dentro del presupuesto del hogar (Charlier, 1997; Deaton y Muellbauer, 1986).
- De sistemas de demanda. Aquí, el bienestar en el hogar es aproximado mediante el uso de funciones indirectas de gasto. Se asume una especificación de la función de utilidad a partir de la cual se justifica el sistema de demandas que se estima empíricamente, con lo cual se realizan conclusiones acerca del bienestar en el hogar (Lewbel, 1989, 1997). Es necesario mencionar que este enfoque no logra identificar una función de bienestar (Blundell y Lewbel, 1991; Deaton y Muellbauer, 1980; Muellbauer, 1974; y Pollak y Wales 1979a, 1979b). Pollak y Wales (1979, p. 216) han criticado esta metodología al mencionar que "...las escalas de equivalencia requeridas para realizar comparaciones de bienestar son lógicamente distintas a aquellas que surgen de los sistemas de demanda".

Con respecto a los problemas metodológicos en la estimación de las escalas de equivalencia, Ebert y Moyes (2000, p. 2) afirman que: "La arbitrariedad que prevalece en estas metodologías no sería un problema serio si la escogencia de los procedimientos de ajuste tuviera un impacto pequeño en las conclusiones normativas que se obtienen. Sin embargo, este no es el caso, y muchos ejemplos en la literatura muestran que la forma en que el ingreso del hogar es transformado afecta dramáticamente los resultados".

Las escalas de equivalencia son de relevancia para obtener conclusiones y hacer recomendaciones acerca de temas tan importantes como la pobreza, la desigualdad y los programas públicos con fines redistributivos; por ejemplo, existe una

amplia literatura acerca de la relación entre escalas de equivalencia y pobreza (Blackburn, 1998; de Vos y Zaidi, 1997; Foster y Shorrocks, 1988; Lanjouw y Ravallion, 1995; Ravallion, 1994 y 2012).

En un estudio empírico para calcular el número de personas clasificadas como pobres en América Latina, Székely *et al.* (2004) utilizan tres opciones de escala de equivalencia que representan distintos grados de economías de escala dentro del hogar: $\alpha = 0.9$, $\alpha = 0.8$, $\alpha = 0.7$.¹ La justificación que proponen los autores para usar estas opciones se basa en la idea de que el valor comúnmente asumido en los países desarrollados ($\alpha = 0.5$) no se aplica en naciones de ingreso medio, donde se esperan menores economías de escala (un valor mayor de α). Encuentran que el cálculo del número de personas pobres en América Latina es muy sensible al grado de economías de escala que se asuma.

Un procedimiento similar es realizado por Creedy y Sleeman (2004), quienes calculan indicadores de pobreza y de desigualdad para distintos grados de economías de escala. Ellos muestran que el supuesto que se haga con respecto a la escala de equivalencia tiene importantes consecuencias para las cifras de pobreza y de desigualdad.

Rojas (2007) dice que la magnitud de escalas de equivalencia que se utilice tiene consecuencias no sólo para el cálculo de las tasas de pobreza, sino también para el cálculo de indicadores de desigualdad en la distribución del ingreso. Compara una escala de equivalencia obtenida mediante el enfoque de bienestar subjetivo con las escalas de equivalencia de Oxford y per cápita.

3. Enfoque de bienestar subjetivo para estimar escalas de equivalencia

Éste no requiere de un modelo microeconómico explícito, ya que el enfoque se basa en pregun-

tar de manera directa a las personas acerca de su bienestar antes que asumirlo a partir de datos sobre elección y de modelos de comportamiento. La información de bienestar proviene del reporte proporcionado por la persona acerca de su satisfacción de vida o de su satisfacción en algún dominio de vida. La llamada Escuela de Leyden realizó estudios pioneros con el enfoque de bienestar subjetivo para abordar temas de la disciplina económica relacionados con el bienestar (van Praag y Kapteyn, 1973; Kapteyn y Wansbeek, 1985; van Praag y Ferrer-i-Carbonell, 2004). Algunos autores han utilizado este enfoque para estimar escalas de equivalencia (Kapteyn y van Praag, 1976; van Praag y van der Sar, 1988; van Praag y Ferrer-i-Carbonell, 2004; y Rojas, 2007 y 2010).

El enfoque parte de que el bienestar de una persona depende del ingreso y el tamaño de su hogar, así como de otras características personales y de entorno. El primero es un argumento de la función de bienestar al representar la capacidad que se tiene para satisfacer necesidades materiales, mientras que el segundo indica el número de personas con quien se debe compartir los beneficios de esa capacidad de compra. Se espera que el bienestar de la persona se incremente con el ingreso del hogar y que se reduzca con el tamaño de éste. Suponiendo una función de bienestar cóncava en ingreso y tamaño del hogar:²

$$B = \alpha_0 + \alpha_y \ln Y + \alpha_s \ln N + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i \quad (1)$$

donde:

- B : indicador de bienestar (puede ser la satisfacción económica o la de vida).
- Y : ingreso del hogar en miles de pesos mexicanos.
- N : número de miembros del hogar (dependientes del ingreso del hogar).
- X_i : variables de control i ($i = 1, \dots, n$); se incluyen variables sociodemográficas, como el nivel educativo, estado marital, género y otras.

1 El parámetro α hace referencia a la siguiente fórmula para calcular el ingreso equivalente (Y_{eq}) de una familia de tamaño N con un ingreso del hogar Y : $Y_{eq} = \frac{Y}{N^\alpha}$.

2 Una función de utilidad lineal en ingreso y tamaño del hogar también puede estimarse. Es posible contrastar de manera empírica la función lineal con la cóncava para ver cuál de las dos provee un mejor ajuste. Por lo general, la cóncava lo tiene.

Resolviendo para Y :

$$Y = e^{(B - \alpha_0 - \alpha_s \ln N - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i) / \alpha_y} \quad (2)$$

Si se establece un nivel de bienestar constante B_k , entonces sería posible encontrar todas las combinaciones de ingreso y tamaño del hogar que mantienen el bienestar constante en el nivel B_k ; dadas las características sociodemográficas de la persona (vector X):

$$Y = e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i) / \alpha_y} \quad (3)$$

El ingreso requerido para mantener el bienestar de una persona que vive en una familia de tamaño N_0 y con características sociodemográficas X_0 en un nivel en B_k es dado por:

$$Y(N_0, X_0 : B_k) = e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N_0 - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{i0}) / \alpha_y} \quad (4)$$

En consecuencia, es posible calcular el porcentaje de cambio requerido en el ingreso del hogar cuando el tamaño de la familia pasa de N_0 a N de forma tal que el bienestar de la persona se mantenga constante en B_k :

$$\begin{aligned} R(N_0 \rightarrow N, X_0 : B_k) &= \frac{Y(N, X_0 : B_k)}{Y(N_0, X_0 : B_k)} \\ &= \frac{e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{i0}) / \alpha_y}}{e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N_0 - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{i0}) / \alpha_y}} \quad (5) \end{aligned}$$

$$R(N_0 \rightarrow N, X_0 : B_k) = e^{(\alpha_s (\ln N_0 - \ln N)) / \alpha_y} \quad (6)$$

Obsérvese que el mismo razonamiento puede ser utilizado para estimar el cambio requerido en el ingreso del hogar cuando alguna característica sociodemográfica cambia de X_{i0} a X_i , dado un determinado tamaño de su hogar. En general:

$$\begin{aligned} R(N_0 \rightarrow N, X_{i0} \rightarrow X_i : B_k) &= \frac{Y(N, X : B_k)}{Y(N_0, X_0 : B_k)} \\ &= \frac{e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i) / \alpha_y}}{e^{(B_k - \alpha_0 - \alpha_s \ln N_0 - \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{i0}) / \alpha_y}} \quad (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R(N_0 \rightarrow N, X_{i0} \rightarrow X_i : B_k) &= e^{(\alpha_s (\ln N_0 - \ln N)) / \alpha_y} \\ &* e^{(\sum_{i=1}^n \gamma_i (X_{i0} - X_i)) / \alpha_y} \quad (8) \end{aligned}$$

La especificación utilizada en este análisis (ecuación 1) implica que la razón de compensación de ingreso es independiente del nivel de satisfacción establecido (B_k) y de las otras características de la persona. Por ello:

$$\begin{aligned} R(N_0 \rightarrow N, X_0 : B_k) &= R(N_0 \rightarrow N) \\ R(X_0 \rightarrow X, S_0 : B_k) &= R(X_0 \rightarrow X) \quad (9) \end{aligned}$$

4. La base de datos

4.1 La encuesta

La oficina nacional de estadística de México (INEGI) aplicó una encuesta durante el primer trimestre del 2012 para indagar sobre la situación de bienestar subjetivo de los mexicanos. Personas adultas con edades entre los 18 y 70 años fueron aleatoriamente seleccionadas en los hogares donde se levantó la ENGASTO con el fin de aplicarles el módulo BIARE, el cual satisface los altos estándares con los que trabajan las oficinas nacionales de estadística.³ La muestra fue de 10 654 observaciones de todas partes del país.

4.2 La información

El BIARE recopiló datos acerca de las siguientes variables:

³ Información sobre la encuesta, así como la base de datos, está disponible en el sitio del INEGI (www.inegi.org.mx/inegi/contenidos/investigacion/experimentales/bienestar/default.aspx).

Variables de bienestar subjetivo: satisfacción económica

La encuesta dispone de mucha información sobre variables de este tipo, como: la satisfacción de vida, la felicidad, el estado afectivo y la satisfacción en algunos dominios de vida. Una decisión importante al estimar escalas de equivalencia utilizando el enfoque de bienestar subjetivo correspondía a la variable denominada de bienestar subjetivo que se utilizaría como aproximación del concepto económico de utilidad.

En principio, la satisfacción de vida provee información sobre la evaluación global de la situación de bienestar que hace el entrevistado; sin embargo, la literatura ha mostrado que existe una muy débil relación entre la satisfacción de vida y las variables relevantes de la disciplina económica —como el ingreso— (Rojas, 2009, 2011). Se ha mostrado, también, que estas variables económicas presentan una relación más cercana —una mayor bondad de ajuste— cuando se relacionan con la de satisfacción en el dominio de vida económico. Es por ello que en esta investigación se utilizó la variable de satisfacción económica como aproximación al concepto de utilidad, aunque se reconoce que en la práctica las personas son mucho más que consumidores y que su bienestar no depende únicamente de variables económicas.

Una pregunta específica qué tiene el cuestionario del BIARE es: “¿Podría usted por favor decirme, en una escala de 0 a 10, qué tan satisfecho se siente con cada uno de los siguientes aspectos en su vida?”. Una de las opciones para estos aspectos de vida es *su situación económica*. La escala de respuesta de 0 a 10 permite realizar una interpretación de la variable en términos cardinales. La satisfacción económica promedio en la muestra fue de 6.5 y la desviación estándar, de 2.3. Cerca de 30% de las personas en la muestra mencionaron una satisfacción económica de 5 o menos, mientras que 36% reportó una satisfacción de 8 o más.

Variable de ingreso

La encuesta no provee información acerca del ingreso del hogar o del personal; no obstante, se

dispone de datos sobre el gasto corriente total del hogar, el cual es una mejor variable que el ingreso corriente para aproximar el acceso de las personas del hogar a satisfactores de necesidades materiales que contribuyen a su bienestar.

Tamaño del hogar

El BIARE contiene datos acerca del número de miembros del hogar; sin embargo, no va más allá en la recopilación de información sobre la estructura demográfica de éste. En promedio, los hogares en México tienen 4.55 miembros; del total, 3.3% está constituido por un miembro (hogares unipersonales); 10.5% cuenta con dos; 23.5% tiene cuatro (éste es el valor modal); y 1.5%, 10 miembros.

Otras variables sociodemográficas

La encuesta también captó datos de educación, edad, género (mujer = 1), estado marital y condición de salud de la persona entrevistada. El cuadro 1 presenta estadística descriptiva al respecto.

Cuadro 1 Continúa
Estadística descriptiva para la población en el módulo BIARE, México, 2012

Variable	Promedio	Desviación estándar
Mujer	0.52	0.50
Edad	38.3	14.0
Problema de salud	0.14	0.35
Escolaridad		
Ninguna	0.05	0.22
Primaria incompleta	0.12	0.33
Primaria completa	0.16	0.37
Secundaria incompleta	0.03	0.18
Secundaria completa	0.28	0.45
Preparatoria	0.18	0.38
Licenciatura	0.16	0.36
Posgrado	0.01	0.10
Estado marital		
Unión libre	0.18	0.38

Cuadro 1 Concluye
Estadística descriptiva para la población en el módulo BIARE, México, 2012

Variable	Promedio	Desviación estándar
Separado(a)	0.05	0.21
Divorciado(a)	0.02	0.13
Viudo(a)	0.03	0.18
Soltero(a)	0.24	0.43
Casado(a)	0.49	0.50

Fuente: análisis propio con información del BIARE 2012.

5. Estimación de escalas de equivalencia

5.1 Costo de satisfacción económica de incorporar un miembro adicional al hogar

Con base en la ecuación (1) se estimó la siguiente regresión mediante mínimos cuadrados ordinarios:⁴

$$B = \alpha_0 + \alpha_y \ln Y + \alpha_s \ln N + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i + \mu \quad (10)$$

donde:

- B*: satisfacción económica, en una escala de 0 a 10.
- Y*: gasto corriente total —trimestral— en pesos mexicanos.
- N*: número de miembros del hogar.
- X_i*: variable de control *i*. *i* = 1, ..., *n*; incluye variables sociodemográficas, como género (mujer = 1, hombre = 0), edad en años, edad al cuadrado (dividido por 100), existencia de problemas de salud (dicótoma) y vector de variables dicótomas relativas al estado marital.

⁴ Especificaciones alternativas fueron exploradas y se encontró que la cóncava en ingreso y tamaño del hogar muestra un mejor ajuste; por ejemplo, el *R*-cuadrado de una regresión lineal en ingreso y tamaño del hogar arroja un *R*-cuadrado de 0.073, mientras que la especificación no lineal presentada en la ecuación (10) arroja un *R*-cuadrado de 0.095.

El cuadro 2 presenta los resultados del análisis econométrico.

Tanto el gasto corriente total del hogar como su tamaño tienen los signos esperados, y los coeficientes son estadísticamente significativos. Un aumento de 100% en el poder adquisitivo del hogar eleva la satisfacción económica en casi 0.70 (en la escala de 0 a 10); por su parte, si su número de miembros se duplica, la satisfacción económica declina en 0.55.

La bondad de ajuste de la regresión (0.095) puede considerarse como normal para regresiones con va-

Cuadro 2
Satisfacción económica. Resultados de regresión-mínimos cuadrados ordinarios

Variable	Coef.	Std. Err.	P>t
<i>lnY</i>	0.704	0.045	0.00
<i>lnN</i>	-0.546	0.064	0.00
Mujer	0.096	0.054	0.08
Edad	-0.042	0.013	0.00
Edad_cuadrado_/100	0.053	0.015	0.00
Problema de salud	-0.457	0.081	0.00
Unión libre	-0.167	0.077	0.03
Separado(a)	-0.409	0.120	0.00
Divorciado(a)	-0.058	0.152	0.70
Viudo(a)	-0.290	0.143	0.04
Soltero(a)	-0.223	0.086	0.01
Casado(a)	Categoría de referencia		
Ninguna	-0.422	0.229	0.07
Primaria incompleta	0.065	0.189	0.73
Primaria completa	0.071	0.182	0.70
Secundaria incompleta	Categoría de referencia		
Secundaria completa	0.189	0.176	0.28
Preparatoria	0.326	0.182	0.07
Licenciatura	0.447	0.183	0.02
Posgrado	0.375	0.260	0.15
Intercepto	1.659	0.526	0.00
R-cuadrado: 0.953			

Fuente: análisis propio con información del BIARE 2012.

riables dependientes de bienestar subjetivo. Ésta indica que muchos otros factores intervienen en la satisfacción económica de las personas (Rojas, 2009).

Otros resultados que merecen ser comentados son:

- La satisfacción económica presenta una relación en forma de U con la edad.
- Las personas casadas tienden a tener una mayor satisfacción económica que quienes se encuentran en cualquier otra categoría de estado marital, con la excepción de las divorciadas.
- La satisfacción económica se incrementa con la educación, aun cuando se controla por el poder de compra en el hogar; esto sugiere que la educación tiene beneficios intrínsecos que van mucho más allá de su contribución a un mayor ingreso.

5.2 Cálculo de la escala de equivalencia

Con base en la ecuación (6), los coeficientes estimados para el ingreso y tamaño del hogar pueden ser utilizados para calcular el cambio porcentual en el ingreso que es necesario para compensar el costo de satisfacción económica que se genera al aumentar en una unidad el número de miembros del hogar (de N_0 a N) de forma tal que se mantenga constante la satisfacción económica (B_k). El cuadro 3 presenta dicha estimación para aumentos unitarios en el tamaño del hogar.

Este mismo cuadro muestra que existen importantes economías de escala dentro del hogar; cada miembro adicional implica una pérdida de satisfacción económica menor. Por ello, se requiere de una menor compensación de ingreso para mantener la satisfacción económica de la persona constante; por ejemplo, un aumento del gasto corriente de consumo de 71% es requerido para que la satisfacción económica de una persona que vive sola se mantenga constante al agregar un segundo miembro en el hogar. En otras palabras, esto confirma la

Cuadro 3

Escala de equivalencia. Enfoque de bienestar subjetivo. Un miembro del hogar como referente

Número de miembros del hogar	$R(N_0 \rightarrow N; X_0, B_k)$ $N_0 = 1$
$N = 1$	1.00
$N = 2$	1.71
$N = 3$	2.34
$N = 4$	2.93
$N = 5$	3.48
$N = 6$	4.01
$N = 7$	4.52
$N = 8$	5.02
$N = 9$	5.50
$N = 10$	5.96

suposición de que una persona que vive sola requiere de menos del doble de su ingreso para mantener su satisfacción económica constante cuando se incorpora un segundo miembro a su hogar. Por su parte, sólo se requiere de 19% de aumento en el ingreso del hogar cuando una familia de cuatro miembros recibe un nuevo integrante.

5.3 Sobreestimación del costo de satisfacción económica de miembros adicionales en escalas de equivalencia alternativas

Las escalas de equivalencia construidas a partir del enfoque de bienestar subjetivo [$R(N_0 = 1 \rightarrow N; X_0, B_k)$] se basan directamente en la satisfacción reportada por las personas. Por ello, puede afirmarse que el enfoque es adecuado para estimar los ingresos compensatorios *hicksianos* implícitos en todo cálculo de escalas de equivalencia. A partir de la estimación de éstas es posible valorar la sobreestimación o subestimación implícita en otras escalas ampliamente utilizadas en la disciplina económica.

El cuadro 4 compara la escala de equivalencia de bienestar subjetivo con la de Oxford (también conocida como la escala de la OCDE) y con la per cápita (la cual está implícita en los cálculos de ingreso del hogar per cápita). Se observa que ambas tienden a sobreestimar el costo de aumentos en el número de miembros del hogar y, por ello, se inclinan a sobreestimar el aumento requerido en el ingreso.

Dado que el tamaño promedio del hogar en México es de 4.55 miembros, se observa que la escala de Oxford generaría una sobreestimación del ingreso requerido de aproximadamente 7%, mientras que la per cápita implicaría una de casi 40 por ciento.

Debe recordarse que las tasas de pobreza, los coeficientes de distribución de ingreso y las tasas de crecimiento económico se calculan a partir de cifras de ingreso per cápita; los resultados presentados en el cuadro 4 sugieren que estos indicadores son deficientes para mostrar la situación de bienestar económico de las personas debido

a que en su metodología de estimación se asume que no hay economías de escala en el hogar; por ejemplo, los miembros de una familia de gran tamaño podrían ser clasificados como pobres cuando se utiliza el ingreso del hogar per cápita, lo cual lleva a asumir que su situación de bienestar económico es precaria; sin embargo, al tomar en consideración la existencia de importantes economías de tamaño en el hogar, podría concluirse que los miembros de esta familia disfrutaban de una satisfacción económica no precaria.

5.4 Cálculo del parámetro α

Es común en la literatura expresar las escalas de equivalencia en función del ingreso y del tamaño del hogar incorporando un parámetro α que mide las economías de tamaño en el hogar (Buhmann *et al.*, 1988; Coulter *et al.*, 1992); para ello, se utiliza la fórmula $Y_{eq}(N) = Y/N^\alpha$. En consecuencia, una persona en un hogar unipersonal ($N = 1$) con un ingreso Y tendría la misma satisfacción económica que si viviera en un hogar de dos miembros ($N = 2$) con

Cuadro 4

Comparación entre escalas de equivalencia alternativas. Sobreestimación de algunas escalas con respecto a la escala de equivalencia de bienestar subjetivo

Número de miembros del hogar	Escala de satisfacción económica	Escala de Oxford (para adultos)	Porcentaje de sobreestimación	Escala per cápita	Porcentaje de sobreestimación
$N = 1$	1.000	1.0	0.0	1	0.0
$N = 2$	1.712	1.7	-0.7	2	16.8
$N = 3$	2.344	2.4	2.4	3	28.0
$N = 4$	2.930	3.1	5.8	4	36.5
$N = 5$	3.484	3.8	9.1	5	43.5
$N = 6$	4.013	4.5	12.1	6	49.5
$N = 7$	4.523	5.2	15.0	7	54.8
$N = 8$	5.017	5.9	17.6	8	59.5
$N = 9$	5.496	6.6	20.1	9	63.7
$N = 10$	5.964	7.3	22.4	10	67.7

un ingreso del hogar igual a $Y \cdot N^\alpha$. Un valor del parámetro α igual a 1 implicaría que no hay economías de escala; en este caso, la escala de equivalencia per cápita no generaría ninguna sobreestimación. Las economías de escala son mayores conforme el valor de α declina; $\alpha = 0$ implicaría un caso extremo de economías de escala, haciendo irrelevante cualquier ajuste al ingreso del hogar para realizar comparaciones de bienestar entre familias de tamaño distinto.

El parámetro α puede calcularse a partir de la ecuación (6) igualando $R(N_0 = 1 \rightarrow N; X_0, B_k)$ a N^α .

$$R(N_0 = 1 \rightarrow N, X_0 : B_k) = e^{-(\alpha_s / \alpha_y) * (\ln N)} = N^\alpha$$

$$-(\alpha_s / \alpha_y) \ln N = \alpha \ln N$$

$$\alpha = -\frac{\alpha_s}{\alpha_y} \quad (11)$$

Por lo tanto, con base en los resultados presentados en el cuadro 2, el parámetro α tiene un valor estimado de 0.776 para la muestra mexicana.

6. Comentarios finales

Esta investigación utilizó un enfoque de bienestar subjetivo para estimar escalas de equivalencia. Puede afirmarse que la metodología tiene un sustento muy sólido para abordar las comparaciones de bienestar basadas en el ingreso del hogar para personas que viven bajo distintas condiciones de tamaño del hogar. La solidez del enfoque surgió de preguntar directamente a la persona acerca de su bienestar, antes que hacer suposiciones fuertes —y sin corroboración— sobre cómo éste es aproximado por algunas variables observables a un tercero. El bienestar subjetivo se basa en una premisa muy clara: es una vivencia que las personas experimentan y, por esto, son ellas quienes están en una posición privilegiada para juzgarlo y reportarlo.

Los hallazgos muestran que la satisfacción económica de una persona se reduce a una tasa decreciente con el aumento del número de miembros

de su hogar. De igual forma, su satisfacción económica aumenta a tasas decrecientes con el ingreso de su hogar. La investigación arroja que existen economías de tamaño en el hogar.

También, concluye que es incorrecto usar indicadores de ingreso del hogar per cápita para apreciar la situación de bienestar económico de los miembros de un hogar. El ingreso del hogar per cápita tiende a subestimar la situación de bienestar de sus miembros, y la subestimación es mayor entre más grande es el tamaño del hogar. En consecuencia, los indicadores de pobreza —que se calculan a partir de cifras de ingreso del hogar per cápita— tienden a dar una apreciación incorrecta acerca de la situación de penurias económicas en un país. Asimismo, los indicadores de distribución de ingreso calculados a partir de cifras de ingreso del hogar per cápita dan una apreciación errónea de la distribución de bienestar económico en un país. Aún más, las tasas de crecimiento del PIB per cápita deberían contemplar ajustes por la variación temporal en el tamaño de las familias del país si lo que se busca en una apreciación acertada de la evolución de la situación de bienestar económico en las naciones.

El estudio muestra, también, que es necesario y conveniente que las oficinas nacionales de estadística recopilen información sobre el bienestar subjetivo de la población, ya que es información muy útil para abordar temas sobre el bienestar de la población. A falta de una medición de utilidad, los economistas se han visto forzados por décadas a hacer supuestos fuertes —e incluso especulaciones poco razonables— para dar respuesta a temas centrales sobre el bienestar en los países. La información de bienestar subjetivo provee un camino alternativo para abordar estos temas.

Fuentes

Benjamin, D. "Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models", en: *Econometrica*. 60(2), 1992, pp. 287-322.

- Blackburn, M. "The Sensitivity of International Poverty Comparisons", en: *Review of Income and Wealth*. 44(4), 1998, pp. 449-472.
- Blackorby, C. & D. Donaldson. "Measuring Costs of Children: A Theoretical Framework", en: Blundell, R., I. Preston & I. Walker (eds.). *The Measurement of Household Behavior*. Cambridge, Cambridge University Press, 1994.
- Blundell, R. "Consumer Behavior: Theory and Empirical Evidence - A Survey", en: *Economic Journal*. 98, 1988, pp. 16-65.
- Blundell, R. & A. Lewbel. "The Information Content of Equivalence Scales", en: *Journal of Econometrics*. 50, 1991, pp. 49-68.
- Blundell, R., I. Preston & I. Walker (eds.). *The Measurement of Household Welfare*. Cambridge, Cambridge University Press, 1994.
- Bourguignon, F. & P. A. Chiappori. "The Collective Approach to Household Behavior", en: Blundell, R., I. Preston & I. Walker (eds.). *The Measurement of Household Behavior*. Cambridge, Cambridge University Press, 1994.
- Brien, M. & M. Sheran. "The Economics of Marriage and Household Formation", en: Grossbard-Shechtman, S. (ed.). *Marriage and the Economy. Theory and Evidence from Advanced Industrial Societies*. New York and Cambridge, Cambridge University Press, 2003.
- Browning, M. "Children and Household Economic Behavior", en: *Journal of Economic Literature*. 30, 1992, pp. 1434-1475.
- Browning, M., P. A. Chiappori & A. Lewbel. "Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power", en: *Boston College working paper*. April 2004.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus and T. M. Smeeding. "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries using the Luxembourg Income Study (LIS) Database", en: *Review of Income and Wealth*. 34, 1988, pp. 115-142.
- Charlier, E. "Equivalence Scales for the Former West Germany", en: *Tilburg University working paper*. 1997.
- Clark, A. E. & A. J. Oswald. "Unhappiness and Unemployment", en: *Economic Journal*. 104, 1994, pp. 648-659.
- Coulter, A. E., F. A. Cowell & S. P. Jenkins. "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty", en: *Economic Journal*. 102, 1992, pp. 1067-1082.
- Cowell, F. & M. Mercader-Pratts. *Handbook on Income Inequality Measurement, Equivalence Scales and Inequality*. Dordrecht: Kluwer Academic Press, 1999.
- Creedy, J. & C. Sleeman. "Adult Equivalence Scales, Inequality and Poverty in New Zealand", en: *New Zealand Treasury working paper*. 04/21, 2004.
- De Vos, K. & M. A. Zaidi. "Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community", en: *Review of Income and Wealth*. 42, 1997, pp. 319-333.
- Deaton, A. *The Analysis of Household Surveys, A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore, The John Hopkins University Press, 1999.
- Deaton, A. and J. Muellbauer. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge, Cambridge University Press, 1980.
- Deaton, A. & J. Muellbauer. "On Measuring Child Costs: With Application to Poor Countries", en: *Journal of Political Economy*. 94, 1986, pp. 720-744.
- Di Tella, R., R. J. MacCulloch & A. J. Oswald. "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness", en: *American Economic Review*. 91, 2001, pp. 335-341.
- Easterlin, R. "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", en: David, P. A. and M. W. Reder (eds.). *Nations and Households in Economic Growth*. Academic Press, 1974.
- _____ "Will Rising the Incomes of all Increase the Happiness of All?", en: *Journal of Economic Behaviour and Organization*. 27(1), 1995, pp. 35-48.
- _____ "Income and Happiness: Towards a Unified Theory", en: *Economic Journal*. 111, 2001, pp. 465-484.
- Ebert, U. and P. Moyes. *Is There Any Escape To Equivalent Scales When Adjusting Incomes For Needs?* Paper submitted for presentation at the World Congress of the Econometric Society, University of Washington, Seattle, 11-16 August 2000.
- Ferrer-i-Carbonell, A. & P. Frijters. "How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?", en: *Economic Journal*. 114, 2004, pp. 641-659.
- Foster, J. E. & A. F. Shorrocks. "Poverty Quasi-Orderings and Welfare Dominance", en: *Social Choice and Welfare*. 5, 1988, pp. 179-198.
- Frey, B. & A. Stutzer. "Happiness, Economy and Institutions", en: *Economic Journal*. 110, 2000, pp. 918-938.
- Frey, B. & A. Stutzer. *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions affect Well-Being*. Princeton University Press, 2002.
- Kapteyn, A. & B. van Praag. "A New Approach to the Construction of Equivalence Scales", en: *European Economic Review*. 7, 1976, pp. 313-335.
- Kapteyn, A. & T. Wansbeek. "The Individual Welfare Function", en: *Journal of Economic Psychology*. 6, 1985, pp. 333-363.
- Lanjouw, P. & M. Ravallion. "Poverty and Household Size", en: *Economic Journal*. 105, 1995, pp. 1415-1434.
- Layard, R. *Happiness. Lessons from a New Science*. London, Penguin Press, 2005.
- Lewbel, A. "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons", en: *Journal of Public Economics*. 39, 1989, pp. 377-391.
- _____ "Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales", en: Pesaran and Schmidt (eds.). *Handbook of Applied Econometrics*. Volume II: *Microeconomics*. Oxford, Blackwell Publishers Ltd., 1997.
- McBride, M. "Relative-Income Effects on Subjective Well-Being in the Cross Section", en: *Journal of Economic Behaviour and Organization*. 45, 2001, pp. 251-278.
- Muellbauer, J. "Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparison between Households", en: *European Economic Review*. 5, 1974, pp. 103-122.
- Ng, Y-K. "A Case for Happiness, Cardinalism, and Interpersonal Comparability", en: *Economic Journal*. 107, 1997, pp. 1848-1858.

- Oswald, A. J. "Happiness and Economic Performance", en: *Economic Journal*. 107, 1997, pp. 1815-1831.
- Pollak, R. A. & T. J. Wales. "Equity; The Individual versus the Family: Welfare Comparisons and Equivalence Scales", en: *American Economic Review*. 69, 1979a, pp. 216-221.
- _____. "Welfare Comparisons and Equivalence Scales", en: *American Economic Review, Papers and Proceedings*. 1979b, pp. 216-221.
- _____. *Demand System Specification and Estimation*. Oxford, Oxford University Press, 1992.
- Praag, B. van & A. Kapteyn. "Further Evidence on the Individual Welfare Function of Income: An Empirical Investigation in The Netherlands", en: *European Economic Review*. 4, 1973, pp. 33-62.
- Praag, B. van & N. Van der Sar. "Household Cost Functions and Equivalence Scales", en: *Journal of Human Resources*. 23, 1988, pp. 193-210.
- Praag, B. van, P. Frijters & A. Ferrer-i-Carbonell. "The Anatomy of Subjective Well-being", en: *Journal of Economic Behavior and Organization*. 51, 2003, pp. 29-49.
- Praag, B. van & A. Ferrer-i-Carbonell. *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*. Oxford, Oxford University Press, 2004.
- Ravallion, M. "Poverty Comparisons", en: *Fundamentals of Pure and Applied Economics*, 56, New York, Harwood Academic Press, 1994.
- _____. *Poor, or Just Feeling Poor? On Using Subjective Data in Measuring Poverty*. The World Bank, Development Research Group, WPS5968, 2012.
- Rojas, M. "The Complexity of Well-Being: A Life-Satisfaction Conception and a Domains-of-Life Approach", en: Gough I. & A. McGregor (eds.). *Researching Well-Being in Developing Countries*. Capítulo 12. Cambridge, Cambridge University Press, 2006a.
- _____. "Well-being and the Complexity of Poverty: A Subjective Well-being Approach", en: M. McGillivray (ed.). *Perspectives on Human Well-Being*. Capítulo 9. United Nations University Press, 2006b.
- _____. "Communitarian versus Individualistic Arrangements in the Family: What and Whose Income Matters for Happiness?" en: Richard J. Estes (ed.). *Advancing Quality of Life in a Turbulent World*. Springer Verlag, 2006c, pp. 153-167.
- _____. "A Subjective Well-being Equivalence Scale for Mexico: Estimation and Poverty and Income-distribution Implications", en: *Oxford Development Studies*. 35(3), 2007, pp. 273-293.
- _____. "Economía de la felicidad: hallazgos relevantes sobre el ingreso y el bienestar", en: *El Trimestre Económico*. Vol. LXXVI (3), 303, 2009, pp. 537-573.
- _____. "Intra-Household Arrangements and Economic Satisfaction: Implications for Poverty Analysis", en: *Journal of Happiness Studies*. Springer, 11(2), 2010, pp. 225-241.
- _____. "Income, Happiness, and Beyond", en: *Applied Research in Quality of Life*. 6(3), 2011, pp. 265-276.
- Slesnick, D. "Empirical Approaches to the Measurement of Welfare", en: *Journal of Economic Literature*. 36, 1998, pp. 2108-2165.
- Strauss J. & D. Thomas. "Human Resources: Empirical Modelling of Household and Family Decisions", en: Behrman J. & T. N. Srinivasan (eds.). *Handbook of Development Economics IIIA*. Amsterdam, Elsevier, 1995, pp. 1883-2023.
- Stutzer A. "The Role of Income Aspirations in Individual Happiness", en: *Journal of Economic Behavior and Organization*. 54, 2004, pp. 89-109.
- Székely, M., N. Lustig, M. Cumpa & J. A. Mejía. "Do We Know how much Poverty there is?", en: *Oxford Development Studies*. 32(4), 2004, pp. 523-558.
- Thomas, D. "Intra-household Resource Allocation, an Inferential Approach", en: *Journal of Human Resources*. 25(4), 1990, pp. 635-664.
- Vermeulen, F. *Collective Household Models: Principles and Main Results*. Center for Economic Studies, University Leuven, Discussion Paper, 2000.
- Vogel, J. "The Family", en: *Social Indicators Research*. 64, 2003, pp. 393-435.

Pronóstico estocástico de la población mexicana utilizando modelos de datos funcionales

Víctor Manuel García Guerrero

La dinámica demográfica mexicana está en una etapa avanzada del proceso de transición demográfica; por la reducción de la fecundidad, la población actualmente se concentra en las edades productivas. Desde hace poco más de medio siglo y hasta inicios del presente, la mortalidad y fecundidad mantuvieron una tendencia descendente, mientras que la emigración hacia Estados Unidos de América iba en aumento. Durante el siglo XXI, las tendencias cambiaron: la mortalidad se incrementó, el descenso de la fecundidad y la emigración hacia el vecino del norte se estancaron, y se observó un retorno de migrantes y sus familias. Los métodos de proyección demográfica utilizados hasta el momento no están diseñados para dar cuenta de la incertidumbre asociada al futuro poblacional. El objetivo de este trabajo es aplicar un método alternativo de proyección estocástica de la población y analizar sus resultados a la luz de las últimas proyecciones estocásticas calculadas y de las proyecciones oficiales de población. Los métodos estocásticos superan las proyecciones oficiales en el sentido de que no incrementan el rango de error con supuestos subjetivos; sin embargo, discrepan entre sí en cuanto a la amplitud de los intervalos de predicción calculados.

Palabras clave: proyecciones de población, pronóstico estocástico de la población, datos funcionales, suavizamiento exponencial, dinámica demográfica de México.

Mexican population dynamics are in an advanced stage of demographic transition; population is now concentrated in the so-called productive ages due to fertility's reduction. Until the beginning of 21st century, mortality and fertility had a downward trend, while emigration to the United States kept an upward trend. In the second half of 2000s decade, Mexico's demographic trends changed: mortality increased, fertility and emigration became stagnant, and an unexpected return of migrants with their families was observed. The usual current demographic projection methods are not designed to take account for the uncertainty associated with future's population. Thus, the objective of this paper is to apply an alternative method of stochastic population projection and analyze its results in light of both the recent stochastic projections calculated for Mexico, and the official population projections. Stochastic methods are better than official projections in the sense that they do not increase the range of error with subjective assumptions; but there are some differences between the stochastic models, mainly related with the prediction intervals' width.

Keywords: Population Projections, Population Stochastic Forecasting, Functional Data Models, Exponential Smoothing, Mexico's Demographic Dynamic.

Recibido: 11 de abril de 2014

Aceptado: 12 de agosto de 2014



Universidad de Chile v San Marcos de Arica – Torneo Transición 2013 / LatinContent/Getty Images

Introducción

Las proyecciones de población son una de las técnicas demográficas más importantes para la toma de decisiones. Con ellas, quienes toman decisiones tienen una referencia cuantitativa para distribuir los recursos del Estado de una forma más eficiente. Desde las primeras proyecciones para Inglaterra y Gales realizadas por Edwin Cannan en 1885, el método de las componentes o de las cohorte-componentes ha sido la técnica, la cual consiste en, primero, extrapolar de manera independiente cada variable demográfica (mortalidad, fecundidad y migración) y, después, con los resultados, se calcula la población total futura por edad y sexo (algunos supuestos se tienen que hacer para extrapolar los niveles y tendencias de cada variable); en el tercer paso, y como intento para tratar de evaluar la probabilidad de dicha proyección, se calculan algunas variantes, simulando escenarios extremos de crecimiento de la población; sin embargo, este tipo de variantes de proyección presentan fuertes problemas conceptuales y estadísticos, el primero de ellos es que éstas no tienen una probabilidad de ocurrencia, lo cual puede llevar a una mala percepción de la probabilidad que tiene la variante media, y el segundo es que las variantes altas y bajas son irreales e inconsistentes desde el punto de vista estadístico, en el sentido de que, por ejemplo, en la de alto crecimiento poblacional la fecundidad siempre es alta en todos los años de la proyección, y la esperanza de vida también lo es durante todo ese periodo; esto último implica que se supone que existe una correlación perfecta entre las variables demográficas a lo largo del tiempo y una correlación serial perfecta de cada una de ellas (Lee, 1999; Alho, 1998; y Keilman, 2002).

En Demografía se articulan muchos factores que, al extrapolar, incrementan el grado de incertidumbre en la evolución futura de la población; por ello, la incertidumbre se exagera si la metodología empleada para datos demográficos no es la apropiada o cuenta con una alta dosis de subjetividad; por ejemplo, un aspecto que ha llamado la atención es que el Censo de Población y Vivienda 2010 contabilizó a poco más de 112

millones de habitantes, pero la última proyección del Consejo Nacional de Población (CONAPO) indicaba que serían poco más de 108 millones, una diferencia de cerca de 4 millones (García Guerrero, 2013). Lo que sorprende no es sólo la magnitud de esta diferencia, sino que, además, el dato proyectado fue menor que la población censada. La gravedad de esto es que cualquier planeación con ese dato no cumple sus objetivos y puede provocar que ciertos sectores de la población no sean alcanzados por los planes y programas de gobierno, por lo tanto, una proyección que mida la incertidumbre asociada permitiría informar, al menos de una forma más honesta, lo que se conoce y, sobre todo, lo que se desconoce, acerca de la dinámica demográfica de un país o región.

En general, las proyecciones de población oficiales no tienen una probabilidad asociada (como ninguna estimación puntual), y para evaluar su viabilidad, por ello, se acostumbra calcular escenarios extremos o alternativos de crecimiento poblacional, en los cuales se realizan supuestos sobre la evolución futura de las variables demográficas básicas; por ejemplo, para construir un escenario de crecimiento demográfico alto se supone que, a lo largo de todo el tiempo y de manera independiente —es decir que no interactúan—, la mortalidad permanece en descenso, la fecundidad se mantiene constante o en crecimiento y la migración neta es positiva o nula; por su parte, para desarrollar uno bajo se da por sentado que la mortalidad permanece en descenso, que la fecundidad se mantiene también en descenso y que el saldo neto migratorio permanece constante (en valores negativos).

Estos supuestos no son producto de un modelo matemático, sino de la experiencia del demógrafo que las diseña. Si la proyección programática se encuentra entre ambos escenarios alternativos, entonces se deduce que es consistente y útil para los fines programáticos que se establecen; sin embargo, esta forma de evaluar la incertidumbre no toma ventaja de las herramientas estadísticas y computacionales con las que se cuenta hoy en día, las cuales permiten determinar proyecciones de población menos imprecisas.

Los retos sociales, económicos, políticos y demográficos, aunados a la gran cantidad de información que se maneja en la actualidad, obligan a modificar la manera en que se calculan las proyecciones cambiando el paradigma del que parten por otro que permita considerar adecuadamente la incertidumbre intrínseca de cada una de las componentes demográficas y de la dinámica demográfica en su conjunto (García Guerrero, 2014a). Para realizar este tipo de proyecciones, es necesario contar con una estimación demográfica que abarque el mayor periodo histórico posible.

En virtud de lo anterior, el objetivo del presente trabajo es aplicar la metodología propuesta por Hyndman y Booth (2008) a la información demográfica de México y compararla en cuanto a sus resultados con otro método estocástico propuesto y aplicado para el país (García Guerrero, 2014a).

Antecedentes

Metodológicamente, se han hecho algunos intentos por medir la incertidumbre inherente a toda prefiguración del futuro. Entre los principales trabajos sobre proyecciones estocásticas de la población se encuentran los de Sykes (1969), Le Bras (1971), Saboia (1974 y 1977), Heyde y Cohen (1985), Cohen (1986), Alho y Spencer (1985 y 2005), Alho (1990), Lee (1993 y 1974), Lee y Carter (1992), Lee y Tuljapurkar (1994) y, en fecha reciente, Hyndman y Booth (2008).

Debido a la falta de información confiable, de buena calidad y de larga data para México, sólo unos cuantos demógrafos han intentado incursionar en el ámbito de los pronósticos poblacionales estocásticos; por un lado, están los trabajos de Ordorica (2004 y 1995), Kesseli y Galindo (2007), González y Guerrero (2007), García Guerrero y Ordorica (2012) y García Guerrero (2014a, 2014b y 2014c), que consideran de manera integral a la dinámica demográfica en el sentido de que incorporan el impacto que tiene la estructura por edades; no obstante, también existen investigaciones que aplican técnicas de series de tiempo para

proyectar la población total de áreas pequeñas en México en los que sólo consideran el volumen total de la población (Silva, Guerrero y Peña, 2011 y Silva y Ordorica, 2013).

Ordorica (2004) realizó una proyección del número total de defunciones del país por medio del análisis estadístico de series de tiempo. Una limitante de ésta es —como bien señala el autor— que no se considera el efecto de la estructura por edad aunque sigue siendo útil para el pronóstico de corto plazo. En otro trabajo, Ordorica (1995) usó una aplicación del Filtro de Kalman para la estimación de la población mexicana a nivel nacional y en el análisis de políticas de población; su metodología es de gran utilidad para el análisis de series de tiempo con parámetros dependientes del tiempo; un elemento muy importante de esa investigación es que analiza el efecto en las proyecciones de población en el caso de que se adopten diferentes niveles de las varianzas de los errores; cabe mencionar que este trabajo es un hito en el campo de las proyecciones poblacionales en el sentido de que es el primero que se hizo para México en el cual se adopta un enfoque estocástico.

Kesseli y Galindo (2007) elaboraron una proyección demográfica de tipo probabilístico con el *Program on Error Propagation* (PEP) desarrollado por Juha Alho,¹ y realizaron un análisis de la incertidumbre que rodea a la información demográfica de México hacia el 2005.

Con el objetivo de evaluar el impacto en los sistemas de pensiones de la incertidumbre en la mortalidad, González y Guerrero (2007) utilizaron la modificación al modelo Lee-Carter propuesta por Li, Lee y Tuljapurkar (2004) para datos incompletos de la mortalidad y, con ello, pronosticaron la mortalidad mexicana para el periodo 2002-2050; luego, usaron la proyección de la fecundidad y migración realizada por el CONAPO (2002) para proyectar la población total del país por edades y sexo; así, los autores concluyeron que "...al comparar el nivel de mortalidad observado en el año 2000 con

1 <http://joyx.joensuu.fi/~ek/pep/pepstart.htm>

el pronóstico obtenido para el periodo 2002 a 2050 con el método LC, se observa que esta diferencia tendrá un impacto negativo, tanto desde la perspectiva de los afiliados, ya que recibirán una pensión menor al momento del retiro, como desde la perspectiva del gobierno, que tendrá que aumentar el gasto destinado a solventar este sistema de pensiones..." (p. 60).

Por último, García Guerrero (2014a) propuso una metodología de corte estocástico para proyectar la población mexicana a nivel nacional, la cual se basa en la proyección de las variables demográficas utilizando variaciones del método de Lee-Carter (1992) —mismo que se aplicó para la mortalidad mexicana en García Guerrero y Ordorica, 2012— y de Lee (1993); con los resultados, el autor realizó miles de simulaciones del método de las componentes demográficas o de las cohorte-componentes, lo cual le permitió medir y reportar la incertidumbre asociada por medio del cálculo de los percentiles correspondientes, no sólo a cada variable demográfica, sino la de la población total y su estructura por edades; lo reportado, él mismo lo actualizó (García Guerrero, 2014b) para la población total y el resto de las variables demográficas.

Datos

Para la realización del pronóstico, es necesario contar con datos históricos desagregados por sexo y edad de los nacimientos, defunciones, migrantes netos y población total. En México, esta información no se obtiene de manera directa, ya que la calidad de los datos de las estadísticas vitales y los censos, si bien ha mejorado con el tiempo, aún tiene varias áreas de oportunidad; por ello, y con el fin de tener una serie histórica armonizada de la dinámica demográfica, en México —desde hace aproximadamente 15 años y después de cada censo o conteo— se realiza una estimación demográfica llamada conciliación, que provee de insumos para las proyecciones de población: la más reciente y confiable, y que abarca un periodo lo suficientemente largo como para poder calcular proyecciones estocás-

ticas, fue calculada por la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE) bajo encargo del CONAPO (SOMEDE, 2011).²

De acuerdo con los requerimientos de información del *análisis de datos funcionales* (FDA, por sus siglas en inglés, Hyndman y Booth, 2008), es necesario contar con los nacimientos ocurridos durante el año t provenientes de las mujeres a edad x , $B_t(x)$, las defunciones ocurridas en el año t de las personas a edad x , $D_t(x)$, la población de edad x a inicios de año, $P_t(x)$, y la población de edad x expuesta al riesgo (a mitad de año) en el año t , $E_t(x)$, para $x = 0, 1, \dots, \omega +$ y $t = 1, 2, \dots, T$. Las tasas específicas de mortalidad y fecundidad y las tablas de mortalidad se calculan de la forma usual en Demografía (ver Preston *et al.*, 2001), y la migración neta de las personas a edad x denotada por $G_t(x)$ se estima utilizando la ecuación demográfica básica, es decir, $G_t(x, x+1) = P_{t+1}(x+1) - P_t(x) + D_t(x, x+1)$ para $x = 0, 1, \dots, \omega - 2$; $G_t(\omega - 1, \omega +) = P_{t+1}(\omega +) - P_t(\omega +) - P_t(\omega - 1) + D_t(\omega - 1, \omega +)$ para el grupo abierto de edades $\omega +$, y $G_t(B, 0) = P_{t+1}(0) - B_t + D_t(B, 0)$ para el primer grupo etáreo (Hyndman y Booth, 2008, p. 325).

Modelo

Este trabajo se basa en el de Hyndman y Booth (2008), quienes proponen un método muy innovador para pronosticar las poblaciones sustentado en el FDA. De acuerdo con Ramsay y Silverman (2005), este tipo de análisis es una rama de la Estadística que analiza información empírica de curvas, superficies o cualquier otro objeto que varíe sobre un continuo, que usualmente es el tiempo, pero puede ser la localización geoespacial, longitud de ondas, probabilidades, etcétera. Los datos utilizados en el FDA pueden estar tan suavizados que se podría pensar que no tienen error alguno de medición; sin embargo, es posible que tengan una relación muy compleja con la curva que definen, es decir, se supone que, intrínsecamente, los datos provienen de una función muy suavizada

² Aunque después, esa conciliación no fue utilizada oficialmente, pero supera en calidad a la conciliación oficial (García Guerrero, 2013).

aunque no se vea reflejado al graficarlos. Muchas técnicas estadísticas, como series de tiempo o regresión multivariada, tienen sus contrapartes en el FDA.

En este marco, a grandes rasgos, el método de Hyndman y Booth modela las tasas vitales por edad y sexo como datos funcionales con coeficientes estimados tanto con descomposición en valores singulares como con series de tiempo. La migración es estimada como la diferencia entre los datos poblacionales históricos y las pronosticadas para cada año. Para tomar en cuenta la variación creciente con los valores de las tasas originales no suavizadas, utiliza la transformación de Box-Cox; después, con el fin de hacer más robusto el pronóstico, asume que los nacimientos y las defunciones siguen una distribución de *Poisson*; finalmente, emplea el método de simulación de monte-carlo para pronosticar la población total.

Cabe mencionar que el método de Hyndman y Booth está pensado de origen para datos provenientes de registros administrativos en contextos donde la información de nacimientos, defunciones y migraciones cuadra casi de manera perfecta con la censada; no obstante, se sugiere que es posible utilizar información estimada (o conciliada) en contextos en los que los registros administrativos tienen una calidad medianamente aceptable, como es el caso de México; por ello, uno de los objetivos de este artículo es aplicar dicha metodología a los datos provenientes de la conciliación demográfica realizada por la SOMEDE (2011) y compararlos con los resultados obtenidos con un método que no busca suavizar la información y se enfoca en pronosticar la dinámica demográfica (García Guerrero, 2014a).

La modelación de datos funcionales propuesta por los autores parte del trabajo previo de Hyndman y Ullah (2007), y consiste en modelar cada una de las componentes demográficas básicas por edad y sexo, denotadas por $y_t^*(x)$ (i.e. tasa específica de mortalidad, fecundidad o nivel de la migración neta por edad al año t), de tal manera que se les transforma de acuerdo con la propuesta de Box y Cox (esto con el fin de que la variabilidad sea congruente con la magnitud de las tasas estimadas, Hyndman y Booth, 2008, p. 326), es decir:

$$y_t(x) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} ([y_t^*(x)]^\lambda - 1) & \text{si } 0 < \lambda \leq 1; \\ \ln(y_t^*(x)) & \text{si } \lambda = 0. \end{cases}$$

donde el valor de λ determina la fuerza de la transformación; debido a que la migración neta puede contener valores negativos, se supone que $\lambda = 1$.

De esta manera, Hyndman y Booth suponen que la variable transformada $y_t(x) = s_t(x) + \sigma_t(x) \varepsilon_{t,x}$, donde $s_t(x) = \mu(x) + \sum_{k=1}^K \beta_{t,k} \phi_k(x) + e_t(x)$ es una función de ajuste subyacente que depende de la edad, $\varepsilon_{t,x}$, es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida normal estándar y $\sigma_t(x)$ es una función que permite incluir una varianza que cambia con el tiempo y la edad; se supone que el cuadrado de dicha función se distribuye como una *Poisson* para la mortalidad y fecundidad con parámetro igual al número de defunciones y nacimientos, respectivamente, y se estima por medio de regresión no-paramétrica para el caso de la migración. Nótese que $\mu(x)$ determina la dinámica promedio de la función de ajuste subyacente y $\{\phi_k(x)\}$ es un conjunto de bases ortogonales calculadas a partir de la descomposición de componentes principales (Hyndman y Booth, 2008, p. 326). El conjunto de parámetros $\{\beta_{t,k}\}$ controlan la dinámica del proceso y se asumen independientes entre sí. Por último, $e_t(x)$ representa el error residual del modelo, que se supone serialmente no correlacionada.

El modelo anterior es una generalización del de Lee-Carter (1992), el cual, a su vez, está basado en el de edad-cohorte-periodo propuesto por Wilmoth (1990). La metodología de estimación de los parámetros es la siguiente (Hyndman y Booth, 2008, p. 326):

1. Se estiman las funciones de suavizamiento $s_t(x)$ por medio de alguna regresión no-paramétrica aplicada a $y_t(x)$ para cada año.
2. Se estima $\mu(x)$ como el promedio de $s_t(x)$ a lo largo del tiempo.
3. Se estiman $\beta_{t,k}$ y $\phi_k(x)$ utilizando descomposición en valores singulares (DVS) de la matriz $y_t(x) - \hat{\mu}(x)$.
4. Se estiman los modelos de series de tiempo que mejor se ajusten a las series de $\hat{\beta}_{t,k}$ En

este caso, los autores proponen modelos de suavizamiento exponencial en el espacio de estados.

5. A partir de los valores pronosticados se extrapolan las variables haciendo sustitución inversa del resto de los parámetros y la transformación inversa correspondiente.

Ahora bien, para pronosticar la población total, se utiliza el tradicional método de proyección de las componentes demográficas o de la cohorte-componentes para cada una de las realizaciones de la variable futura estimada $\hat{y}_t^F(x)$, es decir, que a partir de las estimaciones de las variables aleatorias relacionadas con la variable demográfica se simulan miles de escenarios demográficos para cada año de la proyección, o sea, la población futura, de acuerdo con el modelo femenino dominante, para cada simulación queda determinada por:

$$P_{t+1}^F(x) = \left[P_t^F(x-1) + \frac{G_{t,t+1}^F(x-1)}{2} \right] \frac{L_x^F}{L_{x-1}^F} + \frac{G_{t,t+1}^F(x)}{2}$$

para $x \in [1, \omega - 1]$, $P_{t+1}^F(x)$

$$= \left[P_t^F(\omega - 1) + P_t^F(\omega +) + \frac{G_{t,t+1}^F(\omega-1)}{2} \right]$$

$$\frac{T_{\omega+}^F}{T_{\omega-1}^F} + \frac{G_{t,t+1}^F(\omega+)}{2} \left(1 + \frac{T_{\omega+}^F}{T_{\omega-1}^F} \right) P_{t+1}^F(0)$$

$$= B_{t,t+1}^F \frac{L_0^F}{l_0^F} + \frac{G_{t,t+1}^F(0)}{2},$$

donde $B_{t,t+1}(x) = f_t(x) \left[\frac{P_t^F(x) + P_{t+1}^F(x) + G_{t,t+1}^F(x)/2}{2} \right]$ para $x \in [15, 49]$ y $\beta_{t,t+1} = \sum_{x=15}^{49} B_{t,t+1}(x)$. La distribución por sexo queda determinada suponiendo una razón de masculinidad al nacimiento de 1.05. Para más detalles de la forma determinista de la proyección (que es un caso particular de la forma estocástica), se puede consultar Preston *et al.* (2001).

Aplicación al caso de México

El periodo histórico comprendido en la estimación o conciliación utilizada comprende los años entre 1960 y el 2010 (SOMEDE, 2011). Para las estimaciones y proyecciones antes mencionadas, se usaron las li-

brerías *demography* (Hyndman *et al.* 2014a) y *forecast* (Hyndman *et al.* 2014b) programadas para el paquete estadístico R (R Development Core Team, 2005).

Mortalidad

Para reportar la incertidumbre asociada a la mortalidad futura de mujeres y hombres, se emplea la esperanza de vida al nacimiento, aunque un análisis más detallado debería reportar la mortalidad materna y la infantil, sin embargo, en virtud de la extensión del presente trabajo, sólo se utilizará la esperanza de vida al nacimiento.

En este marco, los resultados apuntan a que, ante la disminución de la esperanza de vida al nacimiento masculina y el estancamiento en la femenina durante los últimos años atribuible principalmente al incremento en las defunciones ocasionadas por los homicidios (Mier y Terán y García Guerrero, 2013; Canudas-Romo y García-Guerrero, 2013), la incertidumbre en este indicador se incrementa de manera considerable, lo que se hace visible en la amplitud de los intervalos de predicción asociados. En efecto, como puede observarse en la gráfica 1, el intervalo de predicción de la población masculina tiende a incrementarse considerablemente rebasando, incluso, el mínimo correspondiente a 1960. De hecho, en la mediana se pronostica una disminución continua de la esperanza de vida masculina hasta el 2013, alcanzando un valor de 70.8 años para luego recuperarse de forma paulatina y llegar a un valor de 71.12 años hacia el 2050. En cambio, las proyecciones estocásticas de García Guerrero (2014b) y las del CONAPO (2014) presentan en la mediana y en la única variante, respectivamente, una tendencia ascendente;³ no obstante, las proyecciones de García Guerrero, que de aquí en adelante se denotarán como PE1, llegan a un valor mediano de 77.2 años hacia el 2050 y las del CONAPO, al de 77.3 años. El intervalo de predicción de 95% de las primeras abarca el rango entre los

³ Cabe mencionar que ambas proyecciones estocásticas, las calculadas con el FDA y las de García Guerrero, provienen de las mismas estimaciones, mientras que las del CONAPO, de estimaciones diferentes.

74.2 y los 79.6 años y el de las proyecciones FDA, uno de entre 51.3 y 80 años de esperanza de vida masculina al nacimiento.

Por otro lado, la esperanza de vida de las mujeres al nacimiento se estancó durante los últimos siete u ocho años. Esto se refleja en que en la mediana el pronóstico FDA muestra que dicho estancamiento se puede mantener en el futuro cerca de los 77.6 años de vida, su valor al 2010, llegando a oscilar entre los 66.4 y 83.4 años al 2050, un rango de 17 años. En cambio, las proyecciones PE1 muestran una tendencia creciente en la mediana pasando de 77.6 años a 82.6 años en el 2050, oscilando en ese último año entre 79.7 y 84.9 años, un rango de 5.2.

Las proyecciones del CONAPO presentan, asimismo, una tendencia creciente llegando a un valor de 81.6 años al 2050.

Fecundidad

Respecto a esta variable, las proyecciones FDA no son tan volátiles como en el caso de la mortalidad (ver gráfica 2). De hecho, se mantienen en un descenso casi lineal en la mediana, pasando de 2.3 hijos por mujer en el 2010 a 2.04 en el 2050, pudiendo variar entre 1.6 y 2.7 hijos por mujer en ese último año. Eso señala que, de acuerdo con la evolución histórica de la fecundidad en México, el camino descendente

Gráfica 1

Esperanza de vida al nacimiento estimada 1960-2009 y pronosticada 2010-2050, por sexo, México



no se encuentra garantizado del todo, sin embargo, tampoco está determinado a mantenerse en 2.08 hijos por mujer a partir del 2030, como supone el CONAPO.

Las proyecciones PE1 señalan una posible evolución futura un poco diferente, mientras que, al igual que las proyecciones FDA, en la mediana indican que la tendencia general seguirá a la baja, al pasar de 2.3 a 1.25 hijos por mujer, esto es cerca de un hijo por mujer menos. En este último año, las proyecciones PE1 señalan que la tasa general de fecundidad (TGF) podría oscilar entre 0.9 y 1.75 hijos por mujer. Estos últimos valores han sido cuestionados por algunos demógrafos, quienes aseguran que son poco plausibles para el contexto mexicano; sin embargo, hasta el momento, no existe evidencia empírica o alguna perspectiva teórica que ayude a refutar estos resultados, pero sí hay experiencias internacionales,

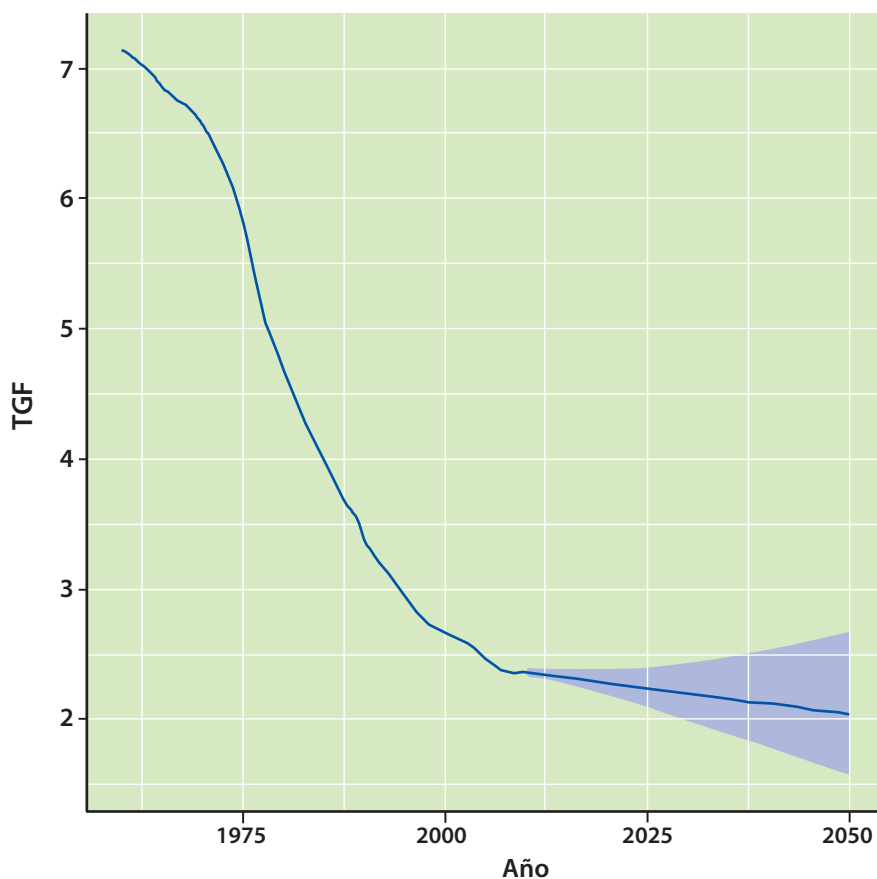
en países de Europa y del este de Asia durante la década de los 90, donde se ha observado una muy baja fecundidad (Goldstein *et al.*, 2009). Al igual que en las proyecciones FDA, las PE1 indican en su límite de predicción superior un estancamiento de la TGF hasta el 2018, pero a diferencia de las primeras, después pronostica un descenso acelerado.

Migración neta internacional

La proyección de la migración internacional representa un reto metodológico particular. Usualmente, algunos expertos sugieren mantener las tasas de migración neta constantes a lo largo del horizonte de proyección (CONAPO, 2008 y 2003 y DPNU, 2012), lo cual es lo mejor cuando no se sabe nada sobre su dinámica intrínseca; por ejemplo, en las *Perspectivas de la población mundial de la ONU del*

Gráfica 2

Tasa global de fecundidad estimada 1960-2009 y pronosticada 2010-2050, México



2012 (DPNU, 2012) se formularon dos hipótesis sobre el futuro de la migración neta: en la primera (llamada hipótesis de migración normal), los niveles proyectados de ésta se mantienen constantes hasta el 2015 y, después, suponen que se reducirán gradualmente; en la segunda (denominada hipótesis de migración cero), la migración internacional para cada país se fija en cero a partir del periodo 2010-2015 (DPNU, 2012, p. 12). Por otra parte, la más reciente proyección de población realizada por el CONAPO supone que, en el largo plazo, la migración neta subirá de nuevo a los niveles alcanzados en 1995 (CONAPO, 2012, p. 88). Estos supuestos se contradicen de alguna manera con el carácter programático de tales proyecciones, lo cual implica que el gobierno mexicano esperaría que, en el futuro, su población encontrara mejores oportunidades económicas en el extranjero que en México (García Guerrero, 2013).

Hay demasiados factores que afectan al fenómeno de la migración mexicana: sociales, económicos, políticos y ambientales, entre otros. Éstos son muy inciertos (principalmente los económicos), por lo que la migración también lo es. Hoy en día, el fenómeno migratorio mexicano atraviesa por un momento coyuntural provocado por la reciente crisis económica mundial. De acuerdo con Passel, en los años recientes la migración mexicana a Estados Unidos de América (EE.UU.) ha disminuido de manera inesperada por varias causas, "...la paralización de la migración parece ser el resultado de muchos factores, incluyendo el debilitamiento de los mercados de trabajo y de la construcción de viviendas en E.U., el incremento en la vigilancia fronteriza, aumento en las deportaciones, los crecientes peligros asociados con los cruces de indocumentados en la frontera, la disminución de las tasas de natalidad de México y las más amplias condiciones económicas en México..." (Passel 2012, p. 6).

Estos factores eran imprevisibles al comienzo del siglo XXI, cuando la migración de México a EE.UU. se encontraba en su nivel más alto: en el 2000, la inmigración anual de nuestro país hacia el vecino de norte fue de alrededor de 770 mil personas y, en el 2010, cayó a 140 mil por año, aproximadamente

(Passel 2012, p. 8). Otro efecto colateral de la crisis económica mundial es que muchos migrantes de Centroamérica que intentan cruzar el territorio mexicano rumbo a EE.UU. permanecen en México a la espera de mejores condiciones económicas en éste; no obstante, lo anterior no significa que el estancamiento de la emigración haya sido la única causa del estancamiento de la migración mexicana, sino también lo es el regreso de muchas familias con niños nacidos en Estados Unidos de América.

En este sentido, y como se puede observar en la gráfica 3, el pronóstico de la migración neta internacional considera casi cualquier escenario. Ante la alta volatilidad que ha presentado durante los últimos años, hacia el 2050 considera una migración internacional marcada por una fuerte inmigración o por un éxodo de mexicanos sin precedentes. La diferencia de las proyecciones FDA respecto de las PE1 es que estas últimas, por su construcción metodológica, acotan y conservan bajo control las variables que pueden incrementar la volatilidad. Esto se hizo con el fin de no tener cálculos poblacionales incoherentes, como serían poblaciones totales negativas; sin embargo, con el FDA esto no ocurre a pesar de la alta volatilidad. Por otra parte, respecto a las medianas, en el pronóstico PE1 se mantienen constantes y cercanas a cero, para ambos sexos, a lo largo del horizonte de proyección. En cambio, la proyección FDA muestra ciertas oscilaciones a lo largo del horizonte de proyección; por ejemplo, para el caso de la migración neta internacional masculina, llega a un valor negativo cercano a los 130 mil en el 2019 y a uno positivo de poco más de 30 mil en el 2050; para el caso de la femenina, señala que, en la mediana, desde el primer año del pronóstico, la tendencia es creciente, indicando un cambio de dirección en el flujo predominante de la migración neta hacia el 2030, cuando se observa un cambio de signo negativo a positivo, alcanzando un valor positivo de poco más de 80 migrantes netos hacia el 2050.

Población total

Finalmente, al incorporar las proyecciones de las variables demográficas básicas en la ecuación de-

Gráfica 3

Migración neta total estimada 1960-2009 y pronosticada 2010-2050, por sexo, México



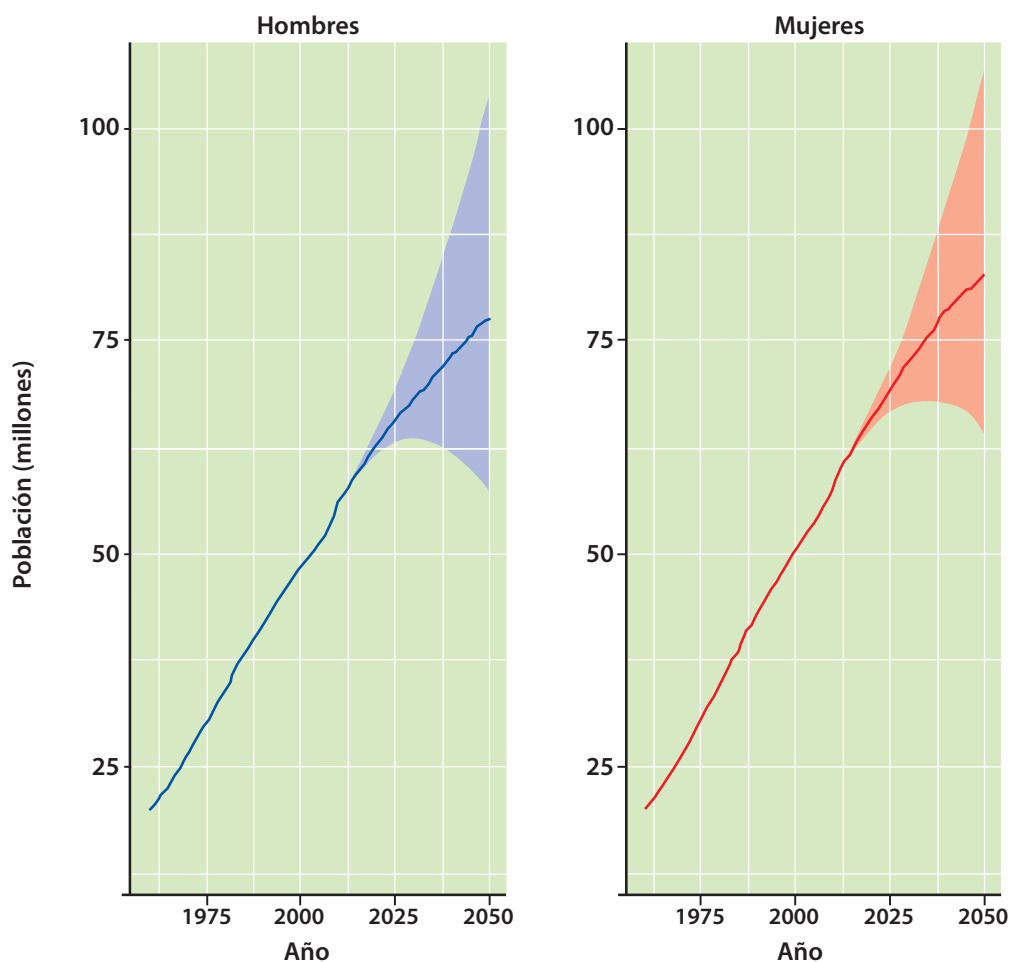
mográfica básica por edades y sexo en un modelo de simulación que permite incorporar, a su vez, la incertidumbre asociada a dichas variables, se calcula la población futura probable de la población mexicana. En las gráficas 4 y 5 se muestran, por un lado, los montos totales de población futuros por sexo y las pirámides poblacionales al inicio y al final de horizonte de proyección.

La alta incertidumbre cuantificada para la mortalidad y migración neta internacional se refleja en la forma de trompeta del intervalo de predicción para cada sexo, es decir, es tan probable que continúe un crecimiento ininterrumpido y que, incluso, se llegue a acelerar, como que comience a disminuir a una gran velocidad, pero en la mediana se muestra una clara tendencia a que siga el crecimiento

del país. Como se puede observar en la gráfica 4, el pronóstico FDA señala que la población podría pasar de 114.6 millones de habitantes en el 2010 (distribuidos en 58.6 millones de mujeres y 56 millones de hombres) a 128.7 millones en 2020 (66 millones de mujeres y 62.7 millones de hombres), con una oscilación de entre 126 millones y 131 millones en ese mismo año. Hacia el 2050 se pronostica un valor poblacional mediano de 161 millones (84 millones de mujeres y 77 millones de hombres), pudiendo oscilar entre 127 millones y 196 millones de personas en ese mismo año.

Por otro lado, el pronóstico PE1 parte de una base poblacional de 113 millones de habitantes en el 2010 (58 millones de mujeres y 55 millones de hombres) para llegar a 128 millones en el 2020

Población total por sexo estimada 1960-2009 y pronosticada 2010-2050, México



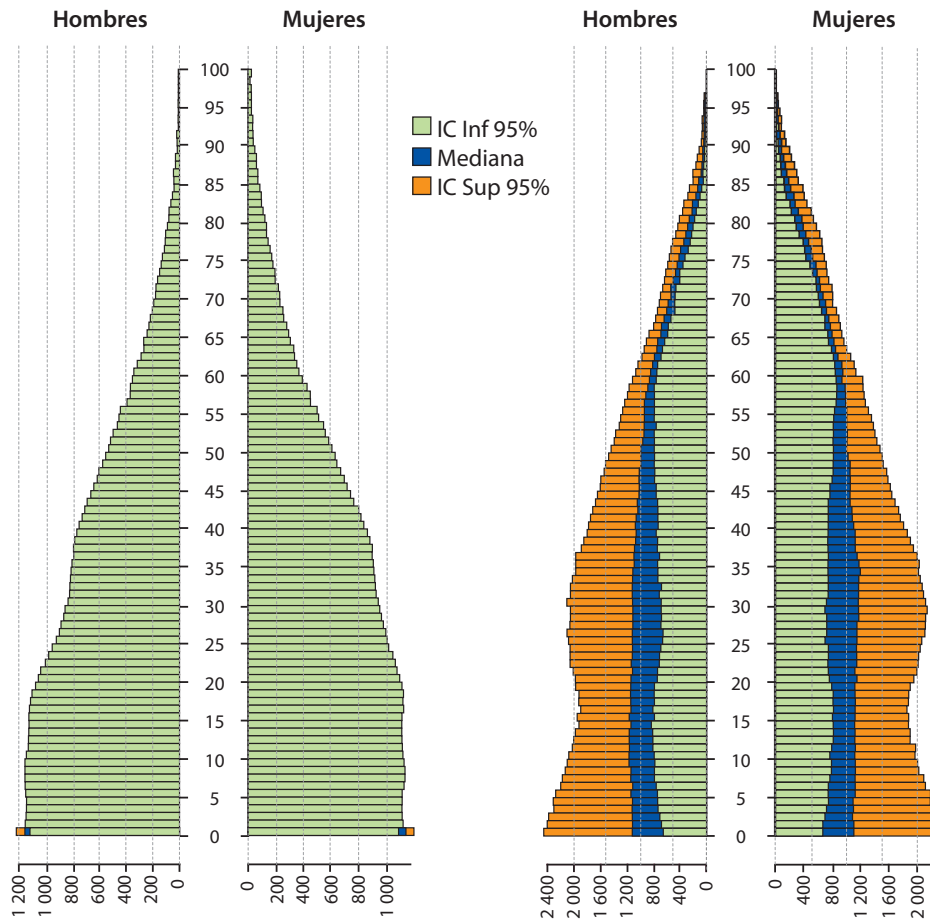
(distribuidos en 65 millones de mujeres y 63 millones de hombres) con una variabilidad de entre 125 millones y 131 millones de personas, cifras muy similares al pronóstico FDA, pero, hacia el 2050, el del PE1 muestra un valor mediano de 145 millones (74 millones de mujeres y 71 millones de hombres), con una oscilación de entre 125 millones y 166 millones. Lo anterior deja al pronóstico FDA 16 millones por arriba del PE1 y, mientras el rango de su intervalo de predicción es de 70 millones, el del PE1 es de 41 millones. Lo anterior se explica porque el pronóstico PE1 no permite que haya mucha volatilidad en las variables demográficas básicas; sin embargo, en el corto plazo, los resultados entre ambos métodos son muy similares.

Por último, la proyección del CONAPO parte, en el 2010, de un valor similar al del FDA: 114.3 millo-

nes (58.5 millones de mujeres y 55.8 millones de hombres). Al 2020, proyecta 127 millones (distribuidos en 66 millones de mujeres y 61 millones de hombres) y al 2050, 151 millones (78 millones de mujeres y 73 millones de hombres). Así, es probable que al 2020 subestime a la población que será censada en ese año y al final del horizonte de proyección queda en la intersección de los intervalos de confianza, por ello, es probable que para ese año, si no hay cambios abruptos en la demografía nacional, se obtenga un monto poblacional muy similar (lo cual no significa que las variables demográficas básicas tengan que operar de la manera en que son proyectadas en el ejercicio del CONAPO).

Lo anterior significa que, a largo plazo, la incertidumbre de las variables demográficas básicas se refleja en una alta incertidumbre de la población

Gráfica 5

Estructura por edades y sexo pronosticada al 2010 (izquierda) y al 2050 (derecha), México

total para cada sexo. La planeación demográfica a largo plazo puede ser una tarea difícil y un tanto arriesgada; no obstante, a corto plazo, la incertidumbre se observa moderada y es posible asegurar que la variabilidad de la dinámica demográfica no puede afectar considerablemente la planeación. Las principales diferencias a corto plazo entre las proyecciones calculadas con métodos distintos pueden provenir de la estimación de la población base y de la estimación de la dinámica demográfica histórica (llamada también conciliación).

Respecto a la estructura por edades (ver gráfica 5), al final del horizonte de proyección, el pronóstico FDA indica una estructura etárea muy similar a la de una población estable, pero no en el límite de predicción superior en el que se observa

un rejuvenecimiento abrupto de la población. En cambio, la proyección del CONAPO muestra, para el 2050, una estructura por edades aún concentrada en los grupos jóvenes, llegando a una base todavía predominante, producto de mantener la fecundidad constante. En cambio, en el pronóstico PE1 se presenta una continua disminución de la base de la pirámide, no sólo en la mediana sino en los límites de predicción, lo cual conlleva a que esta proyección es la única que muestra un acelerado proceso de envejecimiento. Éste se debe, en parte, a que no se controla el descenso de la fecundidad y llega a niveles de muy baja fecundidad. Lo anterior implica que, si bien las diferencias entre las distintas proyecciones pueden ser relativamente pocas en el monto poblacional, en la estructura por edades indican escenarios demográficos muy diferentes entre sí.

Conclusiones

En este trabajo se aplica la perspectiva de datos funcionales propuesta por Hyndman y Booth (2008) para pronosticar la población mexicana. Se comparan los resultados tanto los obtenidos en el pronóstico estocástico desarrollado en García Guerrero (2014a) como los de las proyecciones deterministas del CONAPO (2012). Los tres tipos de ejercicios prospectivos parten de un marco metodológico general muy similar en el que se incorporan las proyecciones o pronósticos de las variables demográficas en la ecuación demográfica básica por edades, también conocido como método de las componentes o de las cohorte-componentes. Éste supone que es por medio de la ecuación demográfica básica que se genera la interacción entre las variables demográficas lo cual, a su vez, resulta una determinada estructura por edades y sexo. Además, supone que es posible pronosticar cada variable demográfica como una serie histórica independiente ya que, al utilizar las tasas específicas de cada fenómeno demográfico, implícitamente se incorpora la información del fenómeno mismo, de su estructura por edades y de la población expuesta al riesgo relacionada y su estructura por edades, misma que, a su vez, contiene la información del fenómeno a modelar y su interacción con las otras dos variables demográficas.

De esta manera, el FDA, en su afán de no dejar fuera ninguna fuente de incertidumbre, calcula intervalos de predicción muy amplios, sobre todo en variables que han sufrido *shocks* inesperados en su dinámica, como es el caso de la mortalidad y migración neta internacional mexicanas. Cuando la dinámica varía dentro de lo esperado y continúa con la tendencia esperada, el FDA estima y pronostica de manera muy eficiente, como es el caso de la fecundidad. Esto es razonable, ya que el FDA ha sido probado sólo para el caso de Australia, país que tiene una calidad en su información demográfica muy superior a la de México hoy en día. El PE1 controla mejor el rango de variación de las componentes demográficas básicas, sobre todo aquellas que están sujetas a muy alta incertidumbre, además de que no utiliza métodos de suaviza-

miento ni fuerza a que exista coherencia entre las variables demográficas en el sentido de Hyndman y Ullah (2007); sin embargo, con el afán de no interferir subjetivamente con el modelo, permite que variables, como la fecundidad, continúen su evolución sin restringirla en virtud de las implicaciones en la dinámica demográfica en su conjunto.

No obstante, ambos métodos son mucho más potentes que las extrapolaciones deterministas que se han venido realizando oficialmente en el sentido que se mencionó con anterioridad, ya que permiten medir la incertidumbre inherente a cualquier fenómeno humano y porque permiten informar de una manera más honesta y completa lo que se sabe y, sobre todo, lo que se desconoce acerca de la dinámica demográfica. Es necesario seguir realizando aplicaciones y propuestas de este tipo para el caso de la información demográfica de México o de países con similitudes en la captación de datos, de tal suerte que, de forma eventual, se llegue a construir un método unificado para la mejor toma de decisiones. Tal vez, las propuestas provenientes de la estadística bayesiana tengan mucho que aportar al respecto.

Fuentes

- Alho, Juha. "Stochastic methods in population forecasting", en: *International Journal of Forecasting*. Núm. 6, 1990, pp. 521-530.
- _____. "Uncertain Population Forecasting", en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 80, Núm. 390, 1985, pp. 306-314.
- Alho, Juha y B. Spencer. *Statistical demography and forecasting*. Springer Series in Statistics. EE.UU., Springer, 2005.
- Booth, Heather, J. Maindonald y L. Smith. "Age-time interactions in mortality projection: Applying Lee-Carter to Australia", en: *Working Papers in Demography*. No. 85. Demography and Sociology Program, Research School of Social Sciences, The Australian National University, 2002.
- Box, George y G. Jenkins. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco, California, EE.UU., Holden-Day, 1976.
- Canudas-Romo, Vladimir y V. M. García-Guerrero. *The Stagnation of the Mexican Life Expectancy in the First Decade of the Twenty First Century: The Impact of Violent Deaths*. Ponencia presentada en la sesión 043: *Crisis mortality: documenting the effects of conflict, famines and natural disasters* en el marco de la XXVIII IUSSP International Population Conference. Busan, Corea del Sur, agosto del 2013.

- Cohen, Joel E. "Population Forecasts and Confidence Intervals for Sweden: A Comparison of Model-Based and Empirical Approaches", en: *Demography*. Vol. 23, Núm. 1, 1986, pp. 105-126.
- CONAPO. Proyecciones de la población de México, de las entidades federativas, de los municipios y de las localidades, 2005-2050. *Documento metodológico*. México, CONAPO, 2008.
- _____. *Proyecciones de la población de México, de las entidades federativas, de los municipios y de las localidades, 2000-2050*. México, CONAPO, 2003.
- División de Población de Naciones Unidas (DPNU). Assumptions Underlying the 2010 Revision. *Department of Economic and Social Affairs*, DPNU, 2012. Disponible en <http://esa.un.org/unpd/wpp/Documentation>
- García Guerrero, Víctor Manuel. *Proyecciones y políticas de población en México*. México, Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales, El Colegio de México, AC, 2014^a.
- _____. "Las proyecciones de la población de México", en: Rabell, C. (coord.). *Los mexicanos: un balance del cambio demográfico*. México, Fondo de Cultura Económica, 2014b, pp. 857-900.
- _____. "Las estimaciones y proyecciones demográficas como herramienta para el diseño de políticas de población", en: Valdés, L. M. (coord.). *Hacia una nueva ley general de población en México*. México, Instituto de Investigaciones Jurídicas, UNAM, 2014c, pp. 259-278.
- _____. "Las nuevas proyecciones de población 2010-2050", en: *Boletín de la Sociedad Mexicana de Demografía*. México, SOMEDE, AC, 2013.
- _____. "Un análisis de las diferencias entre las proyecciones de población 2006-2050 y el censo de población 2010", en: *Coyuntura Demográfica. Revista sobre los Procesos Demográficos en México Hoy*. Vol. I, Núm. 1. México, Sociedad Mexicana de Demografía, AC, 2011. pp. 62-65. Disponible en <http://www.somede.org/coyuntura-demografica/flipping/numero1/#/62>
- García Guerrero, Víctor Manuel y M. Ordorica. "Proyección estocástica de la mortalidad mexicana por medio del método de Lee-Carter", en: *Estudios Demográficos y Urbanos*. Vol. 27, Núm. 2 (80). Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales, El Colegio de México, AC, 2012, pp. 409-448.
- Goldstein, J., T. Sobotka y A. Jasiloniene. "The End of "Lowest-Low" Fertility?", en: *Population and Development Review*. 35(4), 2009, pp. 663-699.
- Gómez de León, José. *Empirical DEA Models to Fit and Project Time Series of Age-Specific Mortality Rates*. No publicado. Central Bureau of Statistics, Noruega, 1990.
- González Pérez, Carlos y V. Guerrero Guzmán. *Pronósticos estadísticos de mortalidad y su impacto sobre el sistema de pensiones de México*. Trabajo ganador del Premio de Pensiones 2007 otorgado por la Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro, 2007. Consultado en http://www.consar.gob.mx/premio_pensiones/premio_2007.shtml
- Heyde, C. C. y J. E. Cohen. "Confidence Intervals for Demographic Projections Based on Products of Random Matrices", en: *Theoretical Population Biology*. Vol. 27, Núm. 2, 1985, pp. 120-153.
- Hyndman, Rob J. y H. Booth. "Stochastic population forecasts using functional data models for mortality, fertility and migration", en: *International Journal of Forecasting*. Vol. 24, Núm. 3, 2008, pp. 323-342.
- Hyndman, R. y S. Ullah. "Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach", en: *Computational Statistics & Data Analysis*. 51, 2007, pp. 4942-4956.
- Hyndman R. (con contribuciones de Heather Booth, Leonie Tickle y John Maindonald). *Demography: Forecasting mortality, fertility, migration and population data. R package version 1.17*. 2014a. Disponible en <http://CRAN.R-project.org/package=demography>
- Hyndman R. (con contribuciones de George Athanasopoulos, Slava Razbash, Drew Schmidt, Zhenyu Zhou, Yousaf Khan, Christoph Bergmeir and Earo Wang). *Forecast: Forecasting functions for time series and linear models. R package version 5.3*. 2014b. Disponible en <http://CRAN.R-project.org/package=forecast>
- Kesseli, Katja y C. Galindo. "The Many Mexicos. Stochastic Forecast 2001-2050", en: *Papeles de Población*. Núm. 51, 2007, pp. 147-185.
- Le Bras, H. *Un modèle de projections aleatoires*. Documento presentado en la conferencia de la IUSSP-Ciudad de México (mimeo), 1971.
- Lee, Ronald. "Probabilistic Approaches to Population Forecasting", en: *Population and Development Review, Supplement: Frontiers of Population Forecasting*. Vol. 24, 1998, pp. 156-190.
- _____. "Modeling and forecasting the time series of US fertility: Age distribution, range, and ultimate level", en: *International Journal of Forecasting*. Vol. 9, 1993, pp. 187-202.
- _____. "Forecasting Births in Post-Transition Populations: Stochastic Renewal with Serially Correlated Fertility", en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 69, Núm. 347, 1974, pp. 607-617.
- Lee, Ronald y L. Carter. "Modeling and Forecasting U.S. Mortality". Supplement: *Aging, Health, and Public Policy*, en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87, Núm. 419, 1992, pp. 659-671.
- Lee, Ronald y T. Miller. "Evaluating the performance of the Lee-Carter method for forecasting mortality", en: *Demography*. Vol. 38, Núm. 4, 2001, pp. 537-549.
- Lee, Ronald y S. Tuljapurkar. "Stochastic population forecast for the United States: Beyond high, medium and low", en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 89, Núm. 428, 1994, pp. 1175-1189.
- Li, Nan, R. Lee y S. Tuljapurkar. "Using the Lee-Carter method to forecast mortality for populations with limited data", en: Lutz, Wolfgang y Joshua Goldstein (eds.). *How to deal with uncertainty in population forecasting?*, Reprinted from *International Statistical Review*. 72(1 y 2):1-106, 157-208, 2004, pp.19-36.
- Meyer, Carl. *Matrix Analysis and Applied Linear Algebra*. EE.UU., Society for Industrial and Applied Mathematics Philadelphia, 2000.

- Mier y Terán, Marta y V. M. García Guerrero. "Changements démographiques récents et perspectives futures au Mexique", en: *Problèmes d'Amérique latine*. Núm. 87. Francia, Editions Choiseul, I.S.S.N. 0765-1333, 2012, pp. 49-78.
- Oeppel, Jim y J. Vaupel. "Broken limits to life expectancy", en: *Science*. 296(5570), 2002, pp. 1029-1031.
- Ordorica Mellado, Manuel. "Pronóstico de las defunciones por medio de los modelos autorregresivos integrados de promedios móviles", en: *Papeles de Población*. Núm. 42. México, Universidad Autónoma del Estado de México, 2004, pp.249-264.
- _____. *El Filtro de Kalman en la planeación demográfica*. Tesis doctoral. México, División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Ingeniería, UNAM, 1995.
- Passel, Jeffrey, D. Cohn y A. González-Barrera (). *Net Migration from Mexico Falls to Zero and Perhaps Less*. EE.UU., Pew Hispanic Center, Pew Research Center, Washington, DC, 2012.
- Preston, Samuel, P. Heuveline y M. Guillot. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Londres, Inglaterra, Blackwell Publishers Ltd., 2000.
- R Development Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. Viena, Austria, R Foundation for Statistical Computing, 2005. Disponible en <http://www.R-project.org>
- Saboia, João L. "Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Models for Birth Forecasting", en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 72, Núm. 358, 1977, pp. 264-270.
- _____. "Modeling and forecasting populations by time series: The Swedish case", en: *Demography*. 11, 1974, pp. 483-492.
- Silva, E., V. Guerrero y D. Pea. "Temporal disaggregation and restricted forecasting of multiple population time series", en: *Journal of Applied Statistics*. Vol. 38, Issue 4, 2011, pp. 799-815.
- Silva E. y M. Ordorica. "Pronósticos multivariados de poblaciones con series de tiempo: el caso de la ZMCM contrastado con datos del Censo 2010", en: *Estudios Demográficos y Urbanos*. Vol. 28, Núm. 1 (82), 2013.
- Sykes, Z. M. "Some stochastic versions of the matrix model for population dynamics", en: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 44, 1969, pp. 111-130.
- SOMEDE. *Conciliación demográfica de México y entidades federativas 1990-2010*. Inédito, 2011.
- Wilmoth, John R. "Variation in vital rates by age, period, and cohort", en: *Sociological Methodology*. 20, 1990, pp. 295-335.
- _____. "Computational methods for fitting and extrapolating the Lee-Carter model of mortality change", en: *Technical Report*. EE.UU. Department of Demography, University of California, Berkeley, 1993.

Hacia una medición objetiva del bienestar subjetivo

Jorge Yamamoto Suda



Universidad de Chile v San Marcos de Africa – Torneo Transición 2013/ LatinContent/Getty Images

La medición del bienestar subjetivo para orientar el desarrollo de las naciones es una tendencia en notable crecimiento; en consecuencia, la validez de la medición de lo subjetivo resulta un problema de relevancia. La Psicometría ha desarrollado procesos para medir fenómenos subjetivos con validez y confiabilidad de manera indirecta; sin embargo, en fecha reciente, desde la neurociencia aparecen modelos de medición directa del bienestar subjetivo que abren la perspectiva para una futura medición objetiva. El presente artículo resume la neurociencia de la felicidad, resaltando los neurotransmisores involucrados en la experiencia afectiva; presenta el desarrollo de biomarcadores, es decir, muestras orgánicas que constituyen indicadores de la actividad física y psicológica de las personas; discute los potenciales biomarcadores del bienestar subjetivo y su relación con diferentes tipos de felicidad: los opiáceos (placer hedónico), la dopamina (placer motivado de perseguir una meta) y la oxitocina (placer de las relaciones interpersonales positivas).

Palabras clave: medición del bienestar subjetivo, biomarcadores del bienestar subjetivo, facetas de la felicidad.

Recibido: 14 de enero de 2014

Aceptado: 9 de julio de 2014

Estudios mundiales de la felicidad: alcances y limitaciones

La medición del bienestar subjetivo está siendo reconocida como un enfoque fundamental para la política internacional, el gobierno regional y la Academia. La medición del desarrollo a través del producto interno bruto (PIB), por ejemplo, resulta insuficiente y hasta contradictoria para una concepción holística del bienestar humano. En esta dirección, se puede observar un interés global de medirlo para la toma de decisiones en políticas públicas. Naciones como el Reino Unido, México, Ecuador y Australia, entre otras, cuentan con iniciativas afianzadas de medición del bienestar subjetivo e incorporación de los resultados de esas medidas en la política pública. Más aún, algunos países, como Brasil y el reino de Bután, incorporan la

Every day it is more common to use subjective well-being measurement as guidance in nations' development. Thus, validity in subjective measurement is a more relevant issue today. Psychometrics, by using an indirect-measurement model, has developed processes to measure subjective phenomena in a valid and reliable way. However, more recently and within the realm of neuroscience, there have emerged direct-measurement models that widen up this perspective, aiming to future objective measurements of subjective well-being. This paper provides a summary of the neuroscience of happiness with emphasis on the neurotransmitters involved in affective experiences. It discusses the development of biomarkers (organic samples that are indicators of physical and psychological activities). It also argues subjective well-being potential biomarkers and their relation with different kinds of happiness: opioids as hedonic pleasure markers, dopamine as motivated behavior marker, and oxytocin as a biomarker of positive interpersonal-relationships pleasure.

Key words: subjective well-being measurement, subjective well-being biomarkers, happiness facets.

felicidad como un objetivo nacional. Las iniciativas en torno al tema se extiende a organizaciones internacionales como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y la Organización de las Naciones Unidas (ONU) (para una revisión, ver: Rojas *et al.*, 2012).

Medición indirecta con validez y confiabilidad de lo subjetivo: la Psicometría

La medición de procesos y variables subjetivas cuenta con más de un siglo de tradición, en especial desarrollada por la Psicología, disciplina que se dedica a la investigación de fenómenos de percepción, sensación y emociones. A principios de la década de los 10 del siglo pasado (Stern,

1910 y 1911) se comenzaban a desarrollar métodos para una medición válida de la inteligencia. Dado que no se pueden medir de forma directa variables como la inteligencia, las actitudes o la felicidad, se utilizan indicadores intermedios de la presencia de la característica que se quiere medir; de esta forma, la epistemología de las disciplinas que miden procesos subjetivos se basan en modelos de medición indirecta; por ejemplo, no se puede medir la inteligencia en sí, pero sí es posible evaluar la solución inteligente de problemas expresados en preguntas, de manera que cierto conjunto de problemas representativos de ciertas áreas de la inteligencia podrían dar una idea suficientemente precisa del nivel intelectual de un individuo en esa área. De igual forma, a través de ciertas preguntas diseñadas mediante procedimientos estandarizados de construcción de pruebas, se viene desarrollando una evaluación válida y confiable de variables como las actitudes y el bienestar subjetivo. Estos procedimientos requieren de rigurosos pasos de validación y estandarización y constituyen una disciplina: la Psicometría.¹ Es importante señalar que no todos los instrumentos de medición utilizados en los estudios mundiales de felicidad han sido validados a través de métodos psicométricos.

Medición directa de procesos subjetivos

Más allá de la Psicometría, en los últimos años se viene desarrollando una revolución epistemológica en la Psicología y la Psiquiatría, esta última considerada como un ciudadano de segunda clase en la ciencia y la Medicina; mientras que la mayoría de especialidades médicas basan sus diagnósticos en indicadores objetivos a través de análisis de sangre u otros marcadores biológicos, la Psiquiatría aún los sustenta en indicadores indirectos, como entrevistas que recogen las percepciones del paciente; sin embargo, desde finales del siglo pasado se está observando un cambio importante: la incorporación de biomarcadores. Esto conlleva a la expectativa de una mejora sustancial de los

¹ Para una introducción clásica a estos métodos, se puede revisar Nunally, 1978.

diagnósticos, una mejor predicción del curso de una enfermedad y un tratamiento personalizado de acuerdo con las características propias de cada paciente.

Los biomarcadores no sólo pueden ser usados en la Psiquiatría, sino también en comportamientos, como los aspectos emocionales del ser humano (Singh & Rose, 2009), y constituyen una tendencia emergente que está generando un cambio hacia una epistemología de medición directa; son indicadores objetivos fisiológicos de trastornos psiquiátricos y de estados psicológicos.

Se vienen desarrollando aplicaciones para la prevención e intervención social (Beauchaine, Neuhaus, Brenner & Gatzke-Kopp, 2008), en la medición del impacto de la adversidad (Worthman & Panter-Brick, 2008) en la relación entre el nivel socioeconómico y la salud (Matthews & Gallo, 2011) y en el bienestar subjetivo (Ryff *et al.*, 2006; Seplaki, Goldman, Weinstein & Yu-Hsuan, 2004), tema de interés para el presente artículo. Antes de discutir los biomarcadores para este ámbito, resulta necesario comprender las bases (objetivas) en las cuales ocurre el proceso del bienestar subjetivo: el sistema nervioso.

Hacia una medición objetiva del bienestar subjetivo

Neurociencia de la felicidad

Los estados subjetivos y emocionales (como la depresión y la alegría) tienen su base objetiva en la actividad del sistema nervioso, sobre todo en el cerebro. La neurociencia de la felicidad es un área de desarrollo incipiente y literatura dispersa, sin embargo, existe evidencia que converge en señalar que un componente central de la experiencia de la felicidad se encuentra en un proceso que parte de la percepción de un problema que motiva la búsqueda de ayuda de otros para solucionar el problema, y esa interacción social eficiente lleva a una percepción de bienestar subjetivo. Este proceso tiene un correlato cerebral en el circuito del estrés que procesa la percepción

de un problema y activa principalmente el eje hipotalámico pituitario adrenocortical (HPA) que, a su vez, activa la disponibilidad de oxitocina (OT), la cual motiva la búsqueda de ayuda. Cuando se percibe que esta ayuda es alcanzada, la OT tendrá un efecto en la reducción del cortisol y su consecuente reducción del estrés; de manera adicional, la oxitocina producirá una sensación de placer gregario y, de forma concomitante, generará una elevación de los opiáceos, los cuales tendrán un efecto placentero (Gunnar & Quevedo, 2007; Taylor & Gonzaga, 2007; Taylor *et al.*, 2006).

Todo lo anterior sugiere la hipótesis de que una vida feliz no estaría definida, como muchas teorías de la felicidad proponen, en la ausencia de problemas, en la completa seguridad social y en la pura presencia de afectos positivos, sino en la presencia de retos que, con la ayuda de un grupo de cooperantes (en especial la familia o los amigos), se van resolviendo uno a uno. Esto puede explicar por qué en América Latina se encuentra un nivel de bienestar subjetivo muy alto: se trata de una región con importantes problemas sociales que se van resolviendo sobre todo con el apoyo y unión de la familia y los amigos (Yamamoto, en prensa). Esto generaría un círculo virtuoso: problema social, búsqueda de ayuda (oxitocina), soporte de la familia y los amigos —reducción del cortisol (estrés) y aumento de los opiáceos (placer)—, bienestar subjetivo resultante.

En contraste, los países ricos e individualistas tienen menos problemas sociales, no buscan apoyo de la familia, las redes de amigos son menos amplias y menos intensas comparadas con las latinoamericanas, generando un vacío en los neurotransmisores del placer. Esta dinámica puede explicar parte importante de la razón por la cual se observa un bienestar subjetivo reducido en países del autodenominado primer mundo.

La idea de una vida feliz resolviendo problemas en grupo, en contraste con la idea de una vida feliz sin problemas y con seguridad total o casi total, es coherente con la historia ancestral humana, una trayectoria en la cual los retos de supervivencia han sido ubicuos y los periodos de seguridad y confort

son más bien modernos. El surgimiento del *Homo sapiens* estuvo marcado por una intensa competencia donde el nombre del juego era evitar la extinción, y esta especie humana es la única sobreviviente a las más de 22 del género *Homo* encontradas en los registros fósiles (Sawyer, Deak, Sarmiento & Milner, 2007). La felicidad como estado ideal de vida es un fenómeno moderno: en el siglo XVII, la ética protestante favorecía un comportamiento melancólico y austero, y ya recién en el siglo XIX, la ética de una nueva clase media, influenciada por los valores surgidos de la Ilustración y los avances del confort, propuso el ideal de la felicidad (Stearns, 2012).

Dado que la configuración del cerebro ha tardado decenas de miles de años, la idea de una felicidad basada en la vida sin problemas no tiene sustento bajo la mirada de su evolución; más bien, millones de años de problemas resueltos de forma exitosa a través de la vida en grupo habría instalado en el cerebro humano un circuito que premie con poderosos afectos positivos la inclusión social y castigue con potentes afectos negativos la exclusión (MacDonald & Leary, 2005).

Dado que los humanos no cuentan con alas para volar de los depredadores ni eficientes dientes para atrapar presas, la estrategia de sobrevivencia y prevalencia a través de la compleja organización social ha sido el camino para dominar el planeta (Panksepp, 1998 y 2003). Instalado este circuito en la evolución, la mera interacción social (en especial aquella vinculada con la resolución de problemas) generará la activación de las sustancias del cerebro encargadas de producir las sensaciones placenteras que definen la felicidad. Existe evidencia de otros importantes circuitos implicados en la experiencia de la felicidad, como la neurociencia del amor y la violencia. Éstos se encuentran interconectados con el proceso problema-soporte-bienestar, pero no serán revisados en el presente artículo.

Biomarcadores del bienestar subjetivo

Comprendiendo el funcionamiento de determinado circuito en el cerebro se puede identificar a

sus respectivos biomarcadores, es decir, sustancias del organismo que pueden ser medidas de manera objetiva y son indicadores, en este caso, del bienestar subjetivo. El punto de partida del circuito problema-soporte-bienestar subjetivo es la activación del circuito del estrés estimulado por la aprehensión de un problema.

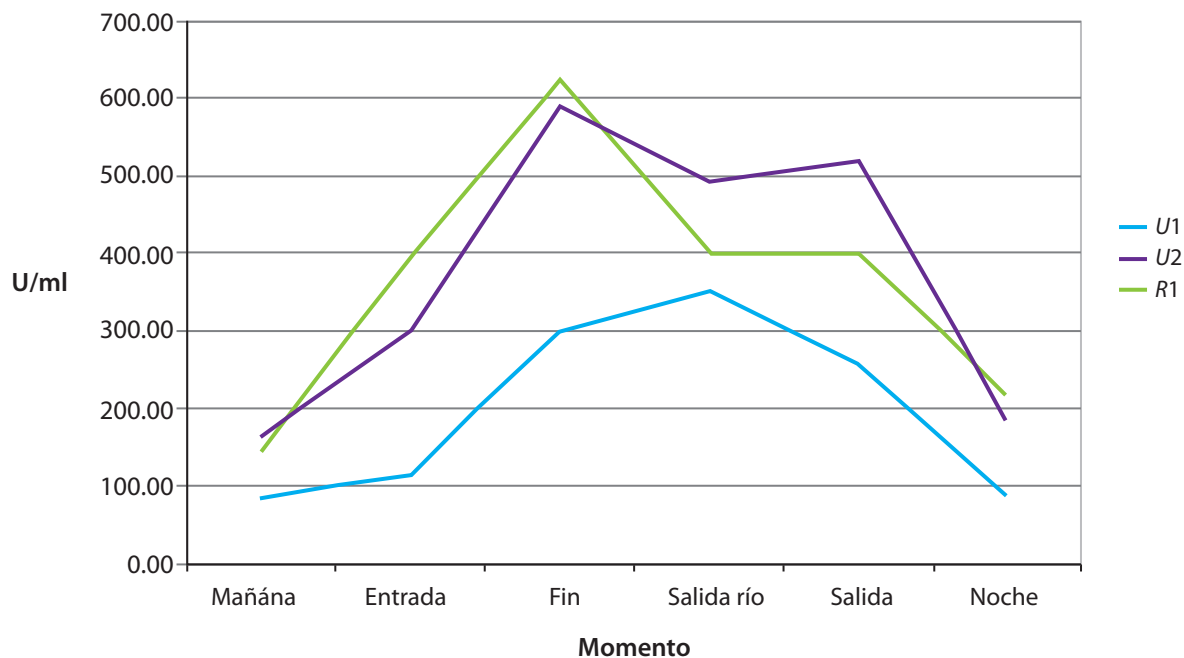
El proceso tiene dos subprocesos, el primero es de una reacción muy rápida y automática: en cuestión de segundos se acelera el ritmo cardiaco y la fuerza de bombeo del corazón para facilitar reacciones corporales rápidas e intensas y el cerebro recibe más sangre facilitando el proceso de la información; el sistema inmunológico se activa adelantándose a posibles heridas que deban ser curadas (Gunnar & Quevedo, 2007; Lupien, McEwen, Gunnar & Heim, 2009). Estos cambios están originados en el sistema simpático adrenomedular (SAM) y pueden ser rastreados a través de la medición de los niveles de alfa amilasa en la saliva (Strahler, Berndt,

Kirschbaum & Rohleder, 2010; Strahler, Mueller, Rosenloecher, Kirschbaum & Rohleder, 2010); un ejemplo de medición de su activación del primer subproceso se encuentra en el estudio que el autor del presente artículo realizó en la expedición a la gruta de Antypa Yarguna en los Andes en el 2010. La cueva no ha sido explorada en su totalidad por su complejidad y dificultad, por lo tanto, existía incertidumbre (factor asociado al estrés) sobre los retos a enfrentar (Hall, Chipperfield, Perry, Ruthig & Goetz, 2006; Rothbaum, Weisz & Snyder, 1982). De forma adicional, la última parte de la gruta se estrecha de forma que sólo se puede pasar acostado, todo esto con el cuerpo dentro de aguas gélidas propias de una altura superior a los 4 mil metros sobre el nivel del mar (m.s.n.m.).

En este estudio inédito se evaluaron los niveles de alfa amilasa, biomarcador del sistema del estrés de reacciones rápidas, encontrando un correlato de la actividad del sistema SAM con la dificul-

Activación adrenérgica en la exploración de la gruta de Antypa Yarguna

Medida de amilasa en fase experimental



En el eje horizontal se observa el momento de la expedición: *Mañana* es la medida usando el protocolo de la respuesta del cortisol al despertar el día de la expedición; *Entrada* es una medida al entrar en la cueva; *Fin* es el punto más lejano y récord de exploración de la cueva; *Salida río* es la bifurcación en la salida por una ruta que nunca antes se había explorado; *Salida* es la medida al salir de la cueva; *Noche* es la medida antes de dormir en el día de la expedición. U1, U2 y R2 representan los tres sujetos que participaron en la expedición. Se muestran los valores de alfa amilasa expresados en unidades por mililitro.

tad del momento de la expedición. En la gráfica se puede observar en el eje horizontal el momento de la expedición, siendo el punto denominado *fin* la parte donde se batió el récord de exploración de la cueva. La activación del sistema SAM va ascendiendo hasta llegar al final y va bajando conforme se sale de la cueva y se llega a la noche en el momento previo a dormir. Dado que la activación del SAM sugiere la preparación para un evento inminente, la evidencia presentada en esta medición apoya el cúmulo de estudios que concluyen que el alfa amilasa es un buen biomarcador de la activación del sistema simpático adrenomedular.

El segundo subproceso del estrés es de una reacción más lenta, que puede tardar unos 20 minutos en alcanzar su pico (Kirschbaum & Hellhammer, 1994; Nater *et al.*, 2005; Nater, Rohleder, Schlotz, Ehler & Kirschbaum, 2007). Se aumentan los glucocorticoides que permiten la transformación de las reservas del organismo en glucosa, brindando una energía adicional en caso que la amenaza que inició el estrés no se haya resuelto de forma rápida. Esta activación de los glucocorticoides genera altas demandas al organismo y produce una reducción de la actividad de los sistemas de mantenimiento del organismo. Se origina en un eje que tiene que ver con el hipotálamo, las glándulas pituitaria (HPA) y adrenal (Gunnar & Quevedo, 2007; Lupien *et al.*, 2009). El cortisol libre en la saliva constituye un marcador de la actividad del eje HPA y, en consecuencia, es considerado un biomarcador del estrés, habiendo evidencia congruente con esta idea (Clow, Thorn, Evans & Hucklebridge, 2004; Kirschbaum & Hellhammer, 1994; Schulz, Kirschbaum, Prübner & Hellhammer, 1998). Dado que las personas no siempre están conscientes del estrés, la medición del cortisol permite evaluar de forma directa el funcionamiento del sistema del estrés más allá de la percepción del individuo. Arbulú y Yamamoto (Arbulú, 2011) encontraron evidencia de la discordancia entre la percepción del estrés y la activación del eje HPA, biomarcador del estrés: la percepción del momento más estresante en la expedición citada a la cueva de Antypa Yarguna no coincidía con el pico de activación del cortisol libre en la saliva.

Hasta aquí se ha establecido la evidencia que el alfa amilasa y el cortisol libre en la saliva constituyen biomarcadores del estrés que pueden ser indicadores paradójicos, por un lado de una emoción (el estrés) opuesta al bienestar y por otro, de un antecedente de un estado de bienestar cuando luego del estrés se experimenta soporte social o ayuda de otros.

Un tercer biomarcador al cual se le debe prestar atención en el estudio del bienestar subjetivo es la oxitocina, que tiene un rol importante en la evolución del sistema nervioso humano y juega un papel preponderante en la expresión de los altos niveles de conducta social, esenciales en el comportamiento humano contemporáneo. La gran corteza humana, los altos niveles de cognición social y las complejas interacciones sociales y vínculos sociales no hubieran podido evolucionar sin las funciones fisiológicas y conductuales de la OT (Carter, 2014). Asimismo, como ya se había mencionado en un acápite anterior, forma parte importante del circuito problema-soporte-bienestar subjetivo: el estrés activa el cortisol que, a su vez, aumenta la disponibilidad de oxitocina, la cual motiva la búsqueda de ayuda que, cuando llega, el cortisol funciona como mediador entre el soporte, la disminución de éste (reducción del estrés) y la presencia del placer, inducida a través del incremento de los opiáceos en el organismo.

En la historia ancestral humana no faltaban los problemas, el estrés era una rutina cotidiana. El soporte de la familia y del resto de la pequeña tribu era concomitante con estos problemas. Consecuentemente, el circuito del estrés, la oxitocina y el placer han podido favorecer la evolución de la organización social y el altruismo recíproco que permitió a la especie humana alcanzar el dominio sobre la Tierra. De forma paradójica, algunas culturas modernas, en especial las del autodenominado primer mundo, se alejan de esa naturaleza: asumen el ideal de la autosuficiencia, la ultraautonomía y el ultraindividualismo, así como se asume que vivir libre de problemas y de estrés constituye el ideal de vida. Esta paradoja puede explicar parte importante de los estudios mundiales de felicidad que encuentran que las naciones del primer mundo cuentan con los índices más bajos de felicidad

(Abdallah, Michaelson, Shah, Stoll & Marks, 2012; Abdallah, Thompson, Michaelson, Marks & Steuer, 2009; Marks, Abdallah, Simms & Thompson, 2006) y muestran mayores niveles de depresión (Bromet *et al.*, 2011) y suicidio (WHO, 2003). En adición, la oxitocina está asociada a otro importante proceso en la evolución y el bienestar, como el amor y las relaciones sociales.

Marcadores genéticos y de influencia del ambiente en el desarrollo del individuo

Los biomarcadores pueden ser indicadores objetivos de ciertos estados afectivos con una enorme aplicación en la medición del bienestar subjetivo. De forma adicional, existen marcadores genéticos, indicadores objetivos dentro del ADN que marcan las diferencias individuales. Éstas no sólo pueden ser en el color de la piel o marcadores de enfermedades de origen genético, como el Síndrome de Down, también pueden ser de predisposiciones de tendencias emocionales.

La literatura acerca del bienestar subjetivo ha resaltado el papel de los factores propios del individuo, como la personalidad (Haslam, Whelan & Bastian, 2009; Marrero Quevedo & Carballeira Abella, 2011; Steel, Schmidt & Shultz, 2008; Temane & Wissing, 2008; Weiss, King & Enns, 2002; Weiss, King & Perkins, 2006) y las tendencias de los individuos a mantener cierto estado de ánimo en condiciones neutras (Brickman, Coates & Janoff-Bulman, 1978; Carver, Scheier & Segerstrom, 2010; Karademas, Kafetsios & Sideridis, 2007), entre otros.

Hay evidencia de que estos factores de predisposición personal aparecen de forma muy temprana en la vida —incluso las características del temperamento pueden ser observados en periodos prenatales— (Rothbart, 2007, 2012), son hereditarias y estables (McCrae & Costa, 1997; McCrae *et al.*, 2000), lo cual indica que existe una predisposición genética. De hecho, en los últimos años se viene acumulando amplia evidencia de marcadores genéticos de la personalidad y otros rasgos que caracterizan el comportamiento de la persona (Ando

et al., 2002; Benjamin, Ebstein & Belmaker, 2002; Gan *et al.*, 2004; Gunter, Vaughn & Philibert, 2010; Vernon, Villani, Schermer & Petrides, 2008). De esta forma, si el bienestar subjetivo tiene componentes de rasgos de personalidad y estos rasgos pueden ser vinculados con marcadores genéticos objetivos, hay un gran potencial para evaluar la dimensión de tendencias individuales del bienestar subjetivo, de forma objetiva, a través de estos marcadores genéticos.

Por ejemplo, la actividad del eje HPA (base fisiológica del segundo subsistema del estrés), está asociada al gen GR N363S, el cual genera una menor regulación de la terminación de la respuesta del eje HPA al estrés con el consecuente aumento (disfuncional) de la respuesta ante el estrés (Feder, Nestler & Charney, 2009). El gen VAL158Met COMT también se encuentra asociado a la respuesta del estrés, produce una menor degradación de la dopamina y la noradrenalina, la cual tiene por efecto extender la duración de la respuesta al estrés. Asimismo, están involucrados otros genes, como los de la monoamina oxidasa A, entre otros (Jabbi *et al.*, 2007). La identificación de varios genes que inducen una predisposición genética a un comportamiento (en este caso las reacciones rápidas ante el estrés y el tiempo en que la persona se queda con este malestar), sirve para ilustrar un principio de la genética conductual; los rasgos complejos de comportamiento no son explicados por un solo gen sino por muchos interrelacionados de forma compleja (Abrahams & Geschwind, 2008).

Por último, las personas pueden tener determinada predisposición genética, sin embargo, los genes suelen requerir ciertas influencias ambientales para poder activarse y expresarse en la conducta de las personas; por ejemplo, la variante corta del gen del transporte de la serotonina (5HTTLPR) asociada a un ambiente de estrés en los primeros meses de vida se relaciona con una mayor reactividad al estrés; sin embargo, cuando las personas que portan esta variante genética se desarrollan en un ambiente seguro y protector, generan índices muy bajos de reactividad al estrés. Los portadores de la variante larga del gen en mención no muestran

diferencias en la reactividad al estrés así hayan tenido un desarrollo temprano con estrés o con protección (Fox, Hane & Pine, 2007; Teicher *et al.*, 2003; Youngson & Whitelaw, 2008). La cadena de los genes es como el teclado de un piano: guardan el potencial para interpretar música, pero requieren de una activación del ambiente para que las teclas comiencen a sonar.

Biomarcadores y diferentes facetas del bienestar subjetivo

El análisis de biomarcadores de felicidad sugiere que existen, por lo menos, tres facetas de una conceptualización multidimensional del bienestar: los opiáceos como indicadores de la respuesta hedónica del bienestar, la dopamina como indicador del placer de la búsqueda de una meta y la oxitocina como indicador del placer de las relaciones sociales positivas (Yamamoto, 2011). Los opiáceos han sido ampliamente relacionados con el placer; son activados tanto por la dopamina como por la oxitocina (Sauro & Greenberg, 2005; Uvnäs-Moberg, 1998). Desde las neurociencias, hay evidencia de la relación entre la dopamina y el bienestar, la motivación y la emoción positiva (Burns *et al.*, 2008; Ryff *et al.*, 2006; Werme, Thorén, Olson & Brené, 2000). También, está documentada la relación entre la oxitocina y el bienestar subjetivo, en especial en el ámbito de las relaciones cercanas y las sociales positivas (Carter, 2014; Pedersen, Caldwell, Walker, Ayers *et al.*, 1994; Peterson, Mason, Barakat & Pedersen, 1991).

Resumen y perspectivas

La medición del bienestar subjetivo y las aplicaciones de estos resultados en las políticas públicas es un proceso de acelerada difusión. A pesar de ser una práctica nueva para las ciencias sociales, la Psicología cuenta con más de un siglo de tradición de medición de fenómenos subjetivos: la Psicometría; sin embargo, no todas las iniciativas nacionales y regionales de medición del bienestar subjetivo están teniendo en consideración estos

avances, pudiendo, en algunos casos, devenir en propuestas de poco rigor metodológico.

En los últimos años se viene dando una revolución epistemológica en la Psicología y la Psiquiatría: la introducción de biomarcadores, los cuales son sustancias orgánicas que constituyen indicadores de estados emocionales y características de comportamiento. Abre un panorama promisorio para medir de forma objetiva uno de los conceptos más filosóficos y escurridizos: la felicidad. El estudio de los neurotransmisores y su relación con el bienestar subjetivo sugiere que se pueden distinguir, al menos, tres facetas de la felicidad vinculadas a biomarcadores específicos: los opiáceos (felicidad hedónica), la dopamina (felicidad de la motivación para una meta) y la oxitocina (felicidad de las relaciones sociales y las cercanas positivas) (Yamamoto, 2011).

Se ha establecido que el bienestar subjetivo tiene un componente innato, hereditario y que caracteriza la línea de base hedónica de un individuo. Los marcadores genéticos son variaciones individuales escritas en el ADN que pueden explicar la línea de base hedónica de los individuos. De esta forma, en adición a los biomarcadores de facetas específicas del bienestar, el análisis de genotipos constituye potenciales indicadores objetivos de una dimensión de predisposición individual del bienestar subjetivo.

Todo esto, en conjunto, sugiere que la medición científica del bienestar subjetivo no sólo es posible, sino que el desarrollo de los biomarcadores y los marcadores genéticos permiten un futuro cercano de mediciones objetivas del bienestar subjetivo, con inmensas implicancias para la mejora de las teorías y los programas de intervención.

Fuentes

- Abdallah, S., J. Michaelson, S. Shah, L. Stoll & N. Marks. *Happy Planet Index: 2012 Report. A global index of sustainable well-being*. London, New Economics Foundation, 2012, p. 26.
- Abdallah, S., S. Thompson, J. Michaelson, N. Marks & N. Steuer. *The (un)happy planet index 2.0*. New Economics Foundation, 2009.

- Abrahams, B. S. & D. H. Geschwind. "Advances in autism genetics: on the threshold of a new neurobiology", en: *Nat Rev Genet.* 9(5), 2008, pp. 341-355.
- Ando, J., Y. Ono, K. Yoshimura, N. Onoda, M. Shinohara, S. Kanba & M. Asai. "The Genetic Structure of Cloninger Seven Factor Model of Temperament and Character in a Japanese Sample", en: *Journal of Personality.* 70(5), 2002, pp. 583-610.
- Arbulú, C. *La relación entre el auto reporte de estrés y el cortisol en una expedición a una cueva inexplorada.* Tesis de licenciatura empírica. Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, 2011.
- Beauchaine, T. P., E. Neuhaus, S. L. Brenner & L. Gatzke-Kopp. "Ten good reasons to consider biological processes in prevention and intervention research", en: *Development and Psychopathology.* 20(03), 2008, pp. 745-774.
- Benjamin, J., R. Ebstein & R. Belmaker (eds.). *Molecular Genetics and the Human Personality.* Washington, American Psychiatric Publishing, 2002.
- Brickman, P., D. Coates & R. Janoff-Bulman. "Lottery winners and accident victims: Is happiness relative?", en: *Journal of Personality and Social Psychology.* 36(8), 1978, pp. 917-927.
- Bromet, E. et al. "Cross-national epidemiology of DSM-IV major depressive episode", en: *BMC Medicine.* 9(1), 2011, p. 90.
- Burns, A. B., J. S. Brown, N. Sachs-Ericsson, E. Ashby Plant, J. Thomas Curtis, B. L. Fredrickson & T. E. Joiner. "Upward spirals of positive emotion and coping: Replication, extension, and initial exploration of neurochemical substrates", en: *Personality & Individual Differences.* 44(2), 2008, pp. 360-370.
- Carter, C. S. "Oxytocin Pathways and the Evolution of Human Behavior", en: *Annual Review of Psychology.* 65(1), 2014, pp. 17-39.
- Carver, C. S., M. F. Scheier & S. C. Segerstrom. "Optimism", en: *Clinical Psychology Review.* 30(7), 2010, pp. 879-889.
- Clow, A., L. Thorn, P. Evans & F. Hucklebridge. "The Awakening Cortisol Response: Methodological Issues and Significance", en: *Stress: The International Journal on the Biology of Stress.* 7(1), 2004, pp. 29-37.
- Feder, A., E. J. Nestler & D. S. Charney. "Psychobiology and molecular genetics of resilience", en: *Nat Rev Neurosci.* 10(6), 2009, pp. 446-457.
- Fox, N. A., A. A. Hane & D. S. Pine. "Plasticity for Affective Neurocircuitry: How the Environment Affects Gene Expression", en: *Current Directions in Psychological Science.* 16(1), 2007, pp. 1-5.
- Gan, S. H., R. Ismail, W. A. W. Adnan, W. Zulmi, N. Kumaraswamy & E. T. Larmie. "Relationship between Type A and B personality and debrisoquine hydroxylation capacity", en: *British Journal of Clinical Pharmacology.* 57(6), 2004, pp. 785-789.
- Gunnar, M. & K. Quevedo. "The Neurobiology of Stress and Development", en: *Annual Review of Psychology.* 58(1), 2007, pp. 145-173.
- Gunter, T. D., M. G. Vaughn & R. A. Philibert. "Behavioral genetics in antisocial spectrum disorders and psychopathy: A review of the recent literature", en: *Behavioral Sciences & the Law.* 28(2), 2010, pp. 148-173.
- Hall, N. C., J. G. Chipperfield, R. P. Perry, J. C. Ruthig & T. Goetz. "Primary and secondary control in academic development: gender-specific implications for stress and health in college students 1", en: *Anxiety, Stress & Coping.* 19(2), 2006, pp. 189-210.
- Haslam, N., J. Whelan & B. Bastian. "Big Five traits mediate associations between values and subjective well-being", en: *Personality & Individual Differences.* 46(1), 2009, pp. 40-42.
- Jabbi, M. et al. "Convergent genetic modulation of the endocrine stress response involves polymorphic variations of 5-HTT, COMT and MAOA", en: *Molecular Psychiatry.* 12(5), 2007, pp. 483-490.
- Karademas, E. C., K. Kafetsios & G. D. Sideridis. "Optimism, self-efficacy and information processing of threat- and well-being-related stimuli", en: *Stress & Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress.* 23(5), 2007, pp. 285-294.
- Kirschbaum, C. & D. H. Hellhammer. "Salivary cortisol in psychoneuroendocrine research: Recent developments and applications", en: *Psychoneuroendo-crinology.* 19(4), 1994, pp. 313-333.
- Lupien, S. J., B. S. McEwen, M. R. Gunnar & C. Heim. "Effects of stress throughout the lifespan on the brain, behaviour and cognition", en: *Nat Rev Neurosci.* 10(6), 2009, pp. 434-445.
- MacDonald, G. & M. R. Leary. "Why Does Social Exclusion Hurt? The Relationship Between Social and Physical Pain", en: *Psychological Bulletin.* 131(2), 2005, pp. 202-223.
- Marks, N., S. Abdallah, A. Simms & S. Thompson. *The Unhappy Planet Index.* New Economics Foundation, 2006.
- Marrero Quevedo, R. J. & M. Carballeira Abella. "Well-being and personality: Facet-level analyses", en: *Personality & Individual Differences.* 50(2), 2011, pp. 206-211.
- Matthews, K. A. & L. C. Gallo. "Psychological Perspectives on Pathways Linking Socioeconomic Status and Physical Health", en: *Annual Review of Psychology.* 62(1), 2011, pp. 501-530.
- McCrae, R. R. & P. T. Costa. "Personality trait structure as a human universal", en: *American Psychologist.* 52(5), 1997, pp. 509-516.
- McCrae, R. R. et al. "Nature over nurture: Temperament, personality, and life span development", en: *Journal of Personality and Social Psychology.* 78(1), 2000, pp. 173-186.
- Nater, U. M., N. Rohleder, J. Gaab, S. Berger, A. Jud, C. Kirschbaum & U. Ehlert. "Human salivary alpha-amylase reactivity in a psychosocial stress paradigm", en: *International Journal of Psychophysiology.* 55(3), 2005, pp. 333-342.
- Nater, U. M., N. Rohleder, W. Schlotz, U. Ehlert & C. Kirschbaum. "Determinants of the diurnal course of salivary alpha-amylase", en: *Psychoneuroendo-crinology.* 32(4), 2007, pp. 392-401.
- Nunnally, J. *Psychometric Theory.* 2nd ed. New York, McGraw-Hill College, 1978.
- Panksepp, J. *Affective neuroscience: The foundations of human and animal emotions.* London, Oxford University Press, 1998.
- Panksepp, J. "Feeling the pain of social loss", en: *Science.* 302(5643), 2003, p. 237.
- Pedersen, C. A., J. D. Caldwell, C. Walker, G. Ayers et al. "Oxytocin activates the postpartum onset of rat maternal behavior in the ventral tegmental and medial preoptic areas", en: *Behavioral Neuroscience.* 108(6), 1994, pp. 1163-1171.

- Peterson, G., G. A. Mason, A. S. Barakat & C. A. Pedersen. "Oxytocin selectively increases holding and licking of neonates in preweanling but not postweanling juvenile rats", en: *Behavioral Neuroscience*. 105(3), 1991, pp. 470-477.
- Rojas, M. et al. *Medición, investigación e incorporación a la política pública del bienestar subjetivo: América Latina. Reporte de la comisión para el estudio y la promoción del bienestar en América Latina*. Ciudad de México, Foro Consultivo Científico y Tecnológico, AC, 2012.
- Rothbart, M. K. "Temperament, Development, and Personality", en: *Current Directions in Psychological Science*. 16(4), 2007, pp. 207-212.
- Rothbart, M. K. *Becoming Who We Are: Temperament and Personality in Development*. New York, The Guilford Press, 2012.
- Rothbaum, F., J. R. Weisz & S. S. Snyder. "Changing the World and Changing the Self: A Two-Process Model of Perceived Control", en: *Journal of Personality & Social Psychology*. 42(1), 1982, pp. 5-37.
- Ryff, C. D. et al. "Psychological Well-Being and Ill-Being: Do They Have Distinct or Mirrored Biological Correlates?", en: *Psychotherapy & Psychosomatics*. 75(2), 2006, pp. 85-95.
- Sauro, M. D. & R. P. Greenberg. "Endogenous opiates and the placebo effect: A meta-analytic review", en: *Journal of Psychosomatic Research*. 58(2), 2005, pp. 115-120.
- Sawyer, G., V. Deak, E. Sarmiento & R. Milner. *The Last Human. A guide to Twenty-Two Species of Extinct Humans*. New Haven, Yale University Press, 2007.
- Schulz, P., C. Kirschbaum, J. Prübner & D. Hellhammer. "Increased Free Cortisol Secretion After Awakening in Chronically Stressed Individuals Due to Work Overload", en: *Stress Medicine*. 14(2), 1998, pp. 91-97.
- Seplaki, C. L., N. Goldman, M. Weinstein & L. Yu-Hsuan. "How Are Biomarkers Related to Physical and Mental Well-Being?", en: *Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences & Medical Sciences*. 59A(3), 2004, pp. 201-217.
- Singh, I. & N. Rose. "Biomarkers in psychiatry", en: *Nature*. 460(7252), 2009, pp. 202-207.
- Stearns, P. N. "The History of Happiness", en: *Harvard Business Review*. 90(1/2), 2012, pp. 104-109.
- Steel, P., J. Schmidt & J. Shultz. "Refining the Relationship Between Personality and Subjective Well-Being", en: *Psychological Bulletin*. 134(1), 2008, pp. 138-161.
- Stern, W. "Das übernormale Kind", en: *Zeitschrift für Jugendwohlfahrt, Jugendbildung und Jugendkunde*. 1, 1910, pp. 67-68, 160-167.
- _____. *Die differentielle Psychologie in ihren methodischen Grundlagen*. Leipzig, Barth, 1911.
- Strahler, J., C. Berndt, C. Kirschbaum & N. Rohleder. "Aging diurnal rhythms and chronic stress: Distinct alteration of diurnal rhythmicity of salivary α -amylase and cortisol", en: *Biological Psychology*. 84(2), 2010, pp. 248-256.
- Strahler, J., A. Mueller, F. Rosenloecher, C. Kirschbaum & N. Rohleder. "Salivary α -amylase stress reactivity across different age groups", en: *Psychophysiology*. 47(3), 2010, pp. 587-595.
- Taylor, S. & G. Gonzaga. "Affiliative Responses to Stress: A Social Neuroscience Model", en: Harmon-Jones, E. & P. Winkelman (eds.). *Social Neuroscience. Integrating Biological and Psychological Explanations of Social Behavior*. New York, The Guilford Press, 2007, pp. 454-473.
- Taylor, S., G. Gonzaga, L. C. Klein, P. Hu, G. A. Greendale & T. E. Seeman. "Relation of Oxytocin to Psychological Stress Responses and Hypothalamic-Pituitary-Adrenocortical Axis Activity in Older Women", en: *Psychosom Med*. 68(2), 2006, pp. 238-245.
- Teicher, M. H., S. L. Andersen, A. Polcari, C. M. Anderson, C. P. Navalta & D. M. Kim. "The neurobiological consequences of early stress and childhood maltreatment", en: *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*. 27(1-2), 2003, pp. 33-44.
- Temane, Q. M. & M. P. Wissing. "The Role of Personality Factors in the Dynamics of Context and Psychological Well-Being", en: *Journal of Psychology in Africa*. 18(1), 2008, pp. 105-114.
- Uvnäs-Moberg, K. "Oxytocin may mediate the benefits of positive social interaction and emotions", en: *Psychoneuroendocrinology*. 23(8), 1998, pp. 819-835.
- Vernon, P. A., V. C. Villani, J. A. Schermer & K. V. Petrides. "Phenotypic and Genetic Associations Between the Big Five and Trait Emotional Intelligence", en: *Twin Research & Human Genetics*. 11(5), 2008, pp. 524-530.
- Weiss, A., J. E. King & R. M. Enns. "Subjective well-being is heritable and genetically correlated with dominance in chimpanzees (*Pan troglodytes*)", en: *Journal of Personality and Social Psychology*. 83(5), 2002, pp. 1141-1149.
- Weiss, A., J. E. King & L. Perkins. "Personality and Subjective Well-Being in Orangutans (*Pongo pygmaeus* and *Pongo abelii*)", en: *Journal of Personality and Social Psychology*. 90(3), 2006, pp. 501-511.
- Werme, M., P. Thorén, L. Olson & S. Brené. "Running and cocaine both upregulate dynorphin mRNA in medial caudate putamen", en: *European Journal of Neuroscience*. 12(8), 2000, pp. 2967-2974.
- World Health Organization (WHO). *Suicide rates*. Consultado en: www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suiciderates/en/, el 21 de septiembre de 2011.
- Worthman, C. M. & C. Panter-Brick. "Homeless street children in Nepal: Use of allostatic load to assess the burden of childhood adversity", en: *Development and Psychopathology*. 20(1), 2008, pp. 233.
- Yamamoto, J. "Necesidades universales, su concreción cultural y el desarrollo en su contexto: hacia una ciencia del desarrollo", en: Rojas, M. (ed.). *La medición del progreso y del bienestar. Propuestas desde América Latina*. Ciudad de México, Foro Consultivo Científico y Tecnológico, AC, 2011, pp. 93-102.
- _____. "The Social Psychology of Latin American Happiness", en: Rojas, M. (ed.). *Handbook of Latin American Happiness Studies*. Springer. En prensa.
- Youngson, N. A. & E. Whitelaw. "Transgenerational Epigenetic Effects", en: *Annual Review of Genomics and Human Genetics*. 9(1), 2008, pp. 233-257.

Muerte materna y muertes evitables en exceso. Propuesta metodológica para evaluar la política pública en salud

**María Graciela Freyermuth Enciso
y Marisol Luna Contreras**

El artículo describe una metodología para estimar las muertes evitables y evitables en exceso por causas maternas y analiza los cambios de éstas en dos periodos (2002-2006 y 2007-2011) en las 32 entidades federativas de la República Mexicana. Esto se discute a la luz de una política de presupuesto focalizado, el Acuerdo para el Fortalecimiento de las Acciones de Salud Pública en los Estados (AFASPE). Si bien entre dichos periodos, en casi todas las entidades hubo una reducción del número de fallecimientos maternos evitables y de sus tasas de muerte materna, ésta no ha sido homogénea. Cinco de los nueve estados que recibieron más recursos presentaron una disminución baja, de 10 a 21%; sin embargo, representaron 66% del decrecimiento de muertes evitables en términos absolutos. Esta estrategia ayudó a bajar la razón de muerte materna, sin remontar las brechas entre entidades federativas.

Palabras clave: mortalidad materna, muertes evitables, muertes evitables en exceso, políticas públicas en salud.

Recibido: 20 de marzo de 2014

Aceptado: 17 de septiembre de 2014

This article describes a methodology for estimating preventable deaths and excess preventable deaths due to maternal causes and analyzes changes in preventable death rates during two time periods (2002-2006 and 2007-2011) in the 32 states of the Mexican Republic. This issue is discussed in light of the AFASPE focused budget policy. While a decrease in the number of preventable maternal deaths and the maternal mortality rate was registered in nearly all states during said time periods, this decrease has not been homogeneous. Five of the nine states that received the most resources evidenced a low decrease of 10 to 21%; however, they represented 66% of the decrease in preventable deaths in absolute terms. This strategy aided in the decrease in the maternal death ratio, without overcoming the gaps among states.

Key words: maternal mortality, preventable deaths, excess preventable deaths, public health policy.



Introducción

Este documento describe y analiza la trayectoria de la mortalidad materna (MM) a través de las muertes evitables¹ y evitables en exceso en dos periodos (2002-2006 y 2007-2011) con base en una metodología sencilla y de fácil replicación. La MM se encuentra en una lista de 48 causas de muerte que potencialmente se podrían evitar. La *evitabilidad* en exceso identifica las brechas existentes entre las muertes evitables y su ocurrencia vs. las muertes evitables en el país en un momento determinado (Franco-Marina, Lozano, Villa y Soliz, 2006).

¹ Son aquellas que, por la tecnología médica existente y el avance de la ciencia, no deben suceder o pueden ser prevenidas.

A partir del 2007, en México se pusieron en marcha políticas públicas encaminadas a priorizar el acceso a los servicios de salud materna. Es posible que el detonante haya sido el Comité Promotor por una Maternidad Voluntaria y Segura que fomentó en el 2008 el acceso universal a la atención obstétrica, que dio como resultado la instauración del Programa Embarazo Saludable,² que ha consistido en afiliar de forma prioritaria a todas las mujeres embarazadas y sus familias al Seguro Popular de Salud (SPS). Previo al 2007 se estableció el AFASPE, modelo de gestión encaminado a trans-

² Resultados de la Primera Reunión Técnica de Promoción a la Salud Materna: <http://maternidadsinriesgos.org.mx/reuniones-tecnicas/primer-reunion-tecnica/>; última consulta: mayo de 2014.

ferir recursos financieros desde la Subsecretaría de Prevención y Promoción de la Salud (SPPS), de la Secretaría de Salud (SSA), a los servicios estatales de salud (SESA) destinados a los 32 programas de acción específicos (PAE) a través de la firma de un acuerdo marco. En el caso del Programa de Acción Específico Arranque Parejo en la Vida (PAEAPV),³ estas transferencias diferenciadas tenían como finalidad disminuir las brechas en las razones de mortalidad materna (RMM) entre los estados y promover acciones focalizadas en entidades prioritarias.

En el 2009 la SSA lanzó la *Estrategia integral para acelerar la reducción de la mortalidad materna en México*, cuyo objetivo fue impulsar mejores prácticas con el fin de lograr su disminución; junto con ella se firmó, el 28 de mayo de 2009, el Convenio General de Colaboración Interinstitucional para la Atención de la Emergencia Obstétrica (AEO)⁴ entre el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), el Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE) y la SSA, en el cual se establece que todas las mujeres que presenten complicaciones obstétricas deberán ser atendidas en cualquiera de las unidades de salud de dichas instituciones, sin importar su condición de afiliación.

Si bien en este artículo no se profundizará en todos los factores sociodemográficos, culturales y de acceso a servicios de salud que influyen en la salud y MM, que se han documentado ampliamente —Sánchez, 2014; Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL), 2012—, es importante señalar que en México la MM ha disminuido de forma paulatina pasando de 88.7 muertes maternas por cada 100 mil nacidos en 1990 a 43 en 2011, con la persistencia de brechas: por ejemplo, para el 2012, las mujeres que vivían en los 100 municipios con menor índice de desarrollo humano (IDH) del país tenían más de casi cinco veces el riesgo de fallecer durante la maternidad que el resto. Si consideramos las brechas entre mujeres no indígenas e indígenas, la diferencia del riesgo de morir es de tres veces más y, en el

caso de las que viven en municipios con muy alto grado de marginalidad en relación con otro de muy bajo grado, esta diferencia es de más de cuatro veces.⁵ Es así que vivir en condiciones de pobreza determina menores posibilidades de sobrevivencia. De manera adicional, en el 2012 (según cifras oficiales) 528 mujeres de las 960 que murieron estaban afiliadas al SPS (55%) y, de ellas, 577 habían estado en contacto con los servicios de salud y habían tenido de una hasta cinco consultas de control prenatal, lo cual puede considerarse un indicador de que la calidad de los servicios de salud no es la suficiente para evitar tal cantidad de muertes que, en su mayoría, son —como se ha mencionado— evitables y prematuras; también, sugiere que el acceso a servicios de salud en caso de urgencia no ocurre con la oportunidad necesaria: 106 defunciones maternas del 2012 ocurrieron en el hogar y 76, en la vía pública u otro lugar, es decir, 20% murió al margen de los servicios de salud (Freyermuth, Luna, Muños, 2013, 2014). Algunas de estas mujeres habían acudido a los servicios y, sin embargo, no volvieron a ellos; otras, nunca tomaron la decisión para acudir al sistema de salud o murieron en el trayecto.

Hay que destacar que la MM —por su carácter de prevención y, por lo tanto, evitable— constituye un importante problema de derechos humanos, de equidad de género y de justicia social. Entre las dimensiones que forman el derecho al más alto nivel posible de salud se encuentran: la disponibilidad de servicios, accesibilidad tanto física como económica y cultural (aceptabilidad), acceso a la información y calidad en los servicios.⁶ Estas características y el estar vinculada a un proceso de corta duración (nueve meses más 42 días) permiten que el número de defunciones maternas pueda servir como indicador del impacto de las políticas públicas de salud, de la calidad de los servicios y de la equidad en la prestación de los mismos en un periodo relativamente corto.

3 En la actualidad se denomina Programa de Acción de Salud Materna y Perinatal.

4 Consultado en <http://maternidadsinriesgos.org.mx/web/wp-content/uploads/2009/07/convenio.pdf>, marzo del 2014.

5 Estimaciones propias a partir de la Dirección General de Información en Salud (DGIS). Sistema Estadístico y Epidemiológico de las Defunciones (SEED). SSA. Muertes maternas 2012 y Subsistema de Información sobre Nacimientos (SINAC). SSA. 2012.

6 Observación General 14 al Pacto Internacional de Derechos Económicos, Sociales y Culturales (PIDESC), ONU, 2000.

Muertes maternas evitables y evitables en exceso

Desde el 2003, el gobierno federal, a través de la Dirección General de Información en Salud (DGIS) de la SSA, se propuso la mejora de los sistemas de información relacionados con las defunciones maternas. Para ello, se diseñó una metodología para la estimación del subregistro y mal registro de las muertes maternas utilizando el método *Reproductive Age Mortality Survey*⁷ (RAMOS, por su acrónimo en inglés) con una modificación, la cual consiste en que en vez de aplicarlo de manera universal, es decir, llevar a cabo una autopsia verbal⁸ a las familias de todas las mujeres fallecidas en edad reproductiva en un periodo determinado, sólo se realiza una búsqueda intencionada de aquéllas que han fallecido por alguna de las 46 principales causas de muerte seleccionadas (SSA, 2010).

Años más tarde, en el 2006, la DGIS, junto con Franco-Marina y colaboradores, publicó la estimación de las muertes evitables y evitables en exceso, entre ellas las de MM, trabajo que puso de manifiesto las brechas existentes y la inequidad entre la calidad de los servicios al interior de la República Mexicana a través de la mortalidad diferencial en los mexicanos. Al tratar de seguir los lineamientos planteados en el documento de Franco-Marina *et al.* (2006) no fue posible llevar a cabo su réplica y validación. Por ello, un objetivo de este documento es explicar de manera clara y sencilla, para su fácil

replicación, una metodología que estime las muertes evitables y evitables en exceso, particularmente de las relacionadas con el embarazo, parto y puerperio, de las muertes maternas registradas entre el 2002 y el 2011.

El uso de la mortalidad como indicador para evaluar la calidad de la atención médica no es algo nuevo. Lemberck, en 1952, propuso estudiar algunas causas de muerte que podrían reflejar la acción de los servicios de salud. En 1960 surgió la idea de que algunas muertes podían evitarse debido a que sus causas eran tratables de manera efectiva; también se documentó que estas defunciones estaban relacionadas con la calidad de los servicios, ya fuera terapéuticos o preventivos, y que, por lo tanto, no debieron ocurrir (Lemberck citado en Gómez, 2006).

Para Holland (2009), la aplicación del concepto *mortalidad evitable* data de una investigación hecha en 1928 en el Reino Unido sobre la identificación de los errores y áreas de oportunidad para disminuir las muertes maternas, evitando las innecesarias; sin embargo, este concepto se sugirió por primera vez en 1976 en Estados Unidos de América por Rustein *et al.* (Nolte y McKee, 2004; Karassova *et al.*, 2009), quienes propusieron las muertes evitables como un indicador de la gestión sanitaria y realizaron una lista de causas de muerte, incapacidades y enfermedades denominadas *innecesariamente precoces (unnecessary untimely)*, nombre que adoptaron bajo la premisa de que “si todo lo que se tenía que hacer se hubiera hecho, dichas defunciones se hubieran prevenido o retrasado” (citado en Gómez, 2006:42).

Poikolainen y Eskola (1986) mostraron la importancia de considerar asimismo las diferencias territoriales y sociales donde se produce una defunción y no sólo en la atención médica. Esto también fue hecho en el *Atlas de mortalidad evitable de la Comunidad Europea*, editado por Holland en 1988, donde se plantea que las diferencias entre países se pueden deber a la prevalencia de enfermedades por la provisión de servicio médico o por su efectividad. Los autores sugieren considerar diver-

7 Ésta es una de las estrategias diseñadas para reconocer el subregistro de la MM a través de la identificación de defunciones de mujeres en edad de concebir (entre 15 y 49 años) para localizar las muertes ocurridas por causas maternas. Este método consiste en una investigación retrospectiva de todas las muertes de mujeres en edad fértil en una región, para conocer cuántas ocurren, cuáles son sus causas y qué factores las condicionan. En México se hace uso de todas las fuentes disponibles de información: certificados o actas de defunción, autopsias verbales, resúmenes clínicos, expedientes clínicos, informes de necropsias y otros documentos, como: dictámenes de los comités de MM, informes de eslabones críticos, notas de expedientes, notificaciones de muertes maternas, aclaraciones oficiales, etc. (SSA, 2010). Dicha metodología se ha utilizado desde la década de los 80 en países como Taiwán, Brasil, Egipto, Surinam, Turquía y Malasia, entre otros (Freyermuth y Cárdenas, 2009:451).

8 La autopsia verbal es un método de indagación cuyo objetivo es reconocer si la causa de la muerte estuvo relacionada con el embarazo, parto o postparto para identificar cuáles fueron estas causas y los factores que contribuyeron al deceso prematuro, así como la trayectoria que se siguió en la búsqueda de atención antes de morir. Se realiza a través de entrevistas dirigidas a los familiares de las mujeres que han fallecido. *Diario Oficial de la Federación*. 28/dic./2012 en: http://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5283738&fecha=28/12/2012; última consulta: marzo del 2014.

esos elementos, entre los cuales destacan observar las variaciones geográficas a través del tiempo.

A finales de la década de los 80, en España, Ortún y Gispert abonaron a esta discusión mediante la noción de mortalidad evitable con el concepto de *mortalidad innecesariamente prematura y sanitariamente evitable* (MIPSE) y lo propusieron como un indicador de la calidad y del resultado de los servicios sanitarios (Melchor *et al.*, 2008:201). De forma adicional, Charlton y su equipo definieron los rangos de edad en los que la muerte debe ser considerada como evitable; así, ninguna muerte por encima de los 64 años se consideró como tal (Charlton *et al.*, 1983).⁹

Es de destacar que en los estudios realizados se incluyen listas de las causas de muertes evitables (Charlton *et al.*, 1983; Poikolainen y Eskola, 1986; Holland, 1988; Mackenbach *et al.*, 1989; Simonato *et al.*, 1998; Tobias y Jackson, 2001; Nolte y McKee, 2004), en las cuales todas las causas de muerte materna son potencialmente evitables. En el caso particular de esta investigación, consideramos que la mayoría de las defunciones maternas es evitable en la medida que, como señala la Organización Mundial de la Salud (OMS), las soluciones sanitarias para prevenir o tratar las complicaciones durante el embarazo, parto o puerperio son bien conocidas; por ejemplo: las hemorragias graves deben ser atendidas por personal calificado en menos de dos horas, además de que la aplicación de oxitocina de forma inmediata después del parto reduce el riesgo de hemorragia; las infecciones tras el parto pueden evitarse con el tratamiento oportuno de infecciones de transmisión sexual, evitando partos prolongados, con buena higiene y, sobre todo, brindando tratamiento adecuado como respuesta a los signos tempranos del problema; por otro lado, la preeclampsia debe detectarse y tratarse de manera adecuada antes de la aparición de convulsiones (eclampsia) u otras complicaciones en potencia mortales; sobre esto último, la administración de fármacos (como el sulfato de magne-

sio) a pacientes con preeclampsia puede reducir el riesgo de que sufran eclampsia. Asimismo, la presencia de profesionistas sanitarios entrenados en un servicio médico adecuado y con los insumos suficientes (como sangre) son indispensables para que las mujeres no mueran por estos motivos. Por lo anterior, las causas de muerte denominadas directas pueden ser consideradas como evitables.¹⁰

Consideramos que esta metodología es una herramienta para identificar los cambios en el tiempo de las muertes maternas evitables y evitables en exceso, a la luz de los programas e iniciativas emprendidas en México para su reducción. También permite identificar brechas entre grupos sociales con diferentes características, siempre y cuando se cuente con la información necesaria. Se utiliza la división territorial porque las políticas dirigidas a disminuir la MM privilegian este tipo de focalización, ya que su seguimiento se realiza por entidad federativa.

Metodología

Las principales fuentes de información fueron las bases de datos sobre defunciones del 2002 al 2011 que proporciona el Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA.¹¹ También se usaron los resultados de las *Proyecciones de la población 2010-2050* y de los *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, ambos documentos realizados por el Consejo Nacional de Población (CONAPO).¹²

A nivel internacional existe el consenso de utilizar tres indicadores para cuantificar la MM de un país o región: la tasa de mortalidad materna (TMM),¹³ el riesgo de defunción materna (RDM) a lo largo de la vida adulta y la RMM.¹⁴ Esta última se

⁹ Para una revisión más extensa sobre las investigaciones realizadas sobre el tema, se recomienda consultar los textos de Franco-Marina *et al.* (2006) y Gómez (2006).

¹⁰ <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs348/es/>; última consulta: 28 de mayo de 2013.

¹¹ <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013.

¹² <http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones>; última consulta: febrero del 2013.

¹³ Número de defunciones maternas durante un periodo determinado por cada 100 mil mujeres en edad fértil en el mismo periodo.

¹⁴ Para consultar sobre la construcción, alcances y limitaciones de cada uno de estos indicadores, se recomienda ver Cárdenas (2009) y Eternod (2012).

utiliza más para evaluar las políticas públicas en torno al tema y la evolución de la MM, ya que el denominador con el cual se construye (nacidos vivos) es el indicador más próximo de la población en riesgo. También, es cierto que nacimientos y defunciones son estadísticas vitales que los gobiernos recaban de manera sistemática; este indicador permite realizar comparaciones y estimaciones en tiempos relativamente pequeños. Sin embargo, la TMM tiene la ventaja de enfatizar que las defunciones maternas ocurren sólo entre la población femenina, lo que no pasa con la RMM, que es expresada en términos de nacidos vivos (Cárdenas, 2009). Es así que la frecuencia de este evento puede ser comparada con otras causas de muerte femenina, como el cáncer de mama o el cervicouterino. Expresar esta metodología centrada en la tasa de mortalidad (TM) contribuiría al estudio de las muertes evitables y evitables en exceso en México. A continuación, se describe la metodología usada para el cálculo de estos fallecimientos.

Primero se obtuvo la tasa de mortalidad materna evitable (TMME)¹⁵ de las 32 entidades federativas para cada uno de los periodos analizados (2002-2006 y 2007-2011); para ello, en cada una fueron seleccionadas las muertes maternas evitables correspon-

15 Corresponde al cociente del número de defunciones maternas evitables durante un periodo determinado por cada 100 mil mujeres en edad fértil en el mismo periodo.

dientes a mujeres que fueron residentes de manera habitual en alguno de los estados que forman el país y cuya causa principal del fallecimiento corresponde a los códigos de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas de Salud versión 10 (CIE-10), O00-095, A34 y B20-B24; para estas últimas, siempre y cuando el deceso hubiera ocurrido durante el embarazo, parto o puerperio, siendo éstas las causas denominadas como directas (ver cuadro 1).

Lo anterior dio como resultado 5 257 y 4 046 muertes maternas evitables de mujeres entre 10 y 54 años¹⁶ así como algunas con edad no especificada, para los periodos 2002-2006 y 2007-2011, respectivamente.¹⁷ Con el objetivo de conservar el total de defunciones maternas evitables, aquéllas cuya edad no se especificó se distribuyeron de manera proporcional entre los grupos de edad con mayor número de defunciones. Este procedimiento se realizó para cada entidad federativa y cada año por separado.

16 Por lo general, en el estudio de la MM se toma a la población femenina en edad fértil como el conjunto de mujeres entre 15 y 49 años; sin embargo, se encontró que en los periodos analizados hubo defunciones maternas de mujeres menores de 15 años, así como mayores de 49 años, por lo cual se decidió incluir en el análisis a los grupos de edad de 10 a 14 y de 50 a 54 años de edad.

17 Para el periodo 2002-2006, el total de muertes maternas sin edad especificada ascendió a 14, de las cuales ocho ocurrieron en el 2002 (cuatro en Chihuahua, una en Guanajuato, una en Guerrero, una en el estado de México y una en Tamaulipas), una en el 2005 en Sinaloa y el resto ocurrió en el 2006 (dos en Durango, dos en Sinaloa y una en Tabasco). En el periodo 2007-2011 sólo se encontró una muerte materna sin información de la edad, quien residía de manera habitual en Veracruz de Ignacio de la Llave y ocurrió en el 2009.

Cuadro 1

Lista de causas y sus códigos según la CIE-10, relacionadas con las muertes maternas evitables

Códigos de clasificación CIE-10	Causas
O00-O06	Aborto
O10-O16	Enfermedad hipertensiva del embarazo
O20, O44-O46, O67, O72	Hemorragia del embarazo, parto y puerperio
O21, O23-O43, O47-O66, O68-O71, O73-O84	Otras complicaciones, principalmente del embarazo y parto
A34, O85-O86	Sepsis y otras infecciones puerperales
O22, O87	Complicaciones venosas en el embarazo, parto y puerperio
O88-O92	Otras complicaciones, principalmente puerperales
O95	Muerte obstétrica de causa no especificada
B20-B24 (con embarazo)	VIH-Sida

Fuente: elaborado por Freyermuth, G. y M. Luna a partir de: <http://www.sinais.salud.gob.mx/muertesmaternas/index.html>; última consulta: 14 de marzo de 2014.

Con estas muertes maternas evitables se calculó la tasa de mortalidad materna evitable estandarizada ($TMME_E$) para cada entidad y periodo analizados. Se estandarizaron las tasas debido a que, por los datos mediante los cuales se obtuvieron y por la manera en cómo se calcularon, éstas se consideraron como tasas brutas y tenían la desventaja de estar influenciadas por la estructura por edad de la población del estado, lo cual no permite realizar comparaciones entre entidades ya que las diferencias pueden ser imputables no sólo a la intensidad del fenómeno sino también a la estructura por edad, que puede diferir enormemente de una población a otra (Livi-Bacci, 1993:99). Para realizar lo anterior, se optó por emplear el método directo de estandarización, que estima el valor que tomaría la $TMME$ cuando se elimina el efecto que ejerce sobre ella la estructura de la población (Welti, 1998). Para su aplicación, es necesario contar con una población estándar,¹⁸ en este caso se utilizó la cifra mundial que propone la OMS, que refleja la estructura del promedio de edad de la población mundial que se espera haya entre el 2000 y el 2025.¹⁹ Si bien se pudo utilizar la estructura por edad de la población mexicana, se decidió hacer uso de la propuesta por la OMS debido a que permite realizar comparaciones en el tiempo entre países²⁰ y nacionales, además de que es la empleada por la SSA en la obtención de la tasa de mortalidad general y por causas estandarizadas.²¹

La estimación de la $TMME_E$ para cada entidad federativa se obtuvo mediante la siguiente ecuación:

$$TMME_{Eit} = \left[\sum_{x=10}^{50} n c_x n TME_{xit} \right] \times 100\,000 = \left[\sum_{x=10}^{50} n c_x \left(\frac{n DME_{xit}}{n \overline{PF}_{xit}} \right) \right] \times 100\,000$$

con $i = 1, 2, \dots, 32$, $t = 2002-2006, 2007-2011$. $x = 10, 15, 20, \dots, 50$ y $n = 5$

18 Para la aplicación del método de estandarización directa se debe utilizar una misma estructura por edad, llamada comúnmente *población estándar o tipo*, que se aplica a las tasas específicas por edad de cada una de las poblaciones que se desea comparar y con esto se elimina el efecto perturbador de la estructura por edad.

19 Para mayores detalles, se recomienda consultar Ahmad *et al.* (2001).

20 http://www.paho.org/hq/index.php?option=com_docman&task=doc_view&gid=16106&Itemid=; última consulta: 17 de marzo de 2014.

21 Consultar <http://www.sinais.salud.gob.mx/mortalidad/index.html>; última consulta: marzo del 2014.

donde:

$TMME_{Eit}$ = tasa de mortalidad materna por causas evitables estandarizada para la i -ésima entidad federativa²² del periodo t -ésimo.

$nTME_{xit}$ = tasa de mortalidad materna por causas evitables del grupo de edad quinquenal para la i -ésima entidad federativa del periodo t -ésimo.

$n c_x$ = estructura por edad de la población femenina estándar de 10 a 54 años propuesta por la OMS.

$n \overline{PF}_{xit}$ = población media femenina del grupo de edad quinquenal para la i -ésima entidad federativa del periodo t -ésimo.²³

Una vez realizado lo anterior se procedió al cálculo de las muertes maternas en exceso. Este concepto se estableció con respecto a una región de referencia, que representa la zona con menor $TMME_E$, y es un referente empírico que equivale una determinada situación del país en cierto momento respecto a la MM, que la favorecería. Debido a que el objetivo de este trabajo es realizar una comparación entre los periodos señalados, se decidió construir la región de referencia con las muertes maternas del periodo 2002-2006 y con ella realizar la comparación. Se siguieron los lineamientos del trabajo de Franco-Marina *et al.* (2006) y se ordenaron de menor a mayor las entidades respecto a su $TMME_E$ para identificar las que presentaban menores tasas; después, se acumularon el número de muertes maternas evitables y la población femenina de éstas. Hecho lo anterior, se seleccionaron las entidades que acumularon, al menos, 10% de la población total de mujeres en el país y, por lo menos, 100 muertes maternas evitables con el fin de que esta región fuera representativa tanto en población como en número de muertes. Después, se calculó la tasa de mortalidad materna evitable de la región de referencia estandarizada ($TMMERR_E$).

22 El valor de $i=1$ corresponde al estado de Aguascalientes; el 2, a Baja California, y así sucesivamente hasta el 32, que corresponde a Zacatecas.

23 Se utilizó como población media para el periodo 2002-2006 a la población femenina del 2004 y para el periodo 2007-2011, a la población femenina del 2009, ambas a mitad del año.

Comparar cada entidad federativa del país con una región que presenta una menor frecuencia, en términos relativos, para una causa específica de muerte, lleva implícito un análisis de la desigualdad que existe con respecto a ésta y entre entidades; sin embargo, es necesaria la utilización de algún indicador que sirva como herramienta simple para la medición de dichas desigualdades. En este trabajo se usó el indicador conocido como riesgo atribuible (RA), similar al que sugieren Schneider *et al.* (2002).

El cálculo del RA para cada entidad federativa se hizo empleando la siguiente ecuación:

$$RA_{it} = TMME_{Eit} - TMMERR_E \text{ con } i=1, 2, \dots, 32 \text{ y } t = 2002-2006, 2007-2011.$$

donde:

RA_{it} = riesgo atribuible de la t -ésima entidad federativa del periodo t -ésimo.

La RA, entre más se desvía de cero, mayor será la desigualdad entre la entidad y el grupo de referencia, de manera que será mayor el potencial de reducción.

Hecho lo anterior, se calculó el número de muertes maternas por causas evitables en exceso (NMME) de la siguiente manera:

$$NMME_{it} = RA_{it} \left(\frac{\overline{PF}_{it} \times 5}{100\,000} \right) \text{ con } i=1, 2, \dots, 3 \text{ y } t = 2002-2006, 2007-2011$$

donde:

$NMME_{it}$ = número de muertes maternas por causas evitables en exceso de la t -ésima entidad federativa del periodo t -ésimo. Se puede considerar como el número de MM que se necesita para reducir la desigualdad entre las entidades, esto al tomar en cuenta el grupo de referencia.

Finalmente, las muertes maternas por causas evitables en exceso también pueden expresarse como un porcentaje del número total de muertes maternas por causas evitables (PMME) de la entidad federativa, de la siguiente forma:

$$PMME_{it} = \left(\frac{NMME_{it}}{DME_{it}} \right) \times 100 \text{ con } i=1, 2, \dots, 32 \text{ y } t = 2002-2006, 2007-2011$$

donde:

DME_{it} = total de defunciones maternas por causas evitables de la i -ésima entidad federativa del periodo t -ésimo.

Resultados

Muestran, en términos absolutos, que a nivel nacional el número de defunciones maternas evitables se redujo en los periodos 2002-2006 y 2007-2011, pasando de 5 257 a 4 046 defunciones, respectivamente, las cuales representan 83.9 y 75.1% de defunciones maternas para cada periodo analizado (ver cuadro 2).

Cuadro 2

México. Comparación de defunciones maternas y defunciones maternas evitables, 2002-2006 y 2007-2011

Periodo	Defunciones maternas	Defunciones maternas evitables	Defunciones maternas evitables como porcentaje del total de defunciones maternas
2002-2006	6 263	5 257	83.9%
2007-2011	5 386	4 046	75.1%
Total	11 649	9 303	79.9%

Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013.

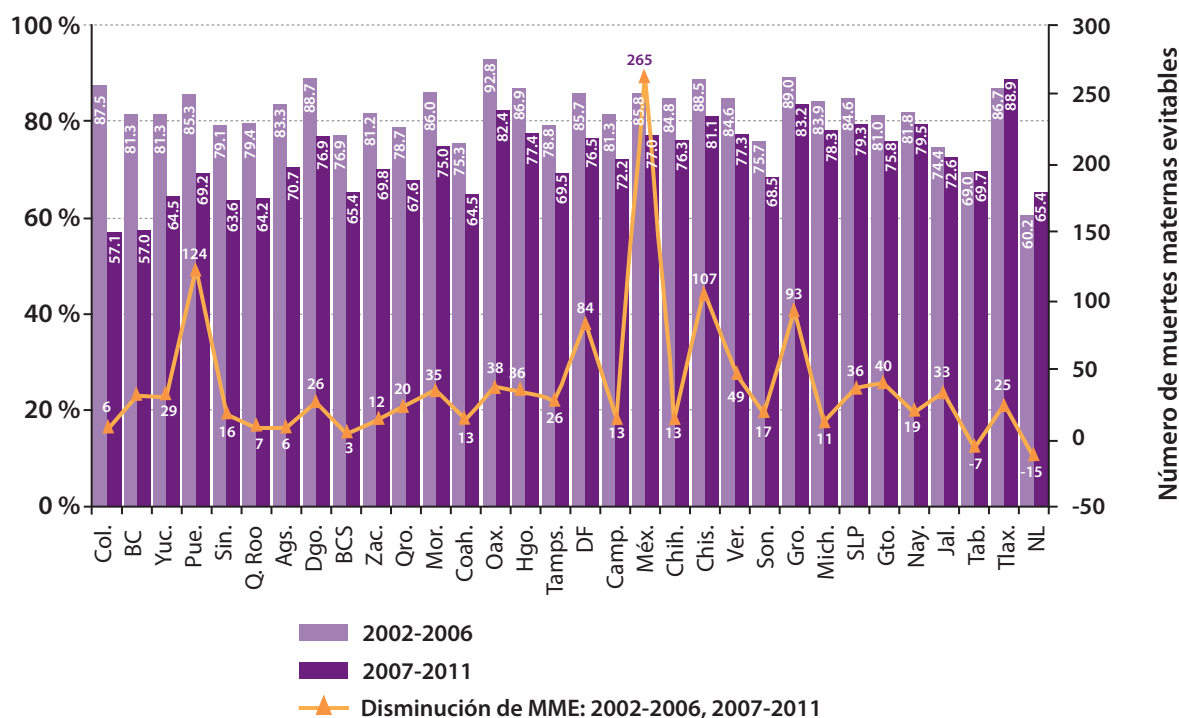
Sin embargo, esta reducción no fue homogénea al comparar entre entidades federativas: el estado de México, a pesar de ser la entidad con mayor número de defunciones maternas evitables en ambos periodos, fue la que tuvo mayor reducción de éstas; le siguieron Puebla, Chiapas, Guerrero, Distrito Federal y Veracruz de Ignacio de la Llave, entidades que presentaron mayor número de defunciones maternas por causas evitables en ambos periodos, concentrando 50.91% del total de ocurridas entre el 2002 y el 2006 y 48.21% para el periodo más reciente, mientras que las entidades que destacaron por tener el menor número de ellas son Campeche, Aguascalientes, Baja California Sur y Colima, con 39, 35, 20 y 14 defunciones, respectivamente, durante el primer lapso analizado. Para el segundo, las que tuvieron menor número

de defunciones maternas por las causas analizadas son Tlaxcala (40), Nayarit (35), Aguascalientes (29), Campeche (26), Baja California Sur (17) y Colima (ocho). Es de resaltar que, si bien Nuevo León y Tabasco mostraron bajo número de muertes maternas por causas evitables, entre los periodos analizados tuvieron un aumento de 16 y cinco muertes maternas evitables, respectivamente (ver gráfica 1).

A partir de la aplicación de la metodología se encontró que la región de referencia estuvo formada por Nuevo León, Colima, Sinaloa, Coahuila de Zaragoza y Tabasco, estados que acumularon 11.38% de la población femenina entre 10 y 54 años, 281 muertes maternas evitables observadas y 457 DME_E. Con estos resultados se llegó a una TMMERR_E de 1.27 defunciones maternas evitables

Gráfica 1

México. Distribución de defunciones maternas evitables como porcentaje del total de defunciones maternas y disminución de muertes maternas evitables, por entidad de residencia habitual de la mujer, 2002-2006 y 2007-2011



Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013

por cada 100 mil mujeres entre 10 y 54 años, la cual se aplicó a ambos periodos analizados para poder comparar los resultados.

Al comparar las $TMME_E$ se obtiene que las entidades con menores tasas en ambos periodos son Nuevo León, Colima, Sinaloa y Coahuila de Zaragoza, pues oscilaron entre 0.7 y 1.6 y entre 0.9 y 1.3 muertes maternas evitables en los periodos analizados. En comparación, las que obtuvieron las tasas más elevadas en ambos periodos son Guerrero, Oaxaca y Chiapas, pues se encuentran entre 6.82 y 5.5 muertes maternas para el primer periodo y entre 5.0 y 4.2 para el periodo más reciente (ver gráfica 2).

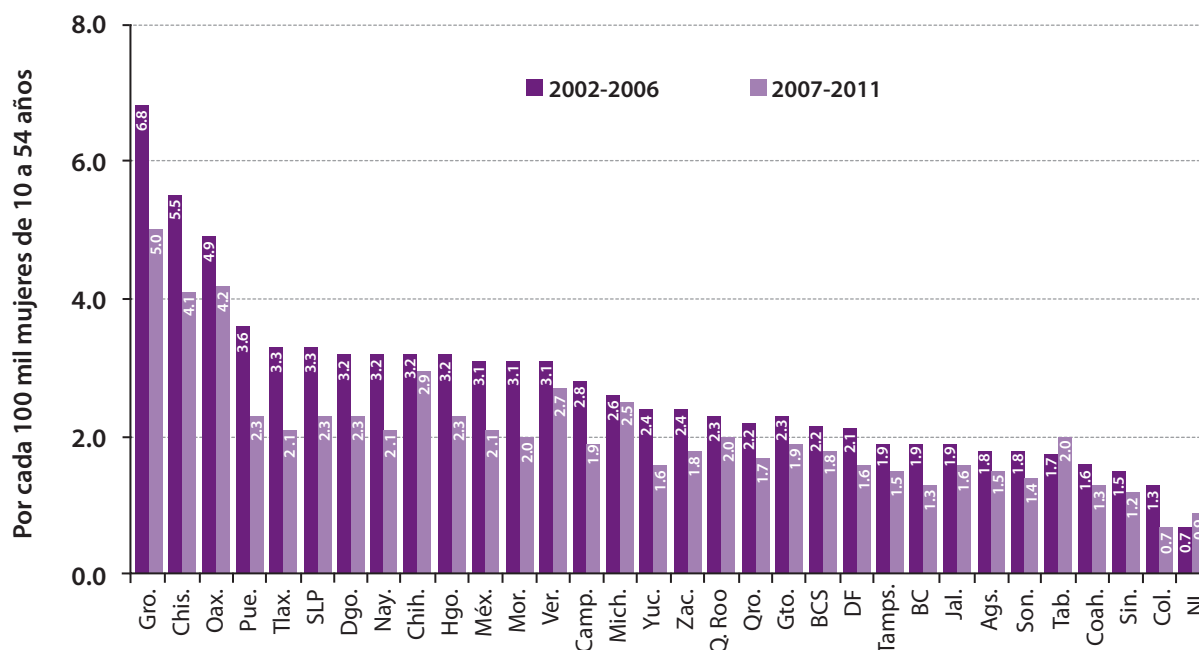
Si bien entre los lapsos elegidos en todas las entidades de la República Mexicana (con excepción de Nuevo León y Tabasco) hubo una reducción del número

de muertes maternas que, por la tecnología médica existente, no debieron suceder o pudieron ser prevenidas, así como de sus TMM, esta baja no ha sido homogénea en todo el territorio nacional: Guerrero y Chiapas son las entidades que presentan la mayor reducción de su $TMME_E$, la cual es de 1.8 y 1.4 defunciones por cada 100 mil mujeres entre 10 y 54 años, respectivamente, y hubo dos que aumentaron: Tabasco y Nuevo León que pasaron de 1.7 a 2.0 y de 0.7 a 0.9 defunciones maternas; sin embargo, estas entidades son las que tienen las menores tasas en ambos periodos, además de que Nuevo León es parte de la región de referencia para el cálculo del NMME (ver gráfica 2).

Los resultados del cuadro 3 muestran los valores del RA y permiten observar la brecha, en términos absolutos, del número de muertes maternas por causas evitables entre cada entidad federativa

Gráfica 2

México. $TMME_E^a$ por entidad federativa, 2002-2006 y 2007-2011



^a Estandarizadas con la población estándar mundial de la OMS.

Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013.

con respecto a la región de referencia.²⁴ Para el periodo 2002-2006, se pueden identificar tres grupos: el primero formado por Nuevo León, Colima, Sinaloa, Coahuila de Zaragoza, Tabasco, Sonora, Aguascalientes, Jalisco, Baja California, Tamaulipas, Distrito Federal y Baja California Sur, que tiene una $TMME_E$ muy cercana a la de la región de referencia, ya que la diferencia entre el número de defunciones maternas por causas evitables es menor a una defunción por cada 100 mil mujeres de entre 10 y

54 años; el segundo incluye a los estados cuya diferencia de defunciones entre la región de referencia se encuentra entre una y dos muertes maternas: Quintana Roo, Guanajuato, Zacatecas, Querétaro, Yucatán, Michoacán de Ocampo, Campeche, el estado de México, Chihuahua, Veracruz de Ignacio de la Llave, Morelos, Nayarit, Hidalgo, San Luis Potosí, Durango y Tlaxcala; por su parte, el tercer grupo: Puebla, Oaxaca, Chiapas y Guerrero son los estados en los cuales la diferencia entre ellos y las entidades con las menores TMM del país por causas evitables es mayor a dos defunciones por cada 100 mil mujeres entre 10 y 54 años. De este último grupo destacan Guerrero y Chiapas con una diferencia de casi seis y poco más de cuatro defunciones, respectivamente (ver cuadro 3).

24 A manera de observación, en este trabajo se incluyen los casos en los que el RA es negativo (Nuevo León en el primer periodo y Baja California, Colima, Nuevo León y Sinaloa, en el segundo). El valor negativo se debe a que su $TMME_E$ es menor a la tasa de referencia obtenida, por lo cual representan menos muertes que las de la región de referencia. Algunos autores omiten estos valores negativos, sin embargo, se decidió conservar esta información.

Cuadro 3

Continúa

México. RA por entidad de residencia habitual de la mujer, 2002-2006 y 2007-2011

Entidad de residencia habitual de la mujer	2002-2006	2007-2011
Nuevo León	-0.59	-0.40
Colima	0.04	-0.52
Sinaloa	0.26	-0.08
Coahuila de Zaragoza	0.31	0.03
Tabasco	0.46	0.69
Sonora	0.53	0.16
Aguascalientes	0.57	0.23
Jalisco	0.62	0.34
Baja California	0.63	0.06
Tamaulipas	0.65	0.20
Distrito Federal	0.83	0.34
Baja California Sur	0.88	0.51
Guanajuato	1.03	0.60
Querétaro	1.07	0.42
Quintana Roo	1.08	0.74
Zacatecas	1.09	0.57
Yucatán	1.16	0.28
Michoacán de Ocampo	1.36	1.24
Campeche	1.55	0.63
Veracruz de Ignacio de la Llave	1.81	1.40
Morelos	1.84	0.69

México. RA por entidad de residencia habitual de la mujer, 2002-2006 y 2007-2011

Entidad de residencia habitual de la mujer	2002-2006	2007-2011
México	1.84	0.83
Hidalgo	1.88	1.08
Chihuahua	1.91	1.68
Nayarit	1.92	0.81
Durango	1.95	1.05
San Luis Potosí	2.00	1.07
Tlaxcala	2.02	0.85
Puebla	2.36	1.02
Oaxaca	3.61	2.91
Chiapas	4.21	2.81
Guerrero	5.55	3.74

Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013.

En lo que respecta al RA del periodo 2007-2011, es importante recordar que éste muestra la diferencia entre las muertes maternas evitables de cada entidad que ocurrieron en ese periodo y la región de referencia, que corresponde al grupo de estados con menores TMM por causa evitable del periodo 2002-2006. De esta manera, los resultados muestran que la mayoría de las entidades tiene una diferencia menor a dos defunciones, mientras que Chiapas, Oaxaca y Guerrero son el grupo que se separa más de la región de referencia, aunque ahora la diferencia se ha acortado a menos de tres y cuatro defunciones (ver cuadro 3).

Del 2002 al 2006 se tuvieron 2 780 muertes maternas debidas a causas evitables en exceso, en comparación con 1 427 para el periodo 2007-2011. Por lo tanto, 52.9 y 35.3% en ese mismo orden, de defunciones maternas por causas evitables se pudieron haber prevenido si todas las entidades tuvieran las tasas más bajas de MM por causas prevenibles de la región. Los mayores porcentajes de muertes maternas por causas evitables en ex-

ceso para el primer periodo los tuvieron Guerrero (83.7%), Chiapas (77.2%) y Oaxaca (75.9%); para el segundo periodo, el porcentaje de estos tres estados disminuyó a 76.4, 70 y 70.4%, respectivamente. Entre las entidades que, si bien no ocuparon las últimas posiciones de acuerdo con el elevado porcentaje de muertes evitables, pero presentaron un número considerable de muertes maternas por causas evitables en exceso para el periodo 2002-2006 son: el estado de México (458), Veracruz de Ignacio de la Llave (230), Puebla (222) y el Distrito Federal (136); mientras que para el periodo 2007-2011, estas entidades tuvieron valores de 207, 178, 96 y 56. El porcentaje de muertes maternas por causas evitables que se pudieron prevenir si estas entidades tuvieran la TMM de las causas analizadas de la región de referencia en el lapso 2002-2006 son: 56.4% para el estado de México; 58% para Veracruz de Ignacio de la Llave; 64.9% para Puebla y 37.7% para el Distrito Federal. En el segundo periodo muestran los siguientes valores: 37.8, 51.2, 44.1 y 20.1%, respectivamente (ver cuadro 4).

Al comparar el porcentaje de muertes en exceso de los periodos analizados, se observa que en casi todas las entidades disminuye de 2007-2011 a 2002-2006, excepto Tabasco y Nuevo León, con un incremento de 8.7 y 39.3 puntos porcentuales, en ese orden. Colima es la que presentó la mayor reducción, con 69.1%. Por su parte, las entidades que disminuyeron menos de 10 puntos porcentuales son: Michoacán de Ocampo (1.7%), Chihuahua (3.1%), Oaxaca (5.6%), Veracruz de Ignacio de la Llave (6.8%), Chiapas (7.1%), Guerrero (7.3%) y Quintana Roo (8.3%) (ver cuadro 4).

Discusión

En el periodo 2003-2010 se dio un incremento importante del presupuesto destinado a salud. Los ramos 12 y 33, fuentes de financiamiento para la SSA y los SESA tuvieron una tasa media de crecimiento anual (TMCA) de 21.9 y 6%, respectivamente. Estos ingresos, en su mayoría, se asignaron al SPS que presentó una TMCA muy superior a 49% (Dirección General de Programación y Presupuesto, 2011). Es importante señalar que la mayor parte de las mujeres que fallecieron entre el 2010 y el 2011 en

Cuadro 4

Continúa

México. Muertes maternas por causas evitables en exceso y porcentaje de muertes maternas por causas evitables en exceso por entidad federativa, 2002-2006 y 2007-2011

Entidad de residencia habitual de la mujer	Muertes maternas por causas evitables		Porcentaje de muertes maternas por causas		Disminución del porcentaje de muertes maternas
	2002-2006	2007-2011	2002-2006	2007-2011	
Colima	0	-5	2.7	-66.4	-69.1
Yucatán	36	9	46.3	17.8	-28.5
Baja California	31	3	30.8	4.2	-26.6
Sinaloa	12	-4	16.4	-6.7	-23.1
Morelos	53	20	58.0	35.2	-22.8
Puebla	222	96	64.9	44.1	-20.9
Nayarit	32	13	58.5	37.9	-20.6
Campeche	20	8	52.1	31.8	-20.3
Querétaro	31	12	44.8	24.6	-20.2
México	458	207	56.4	37.8	-18.6
Tamaulipas	34	11	31.5	12.9	-18.6
Tlaxcala	38	16	58.1	39.7	-18.5
Distrito Federal	136	56	37.7	20.1	-17.6
Sonora	22	6	28.2	10.6	-17.6
San Luis Potosí	82	44	62.4	45.8	-16.6
Coahuila de Zaragoza	14	1	18.8	2.3	-16.5
Aguascalientes	11	4	30.4	14.7	-15.7
Zacatecas	26	14	46.7	31.3	-15.4
Durango	51	27	59.3	45.8	-13.4
Hidalgo	81	46	58.1	44.9	-13.2
Guanajuato	94	55	45.0	32.3	-12.7
Baja California Sur	8	5	39.4	27.0	-12.4
Jalisco	73	40	32.6	21.1	-11.5

México. Muertes maternas por causas evitables en exceso y porcentaje de muertes maternas por causas evitables en exceso por entidad federativa, 2002-2006 y 2007-2011

Entidad de residencia habitual de la mujer	Muertes maternas por causas evitables		Porcentaje de muertes maternas por causas		Disminución del porcentaje de muertes maternas
	2002-2006	2007-2011	2002-2006	2007-2011	
Quintana Roo	21	14	41.5	33.1	-8.3
Guerrero	298	201	83.7	76.4	-7.3
Chiapas	314	210	77.2	70.0	-7.1
Veracruz de Ignacio de la Llave	230	178	58.0	51.2	-6.8
Oaxaca	224	181	75.9	70.4	-5.6
Chihuahua	105	93	57.2	54.1	-3.1
Michoacán de Ocampo	98	89	52.0	50.3	-1.7
Tabasco	17	25	24.5	33.2	8.7
Nuevo León	-44	-29	-82.3	-43.0	39.3
Nacional	2 780	1 427	52.9	35.3	-17.6

Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013.

México no contaban con algún tipo de protección a la salud o no estaban afiliadas al SPS; el sitio de ocurrencia de la muerte materna más frecuente fueron los SESA (Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social e Instituto Nacional de las Mujeres, 2011:64; CONEVAL, 2012:186; Freyermuth, Luna y Muños, 2013).

La puesta en marcha en el 2008 de la estrategia *Embarazo saludable* (encaminada a facilitar el acceso al SPS a todas las mujeres embarazadas) y un año después la firma del convenio interinstitucional para la AEO han sido políticas encaminadas a la universalización de la atención materna. Adicionalmente a estas iniciativas vinculadas con el incremento sustantivo del presupuesto dirigido a la población abierta o afiliada al SPS, se han desarrollado estrategias focalizadas con el fin de disminuir las brechas existentes en el número de decesos maternos entre las entidades federativas del país.

Como medidas complementarias, en el 2009 se establecieron algunos criterios para focalizar cier-

tas acciones con el fin de impulsar el avance en la disminución de la RMM, para lo cual se eligieron aquellas entidades con las razones más elevadas como: Oaxaca, Chiapas, Guerrero, Veracruz de Ignacio de la Llave, Puebla, Chihuahua y Nayarit, y/o con un número mayor de muertes maternas, como los casos del Distrito Federal y el estado de México, y/o con presencia de municipios con alto rezago social (Hernández, 2009). La focalización de acciones en estas entidades permitiría tener un avance en la disminución del número de muertes maternas. Estos nueve estados, durante 2009-2011, concentraron 68% del total del presupuesto del AFASPE para el PAEAPV (ver cuadro 5).

El análisis de este indicador (TMME_E) permite reconocer que, en el caso del presupuesto focalizado AFASPE, la disminución de esta tasa no se relacionó de manera directamente proporcional con su aplicación. Así, cinco de las nueve entidades que recibieron más recursos por esta vía presentaron una disminución baja (menos de 10%) entre los dos periodos: Chihuahua, Oaxaca, Veracruz de Ignacio de la Llave, Guerrero y Chiapas; el resto, de 18 a 21%:

el Distrito Federal, México, Puebla y Nayarit. Sin embargo, si se contabiliza el número de muertes maternas evitables que bajó en estas entidades, representa 66% de la disminución de muertes evitables (785).

Los estados que disminuyeron en mayor medida la TMME_E entre los dos periodos son Colima, Yucatán, Baja California, Sinaloa, Morelos, Puebla, Nayarit, Campeche, Quintana Roo, México, Tlaxcala y Tamaulipas; algunos de ellos recibieron el menor monto de recursos financieros (ver cuadro 5).

El porcentaje de disminución de muertes maternas en dichos estados (excluyendo a los más beneficiados por el AFASPE) fue de 18% (263 muertes). El AFASPE, en el rubro PAEAPV transfirió, entre el 2009 y el 2011, 423 968 734.62 pesos en recursos financieros y 203 107 348.78 pesos en insumos, es decir, 627 035 054.20 pesos. Se puede señalar que la política focalizada del AFASPE contribuyó muy poco a la disminución del porcentaje de la TMME en los dos periodos en las entidades prioritarias. Así, aunque éstas disminuyeron la TMME, las brechas persistieron y, por lo tanto, no remontaron su posición con respecto al total de entidades federativas en el primer periodo; sin embargo, sí contribuyó de manera importante a la disminución de la RMM a nivel nacional, ya que en números absolutos se dio una baja importante de muertes maternas.

La focalización de los recursos estuvo encaminada a lograr mayor impacto en relación con el costo; sin embargo, podemos reconocer que el remontar las brechas entre entidades —en particular las relacionadas con el acceso a los servicios de salud— requiere de acciones integrales que disminuyan las condiciones de pobreza y marginación de las mujeres. En el 2011, 194 mujeres de las 971 que fallecieron en México por muerte materna lo hicieron al margen del sector salud, ya que no eran derechohabientes de ninguna institución de salud. Por otro lado, 699 murieron en hospitales del sector público, fuera de la SSA o en los servicios de salud de las instituciones de seguridad social (Freyermuth, Luna y Muños, 2013), a pesar de que 842 de las mujeres que murieron recibieron atención médica antes de

morir (DGIS, 2012). Lo anterior lleva a reconocer que gran parte de ellas falleció en unidades del primer nivel de atención. Por lo tanto, el acceso a los servicios de salud implica políticas públicas integrales que posibiliten que las mujeres puedan tener acceso no sólo a cualquiera de las unidades de salud sino, también de manera oportuna a los servicios de salud integrales, es decir, preparados para resolver cualquier emergencia obstétrica y dotados de infraestructura y recursos humanos para atenderlas, donde su demanda oportuna esté mediada por la capacidad de las familias de tener la información y los medios para tomar una decisión a tiempo y asertiva.

Las brechas entre mujeres en riesgo de morir por causas maternas y que se analizaron desde una perspectiva territorial están directamente relacionadas con sus posibilidades de tomar decisiones de forma asertiva y oportuna. Estas posibilidades diferenciadas se encuentran marcadas por inequidades estructurales que se modelan desde las instituciones, las comunidades y la familia (Freyermuth y Argüello, 2010). La posesión diferencial de capital social y humano de cada grupo está vinculada de manera muy estrecha con su posición social, económica y territorial, y son las fuentes primigenias de estas inequidades. Las tres principales políticas que recién se han promovido no están diseñadas para remontar estas inequidades, de ahí la dificultad de disminuir estructuralmente las brechas de muertes evitables entre entidades federativas. Así, aunque las muertes evitables han disminuido y las diferencias entre entidades bajaron, no se ha visto un impacto importante en la RMM en el país.

Un elemento que está contribuyendo a este comportamiento es el repunte de muertes por causas indirectas, las cuales, si se analizan considerando el 2002 y el 2011, se puede reconocer un incremento de 28% y, en el caso de las enfermedades hipertensivas del embarazo, un decremento de 44% (DGIS, 2012). En el 2010, el primer grupo de causas de muerte materna en México estuvo formado por las indirectas, cuando no se agrupan las causas directas. El repunte de la influenza, la diabetes y la sobrevivencia infantil de mujeres con cardiopatías

Cuadro 5

México. Comparación del porcentaje de muertes maternas por causas evitables en exceso, de la disminución del porcentaje y los recursos financieros del AFASPE (2009-2011), por entidad de residencia habitual de la mujer, 2002-2006 y 2007-2011

Entidad de residencia habitual de la mujer	2002-2006 %	Estado	2007-2011 %	Estado	Diferencia de %
Colima	2.7	Colima	-66.4	Colima	69.1
Yucatán	46.3	Yucatán	17.8	Yucatán	28.5
Baja California	30.8	Baja California	4.2	Baja California	26.6
Sinaloa	16.4	Sinaloa	-6.7	Sinaloa	23.1
Morelos	58.0	Morelos	35.2	Morelos	22.8
Puebla	64.9	Puebla	44.1	Puebla	20.9
Nayarit	58.5	Nayarit	37.9	Nayarit	20.6
Campeche	52.1	Campeche	31.8	Campeche	20.3
Querétaro	44.8	Querétaro	24.6	Querétaro	20.2
Estado de México	56.4	Estado de México	37.8	Estado de México	18.6
Tamaulipas	31.5	Tamaulipas	12.9	Tamaulipas	18.6
Tlaxcala	58.1	Tlaxcala	39.7	Tlaxcala	18.5
Distrito Federal	37.7	Distrito Federal	20.1	Distrito Federal	17.6
Sonora	28.2	Sonora	10.6	Sonora	17.6
San Luis Potosí	62.4	San Luis Potosí	45.8	San Luis Potosí	16.6
Coahuila de Z.	18.8	Coahuila de Z.	2.3	Coahuila de Z.	16.5
Aguascalientes	30.4	Aguascalientes	14.7	Aguascalientes	15.7
Zacatecas	46.7	Zacatecas	31.3	Zacatecas	15.4
Durango	59.3	Durango	45.8	Durango	13.4
Hidalgo	58.1	Hidalgo	44.9	Hidalgo	13.2
Guanajuato	45.0	Guanajuato	32.3	Guanajuato	12.7
Baja California Sur	39.4	Baja California Sur	27.0	Baja California Sur	12.4
Jalisco	32.6	Jalisco	21.1	Jalisco	11.5
Quintana Roo	41.5	Quintana Roo	33.1	Quintana Roo	8.3
Guerrero	83.7	Guerrero	76.4	Guerrero	7.3
Chiapas	77.2	Chiapas	70.0	Chiapas	7.1
Veracruz de I. de la Llave	58.0	Veracruz de I. de la Llave	51.2	Veracruz de I. de la Llave	6.8
Oaxaca	75.9	Oaxaca	70.4	Oaxaca	5.6
Chihuahua	57.2	Chihuahua	54.1	Chihuahua	3.1
Michoacán de O.	52.0	Michoacán de O.	50.3	Michoacán de O.	1.7
Tabasco	24.5	Tabasco	33.2	Tabasco	-8.7
Nuevo León	-82.3	Nuevo León	-43.0	Nuevo León	-39.3
Recursos financieros, AFASPE 2008-2011		113 546	26 062 866.15	52 012 186	

Fuente: elaboración de Freyermuth, G. y M. Luna, con base en CONAPO. *Indicadores demográficos básicos 1990-2010*, consultado en http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones_de_la_Poblacion_2010-2050; última consulta: febrero del 2013; y con información de la base de datos sobre defunciones del Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) de la SSA, consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/index.html#defunciones>; última consulta: febrero del 2013; la información de los últimos convenios modificatorios de AFASPE 2009-2011: <http://www.spss.gob.mx/convenios-afaspe-2009-2013.html>; última consulta: febrero del 2013.

seguro ha contribuido a ello. Fundamental para esta situación fue el descalabro de los programas de planificación familiar, así, el porcentaje de mujeres en edad fértil unidas que utilizaba métodos anticonceptivos se elevó de 30.2% en 1976 a 70.9% en el 2006 y para el 2009 el porcentaje que utilizaba metodología anticonceptiva fue de 72.5%, es decir, que se incrementó menos de dos puntos porcentuales en estos tres años. Por otro lado, si se comparan los resultados del uso actual de anticonceptivos y las nunca usuarias de ellos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) 2006 y 2009 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), llama la atención que en todos los estados el número de usuarias fue menor en el 2009 con respecto al 2006 (21%) y de las que nunca los han usado fue 21% mayor en este lapso.

En un estudio reciente (Ochoa, 2012:62-63) que compara 1997 con el 2009, se mostró un incremento del uso de anticonceptivos de sólo cuatro puntos porcentuales: 68.5% vs. 72.5%, respectivamente. El porcentaje de necesidades insatisfechas pasó de 12.2 a 9.8% para el 2009. A nivel nacional, persistían las necesidades para espaciar hijos más que para limitar su número, en ambos años. En general, se encontró que las mujeres que presentaban mayor proporción de necesidades insatisfechas de anticoncepción se encontraban en una situación de desventaja social (mujeres más jóvenes, hablantes de lengua indígena, residentes en zonas rurales, con nivel de escolaridad bajo y cuya región de residencia tiene muy alta marginación). También se reconoció que no se remontaron las necesidades insatisfechas de las mujeres unidas en edad fértil entre los dos años de estudio.

El estudio de muertes evitables en exceso permite reconocer el impacto de la política pública en un problema particular, como es el caso de la MM. Este instrumento puede utilizarse para un análisis en el ámbito territorial o a partir de ciertas características significativas. En particular, para el caso de muerte materna permitió reconocer la disminución de este problema en los dos periodos así como las dificultades para disminuir las brechas entre entidades federativas a pesar de la focaliza-

ción de recursos. Se requiere, por lo tanto, seguir insistiendo en programas integrales, que remonten la segmentación y fragmentación del sector salud, que incluyan actores significativos como el sector educativo y los gobiernos municipales, de tal forma que hagan posible la mejora de las condiciones de vida de las familias mexicanas.

No podemos dejar de lado que la principal limitación de esta investigación fue no considerar en el análisis el presupuesto total que se utiliza a través del Ramo 33 y del SPS en la salud materna para priorizar este análisis a los recursos focalizados. Es posible que la inclusión de todas las modalidades de financiamiento permita identificar de mejor manera el impacto que el presupuesto tiene en la disminución de brechas o en su persistencia.

Fuentes

- Ahmad, O. B., C. Boschi-Pinto, A. D. Lopez, C. J. L. Murray, R. Lozano y M. Inoue. "Age standardization of rates: a new who standard", en: *Global Programme on Evidence for Health Policy Discussion Paper Series*. No. 31. World Health Organization, 2001, 14 pp. Consultado en www.who.int/healthinfo/paper31.pdf; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Arredondo, S., S. M. Bertozzi, J. Leroy, R. López, S. G. Rubí, M. A. Téllez y D. Walker. "Diez años de Oportunidades en zonas rurales: efectos sobre la utilización de servicios y el estado de salud de sus beneficiarios", en: Secretaría de Desarrollo Social y Coordinación Nacional del Programa de Desarrollo Humano Oportunidades (coord.). *Evaluación externa del Programa Oportunidades 2008. A diez años de intervención en zonas rurales (1997-2007)*. Tomo II. *El reto de la calidad de los servicios: resultados en salud y nutrición (1997-2007)*. México, 2008, 393 pp. Consultado en http://www.oportunidades.gob.mx/EVALUACION/es/wersd53465sdg1/docs/2008/2008_tomo_ii_calidad_servicios_salud_nutricion.pdf; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social y el Instituto Nacional de las Mujeres. *Monitoreo de la atención a las mujeres en los servicios públicos del sector público*. Cuaderno de trabajo 29, 2011, 371 pp. Consultado en <http://www.monitoreoservsaludparamujeres.info/index.php/es/> o http://www.inmujeres.gob.mx/images/stories/cuadernos/c29_o.pdf; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Charlton J., R. Hartley, R. Silver y W. Holland. "Geographical variation in mortality from conditions amenable to medical intervention in England and Wales", en: *The Lancet*. 323(8326)1983, pp. 692-696.

- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL). *Evaluación estratégica sobre mortalidad materna en México 2010: características sociodemográficas que obstaculizan a las mujeres embarazadas su acceso efectivo a instituciones de salud*. México, DF, CONEVAL, 2012, 236 pp. Consultado en http://web.coneval.gob.mx/Informes/Evaluacion/Mortalidad%20materna%202010/INFORME_MORTALIDAD_MATERNA.pdf; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Eternod, M. "Metodología para calcular la razón de mortalidad materna: un mejor registro y un indicador deficiente", en: *Realidad, Datos y Espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía*. 3(1), 2012, pp. 24-63.
- Farnot, U. y N. E. Rios. "Mortalidad materna en las primeras décadas del siglo XX", en: *Revista Cubana Salud Pública*. 39(1), 2013, pp. 69-82.
- Franco-Marina, F., R. Lozano, B. Villa y P. Soliz. *La mortalidad materna en México, 2000-2004. Muertes evitables: magnitud, distribución y tendencias*. México, Dirección General de Información en Salud, Secretaría de Salud, 2006, 347 pp. Consultado en <http://www.salud.gob.mx/unidades/cdi/documentos/DOCSAL7820.pdf>; última consulta: 15 de marzo de 2014.
- Freyermuth, G. e H. E. Argüello. "Muerte prematura de mujeres en Los Altos de Chiapas. Un análisis desde la violencia", en: *Revista Pueblos y Fronteras Digital*. 6(10), 2011, pp. 181-216.
- Freyermuth, E. y R. Cárdenas. "Evaluación del subregistro de la mortalidad materna en Los Altos de Chiapas mediante las estrategias RAMOS y Ramos modificada", en: *Salud Pública de México*. 51(6), 2009, pp. 450-457.
- Freyermuth, G., M. Luna y J. A. Muños. *Numeralia 2011, mortalidad materna en México*. México, Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social (CIESAS), Fundación MacArthur en México, Observatorio de Mortalidad Materna en México (OMM), 2013, p. 56.
- Gómez, R. D. "La mortalidad evitable como indicador de desempeño de la política sanitaria Colombia. 1985-2001", en: *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*. Universidad de Antioquia, Colombia, 2006, 313 pp. Consultado en <http://guajiros.udea.edu.co/fnsp/cvsp/investigaciones/tesis%20RDGomez.pdf>; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Hernández, M. *Estrategia para acelerar el avance de la disminución de la mortalidad materna*. Diapositivas de PowerPoint, 2009.
- Holland, W. "Measuring the quality of medical care", en: *Journal of Health Service Research and Policy*. 14, 2009, pp. 183-185. Consultado en <http://guajiros.udea.edu.co/fnsp/cvsp/investigaciones/tesis%20RDGomez.pdf>; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Kossarova L., W. Holland, E. Nolte y M. McKee. *Measuring 'Avoidable' Mortality Methodological note*. European Commission, The London School of Economics and Political Science, 2009, p. 21.
- Livi-Bacci, M. *Introducción a la demografía*. España, Ariel Historia, 1993, p. 475.
- Melchor I., A. Nolasco, C. García-Senchermesa, P. Pereyra-Zamorab, J. A. Pinab, J. Monchob, P. Martíneza, S. Valeroa y O. Zurriaga. "La mortalidad evitable. ¿Cambios en el nuevo siglo?", en: *Gaceta Sanitaria*. 22(3), 2008, pp. 200-209.
- Mackenbach, J., A. Kunst, C. Looman, J. Habbema y P. Van der Maas. "Regional differences in mortality from conditions amenable to medical intervention in The Netherlands: a comparison of four time periods", en: *Journal Epidemiology Community Health*. 42(4), 1988, pp. 325-332.
- Ochoa, B., 2012, *Necesidades insatisfechas de anticoncepción en México: análisis de las tendencias recientes y las diferencias regionales persistentes*, tesis de Maestría en Población y Desarrollo, México, Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, Sede México, p 73.
- Organización Mundial de la Salud (OMS). *Mortalidad materna en 2005: estimaciones elaboradas por la OMS, el UNICEF, el UNFPA y el Banco Mundial*. Organización Mundial de la salud, 2008, 46 pp. Consultado en http://whqlibdoc.who.int/publications/2008/9789243596211_spa.pdf; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Nolte, E. y M. McKee. *Does health care save lives? Avoidable mortality revisited*. London, The Nuffield Trust, 2004, p. 139.
- Poikolainen, K. y J. Eskola. "The effect of health services on mortality: decline in death rates from amenable and non-amenable causes in Finland, 1969-81", en: *The Lancet*. 1(8474), 1986, pp. 199-202.
- Ramírez, M. G. y G. Freyermuth. "Monitoreo al Convenio General de Colaboración Interinstitucional para la Atención de la Emergencia Obstétrica, 2011", en: *Revista CONAMED*. 17(1) Suplemento1, 2012, pp. 16-22.
- Sánchez, A. (coord). *Dificultades en la procreación. Trayectorias reproductivas atención obstétrica y morbimortalidad materna*. México, Universidad Autónoma Metropolitana Xochimilco, División de Ciencias Sociales y Humanidades, 2014, p. 274.
- Schneider, Ma. C., C. Castillos, J. Bacallao, E. Loyola, O. J. Mujica, M. Vidaurre y A. Roca. "Métodos de medición de las desigualdades de salud", en: *Revista Panamericana de Salud Pública*. 12(6), 2002, pp. 398-415.
- Secretaría de Salud (SSA)-Dirección General de Información en Salud (DGIS). *Búsqueda intencionada de muertes maternas en México. Informe 2008*. México, 2010, p. 129. Consultado en http://www.cemece.salud.gob.mx/descargas/pdf/BIMM_Informe2008.pdf; última consulta: 15 de marzo de 2014.
- _____. *Base de datos de muertes maternas*. México, Sistema Nacional de Información en Salud. Consultada en <http://www.sinais.salud.gob.mx/basesdedatos/muertesmaternas.html>; última consulta: 17 de marzo de 2014.
- Secretaría de Salud. *Programa de Acción: Arranque Parejo en la Vida*. México, Secretaría de Salud, 2010, p. 70. Consultado en <http://www.salud.gob.mx/unidades/cdi/documentos/DOCSAL7106.pdf>; última consulta: 15 de marzo de 2014.
- Simonato, L., T. Ballard, P. Bellini y R. Winkelmann. "Avoidable mortality in Europe 1955-1994: a plea for prevention", en: *Journal Epidemiology Community Health*. 52(10), 1998, pp. 624-630.
- Tobias, M. y G. Jackson. "Avoidable mortality in New Zealand, 1981-97" en: *The Australian and New Zealand Journal of Public Health*. 25(1), 2001, pp. 12-20.
- Welti, C. *Demografía II*. México, Programa Latinoamericano de Actividades de Población (PROLAP) y Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), 1998, p.159.

Cuantificando a la clase media en México en la primera década del siglo XXI: un ejercicio exploratorio

Rodrigo Negrete Prieto
y Miriam Romo Anaya

El propósito del presente ensayo es mostrar que aún sin tener una definición apriorística, estructurada, cerrada y consumada de lo que es *clase media* o sin esperar a un consenso al respecto, es posible identificar qué tramo y magnitud del espectro social en México le podría corresponder. Lo anterior, siempre y cuando se tomen en cuenta ciertos avances metodológicos que muestren brechas entre grupos de hogares, resultado de un proceso estadístico de estratificación, ello en lugar de que el investigador preestablezca exógenamente umbrales a partir de cualquier criterio ajeno a los patrones de similitud y diferencia entre esos hogares en la base de datos de La Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). Esto es posible hacerlo, además, con información disponible a la que usualmente no se le presta la misma atención que al ingreso corriente. El ejercicio se realiza con datos del final de la primera década del presente siglo y contribuye a dar respuesta a la pregunta: ¿es México un país de clase media?

Palabras clave: clase media en México, clases sociales, pobreza, métodos multivariados, conglomeración, estratificación, filosofía bayesiana, primera década del siglo XXI, Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2010.

Recibido: 4 de abril de 2014

Aceptado: 25 de septiembre de 2014

Nota: los comentarios y puntos de vista de los autores no necesariamente reflejan los de la institución en la que laboran; los autores agradecen a Lilia Guadalupe Luna Ramírez y Benito Durán Romo su colaboración tanto en el proceso de investigación como en la integración del artículo.

The purpose of this article is to show that even without an a priori, structured, closed, and final definition of middle class, or without having a consensus about it, it is possible to identify what part and to what extent of the social spectrum in Mexico, the middle class could correspond to. To do so are considered certain methodological advances able to show gaps resulting from a households' stratification statistical process, instead of pre-establishing thresholds which ignore the similitude and difference patterns among groups of households in the data base of the National Income-Expenditure Survey. This can be done with available information neglected in comparison with data such as current income which normally draws most of the attention on regard these kind of studies. The article has been written with data focused at the end of the first decade of this century and contributes to answer the question: Is Mexico a middle-class country?

Key words: middle class in Mexico, social classes, poverty, multivariate statistical methods, conglomeration, stratification, Bayesian philosophy, Twenty century first decade, National Income-Expenditure Survey 2010.



Universidad de Chile y San Marcos de Arica – Torneo Transición 2013/LatinContent/Getty Images

1. Introducción

En los últimos 15 años tanto analistas internacionales como nacionales han subrayado la importancia de que en países en desarrollo clasificables como economías emergentes consoliden una clase media. Algunos han puesto el énfasis en que la expansión de la misma no sólo es un reflejo del crecimiento económico, sino que, a su vez, lo impulsa, dando lugar así a un círculo virtuoso; por ejemplo, se señala que la clase media tiene una mayor capacidad para diferir la gratificación inmediata, por lo que sus integrantes entienden —o intuyen— la importancia del ahorro y de la propiedad, así como la de invertir en acumulación de capital humano; a lo anterior se suma su papel como consumidores que encabezan una demanda interna de mejores productos, generados, distribuidos y promovidos con mayor eficiencia e imaginación, propiciando con ello también la inversión y nuevos nichos de merca-

do (Banerjee y Duflo, 2007). Otros van más allá del imperativo económico, y valoran a la clase media como un factor de estabilidad y de consolidación de las democracias por tender a ser más proclive a aceptar un *ethos* meritocrático y liberal¹ creando incentivos para que las diversas ofertas políticas se corran más hacia el centro y se le apueste menos a la estridencia demagógica o a los extremismos.²

Particularmente, en México se ha señalado que la clase o las clases medias son un factor esencial

- 1 Parece que bien podría ser debatido por los historiadores de las turbulencias políticas de las décadas de los 20 y los 30 del siglo XX en Europa y, en particular, de los estudiosos del surgimiento y consolidación del fascismo. No deja de ser sintomático que la ecuación clase media = liberalismo la promuevan economistas de habla inglesa cuyas naciones no pasaron por esa experiencia.
- 2 Habrá que ver, a su vez, si esa vocación centrista que se le atribuye a las clases medias no llegará a un punto en que sea refutado por el ascenso del movimiento *Tea Party* en los Estados Unidos de América, donde la polarización y la estridencia en el discurso político ha sido evidente en los últimos años o, también, el ascenso de los partidos de extrema derecha al otro lado del Atlántico como consecuencia de la crisis del 2008 y sus secuelas en el marco de las tensiones que introduce, en las soberanías nacionales, la pertenencia a la Unión Europea.

en la transición hacia la democracia no sólo porque tienden a ser menos pasivas y mejor informadas que otros segmentos de la sociedad, sino porque obligan al sistema político a ubicarse en la lógica y los imperativos de los derechos universales en vez de quedar estancado en la lógica de derechos negociados, pactados y administrados por el Estado con clientelas o corporaciones, lo que marca el cambio de *pueblo* a *ciudadanía* en el discurso y, en general, en el imaginario político de los actores sociales e institucionales (Zuckerman, 2010).

Es evidente que esa tensión entre la vieja y la nueva lógica se mantiene aún viva, dejando su impronta en los conflictos en la vida política del México contemporáneo, de modo que no sólo la prédica desde los organismos internacionales, sino también esa ansiedad en torno a una posible transición inconclusa ha propiciado un vivo interés sobre si el país ya es uno mayoritariamente de clase media (lo que en el contexto equivale a establecer si las condiciones objetivas para llevar a buen puerto la larga transición mexicana están dadas o no). De la Calle y Rubio (2010) tuvieron el enorme mérito de tomar el toro por los cuernos y abrir el debate en México con una toma de posición sugestiva y audaz al respecto.

Los autores de este ensayo creemos que hay aún un largo camino por andar para dar una respuesta definitiva o categórica. En todo caso, nuestra conclusión es que resulta prematuro proclamar al país como uno de clase media y que una cautela al respecto ha de mantenerse: que no es lo mismo ilustrar una serie de cambios que se han incorporado en la vida de casi todos los segmentos sociales con el hecho de que el sello, distintivo de ese cambio, sea que uno de esos grupos se ha vuelto mayoritario. No nos interesa vincular por lo demás esta discusión a aquella otra de que las clases medias sean una condición *sine qua non* para consolidar una democracia que merezca ese nombre, con todo y sus atributos sistémicos de estabilidad y capacidad autocorrectiva.

El ensayo está centrado en un terreno más básico, que es explorar una veta metodológica y de

información que contribuye a identificar la magnitud posible de ese grupo. Nos percatamos, a su vez, que todavía queda mucho por delante para decir al respecto, dado que si bien al hablar de clase media el tópico se ubica en un terreno sociológico, a la hora de tratar de saldar el asunto de una manera práctica la balanza se inclina a criterios que tienden a satisfacer más a los economistas. Este sesgo es inevitable, y en este ensayo no lo superaremos del todo dado que históricamente la estadística oficial en México se ha hecho con un mayor énfasis en lo económico que en lo social, pese a los enormes avances al respecto de los últimos 10 años en la incorporación de distintas temáticas (género y violencia, notablemente).

Una clase social supone tanto condiciones objetivas como subjetivas: nivel de vida junto con códigos y valores compartidos (López-Calva, Rigolini y Torche, 2011); sin embargo, se necesitarían desarrollar encuestas que manejaran ambos planos simultáneamente y a profundidad, y lo que hay en México y el resto del mundo es que la exploración económica y sociológica tienden a diseñar y adoptar sus propios instrumentos de captación. Creemos, también, que no es saludable el desdén mutuo entre el enfoque económico y el sociológico, y que ambas perspectivas deben poner atención en los pros y contras de las variables que privilegian en sus respectivos análisis: el pragmatismo del economista al abordar el tema le viene bien al sociólogo tanto como la imaginación del segundo al primero.

Revisando la literatura sobre el tema, lo que llama la atención es la tendencia entre los economistas a centrarse en un aspecto, factor o en una variable. Esto se puede ver, por ejemplo, en el enfoque marxista de propiedad de los medios de producción que identificaba a la clase media con el *petit bourgeois* o pequeño propietario y que, de acuerdo con su drama conceptual, estaba destinado a desaparecer o volverse irrelevante para despejar la arena del conflicto entre los dos segmentos irreductibles y polares: la burguesía y el proletariado. Si bien hoy en día en serán pocos los que suscriben tal análisis, mismo que no previó el surgimiento de una

clase media asalariada y masificada (a la par que la *terciarización* de las economías y la presencia de más instituciones y mediaciones sociales entre los agentes de la producción), los economistas actuales —y en especial aquéllos dentro de los organismos internacionales— siguen mirando hacia una sola variable —ahora el ingreso— como el dato que lo determina todo. Reducir el asunto a un solo principio —sea conceptual o estadístico— no deja de ser una tentación.

Max Weber, en la medida en que pudo atestiguar las vertientes de desarrollo por donde fluía la sociedad moderna, introdujo un abordaje que se hizo cargo de su complejidad: la perspectiva sociológica propiamente dicha y, con ella, un enfoque que cabría denominar multivariado, donde entraron en juego tres dimensiones: a) nivel económico, b) poder/jerarquía y c) prestigio/estatus. Es así que el nivel educativo, la calificación ocupacional y los valores, códigos o expectativas son ahora parte de la paleta de colores y matices. En la Sociología contemporánea (Bourdieu, 2001) se define una multidimensionalidad de las clases sociales en términos de capitales: económico, cultural/informacional, social o recursos basados en conexiones y pertenencia grupal y, no menos importante, capital simbólico. Es justo decir que esta objeción a la monocromía economicista no sólo ha sido enfáticamente señalada en la actualidad por parte de sociólogos (Goldthorpe y McKnight, 2006), sino también por economistas como Atkinson y Brandolini (2011); en particular, estos últimos han apuntado el problema de que las divergencias en cuanto a las magnitudes, umbrales o cotas de referencia existentes entre los diversos análisis en la literatura sólo centradas en el ingreso pueden llevar a conclusiones encontradas sobre si la clase media crece o se contrae en un periodo determinado.

El pragmatismo podría estar del lado de los economistas si se considera lo inasible que pueden ser nociones que en un marco teórico suenan bien, como tener valores o códigos compartidos, pero que de manera empírica son difíciles de identificar, mientras que la consistencia conceptual sería el consuelo sociológico; sin embargo, ambos

enfoques tienen problemas en aquello que pareciera ser su fuerte: la variable ingreso es comprensiblemente la más subdeclarada en las encuestas en hogares en México y en el mundo, y nada garantiza que esa subdeclaración sea consistentemente proporcional entre los segmentos sociales. Es bien sabida la brecha que hay entre la información declarativa que captan las encuestas de ingresos por una parte y las estimaciones del ingreso disponible que se establecen por los métodos de la contabilidad nacional por la otra, así como lo difícil o arbitrario que puede resultar ajustar la distribución de la variable que reportan las fuentes primarias haciendo uso de la magnitud absoluta de esa brecha (Leyva-Parra, 2005).

La estratificación meramente por ingresos también puede llevarnos a más estratos de los que sociológicamente tiene sentido: pensemos en un hogar en el que los hijos en edad adulta inician su vida aparte bajo otro techo. Su nivel de ingresos puede ser menor que el del hogar donde crecieron, pues están en la primera fase de su inserción laboral, ¿sólo por ello el primer hogar y el segundo pertenecen a clases sociales distintas? Pero el sociólogo enfrenta asimismo sus problemas cuando la dinámica demográfica o los ciclos de vida están presentes y es posible que se le revierta de igual forma el problema: el primer hogar y el segundo pueden diferir no sólo en ingresos, sino en estatus ocupacional y educacional, ¿pertenecen entonces a la misma clase social o no?, ¿comparten los mismos valores, expectativas y referentes simbólicos?, ¿hacen uso de los mismos mecanismos de sociabilidad? Tal vez sí, tal vez no, y en muchos casos hay diferencias de grados más que rupturas categóricas. También, al enfrentar el problema concreto de la identificación de clases medias en áreas rurales, uno no siempre encuentra, por ejemplo, la complejidad jerárquica ocupacional que se da por hecho en el medio urbano: la perspectiva compleja no siempre se satisface en todos los ámbitos o éstos no complacen al total de sus criterios.

Es inevitable, entonces, emprender la medición empírica de la clase media con nociones intuitivas que se desprenden de la información disponible

más que con conceptos estructurados de manera plena y, en este ensayo, ciertamente no presumiremos tener definiciones acabadas, aunque sí el haber hallado una estrategia estadística prudente para dar una respuesta; pero, además, tampoco creemos que necesariamente haya una ventaja particular en tener conceptos plenamente estructurados al abordar este tema. Es el momento de formular una visión deflacionaria a ese respecto, como lo es también el revalorar la intuición como vehículo cognitivo de la existencia social a la que pertenecemos.

En el desarrollo de este ensayo estaremos más cerca de un enfoque bayesiano que platónico, pues el problema de los conceptos prístinos que pertenecen al mundo de las ideas es, justamente, esa precesión frente a la realidad: no están dispuestos a recibir sorpresas de ella o a ser recalibrados; la realidad imperfecta está ahí sólo para ilustrarlos, de modo que la relación entre lo conceptual y lo empírico se vuelve una carretera de una sola vía. Por otra parte, al navegar en el universo social, la intuición resulta irrenunciable, como llegó a señalar el mismo Bourdieu. Si bien en las ciencias naturales la intuición no siempre resulta buena consejera —no es intuitivo que la Tierra gire alrededor del Sol—, en el universo social, en cambio, no podemos salir a decir que una noción borrosa como la de clase media es una ilusión que merece ser disipada o que su verdadero significado se sitúa más allá de la experiencia del ciudadano común (lo que Bourdieu llama la tentación epistemocéntrica del investigador). Por impreciso que sea el término clase media, hace sentido justamente por formar parte de un sistema compartido de representación del paisaje social: nos habla de una forma de vida que todos entienden a qué se refiere, aún sin ser definida de manera plena. Ya lo decía Karl Popper: “la realidad está hecha tanto de relojes precisos como de nubes difusas y es inútil preguntar por qué es así”. Wittgenstein reflexionaría, por su parte en sus *Philosophische Untersuchungen (Investigaciones filosóficas)*, sobre esa naturaleza dual, precisa e imprecisa, al mismo tiempo, del lenguaje humano, y que lo habilita como he-

rramienta flexible para interactuar con nuestro mundo recibiendo su retroalimentación.

En este ensayo abordaremos a la clase media, antes que nada, como un nivel de vida a partir de un conjunto de variables de gasto cuya presencia apunta a una existencia social más allá de la subsistencia, que lo mismo reflejan expectativas, una inversión de cara al futuro o acceso al crédito que disfrute del entorno, y veremos a dónde ello nos lleva y qué tanto conecta con otras variables que denotan instrucción, estatus o jerarquía. Dejaremos que las variables cuantitativas de arranque hablen por sí mismas sin predeterminedar exógenamente las magnitudes o umbrales a los que deban llegar, de modo que éstos no serán una premisa, sino un resultado de la metodología seguida y que es en lo que radica, en buena medida, el aporte de esta propuesta. Configuraremos, entonces, el universo constituido por el conjunto de hogares del país —nuestras unidades primarias de observación y análisis— y en él señalaremos (para utilizar una vez más la terminología de Bourdieu) un “espacio de probabilidades de afinidad” donde se puede articular o estructurar eso que todos llamamos clase media.³ Dicho espacio queda cuantificado en un número de hogares, y la magnitud que acumula, así como algunas de las características identificadas en tal conjunto, serán descritas.

Así, en lo que sigue, la segunda sección subraya en qué se distingue la metodología de cuantificación aquí utilizada de otras que, hoy por hoy, son la corriente dominante en la literatura sobre el tema: porque, en suma, es una metodología original; la tercera abunda en el procedimiento seguido; la cuarta comenta los resultados y los contrastes que más llaman la atención entre los subconjuntos de hogares clasificados respectivamente como de clase baja, media y alta; el quinto, y último apartado, es para reflexiones finales.

³ Es por eso que, para nosotros, descripciones de clase media como la que a continuación se cita nos parecen tan válidas como cualquier otro intento de definición sofisticada: “The middle class is more than income bracket (...) has come to mean having a secure job; a safe and stable home; access to health care; retirement security; time off vacation, illness (...) opportunities to save for the future; and the ability to provide a good education for one’s children...” (U.S. Department of Commerce. *Middle Class in America*, January 2010).

2. Tipos de mediciones y la problemática de los criterios exógenos

En el texto introductorio se ha señalado la predilección de la mayoría de los economistas —y, en particular, de aquéllos en los organismos internacionales— por la variable ingreso. Más adelante se retomará una crítica a esta preferencia de la que estos profesionales, más que nadie, debieran estar al tanto considerando, sobre todo, que la variable que utilizan para cuantificar la clase media no es el ingreso en general, renta de los hogares o riqueza sino, específicamente, el ingreso corriente, de suyo sujeto a fluctuaciones en la vida de un mismo hogar. En esta sección se pasará primero revista a los tipos de metodología dominantes y la problemática que guardan en común lo que permite entender por qué, en este ensayo, se optó por otro camino metodológico, así como por el tipo de variables que se eligieron como punto de partida.

En general, la cuantificación estadística de la clase media tiene dos vertientes, la que utiliza criterios relativos y la que emplea los absolutos:

- Mediciones relativas: rangos determinados por rangos estadísticos. Éstas se desdoblán, a su vez, en aquellas que eligen un rango de los percentiles de la distribución de hogares de acuerdo con su percepción de ingreso corriente; por ejemplo, el conjunto de hogares comprendidos entre los percentiles 20 y 80 (Easterly, 2001) y las que establecen como referencia la mediana de la distribución del ingreso, estableciendo un rango alrededor de la misma —por ejemplo entre 75 y 125% del valor de dicha mediana— de modo que aquellos hogares cuyo ingreso corriente se sitúe entre estos valores se determina que pertenecen a la clase media (Birdsall, Graham y Pettinato, 2000; Pressman, 2011).
- Mediciones absolutas: rangos determinados por valores monetarios. Ésta es la otra gran vertiente, la cual, en principio, tal pareciera se presta mejor para hacer comparaciones internacionales y por la que optan, sobre

todo, economistas vinculados al Banco Mundial (BM) dada su necesidad de amplias panorámicas. En las mediciones absolutas, por lo general, se determina un referente monetario fijo que lo mismo puede proporcionarlo la línea de pobreza del BM —1.25 dólares del año 2005, ajustados por el poder de paridad de compra (PPC) que corresponda a cada país— o, alternativamente, se adoptan las líneas de pobreza o las medianas —sea de ingresos o de gastos— de dos países contrastantes con el objetivo de tener un valor monetario mínimo y otro máximo, definiendo así un rango fijo que aplicará, en adelante, a todo el conjunto de naciones bajo estudio (con el correspondiente ajuste por PPC en cada caso). Los hogares en el rango serán aquellos que califiquen como clase media, país por país. Es así que, bajo esta vertiente, se pueden obtener rangos absolutos que van de 2 a 10 dólares diarios (Banerjee y Duflo, 2007), de 2 a 13 dólares (Ravallion, 2008), de 10 a 20 dólares (Bussolo, De Hoyos y Medvedev, 2009) o de 10 a 100 dólares (Kharas y Gertz, 2010). Las variaciones en los últimos tres rangos dependen de la línea de pobreza del país referente que se elija (Estados Unidos de América, Italia o Luxemburgo como cotas superiores; un *pool* de naciones en desarrollo, Brasil o Portugal, respectivamente, como cotas inferiores).

En la vertiente de medición absoluta destaca el estudio de López-Calva y Ortiz-Juárez (2011), quienes adoptan un enfoque de vulnerabilidad a la pobreza menor a 10% de probabilidad (0.1 de 1) de incurrir en ella para así establecer qué monto exacto de ingreso corriente corresponde a ese nivel de riesgos y obtener la cota absoluta mínima (10 dólares PPC); la cota absoluta máxima de 50 dólares se establece como el ingreso que promedian los percentiles 95 de los tres países de estudio (Chile, México y Perú). A primera vista, podría pensarse que éste es un método híbrido porque no utiliza un referente de distribución para establecer la cota inferior y, en cambio, sí uno para determinar la cota superior, pero

finalmente es un método absoluto porque el rango 10-50 dólares así obtenido lo aplica por igual en los tres casos (con el correspondiente ajuste por PPC).

La diversidad de los rangos arriba referidos no es casual. Al repasar este rápido inventario, podemos estar seguros de que mientras más simple sea el criterio para establecer un rango (por ejemplo $\pm 25\%$ del valor de la mediana del ingreso corriente) más arbitrario éste será: pero el común denominador (con la excepción de cómo se fija el valor inferior del rango en el estudio de López-Calva y Ortiz-Juárez) es una altísima dependencia —*ex ante*— del resultado con la decisión inicial tomada. Mientras más cercana quede una conclusión con respecto a sus premisas, o más las refleje, más tautológica será y, por ende, menos información proporciona (Popper, 1962)

- Un método alternativo: no preestablecer rangos. Una aproximación distinta sería abordar lo que ha de separar a los hogares de clase media de los demás, no como un punto de partida sino como un resultado al que se llega. Es por ello que en esta exploración se adopta una metodología de conglomeración —de cuyas características más adelante se abundará— porque la resultante nos muestra un espectro de brechas en el universo de hogares que no había necesidad de fijar de antemano y que nos guía de ahí en adelante en el análisis en vez de obviarlo.

Podría pensarse que esta estrategia es una nueva modalidad dentro de la vertiente de medición relativa porque el subconjunto de hogares que en el espectro se alejan de los otros no tendrían necesariamente las mismas características en México que, digamos, los que así se aíslan en Estados Unidos de América o en Europa Occidental, si fuera el caso. Pero el punto es justamente ése: qué se separa de qué en cada contexto. Por el contrario, al aplicar un rango fijo o preestablecido, ese rango pudiera señalar cotas al interior de un país que, por sí mismas, no corresponden a las diferencias subyacentes en su espectro social careciendo así de significado: simplemente un sello o

molde que desde fuera se imprime en el paisaje y que la huella que deja no nos dice —por ser determinada de manera exógena— si lo que demarca es o no una diferencia arbitraria o simplemente sobrepuesta (no olvidemos que cuando se habla de clases sociales se expresa, ante todo, de algo que resalta en su contexto). Si entonces la diferencia no brota del paisaje mismo, estaremos hablando de personas que tienen tantos ingresos o gastos preestablecidos, pero no de mucho más que eso: no habremos avanzado, seguiremos en realidad reproduciendo nuestro punto de partida desde el principio hasta el final.

2.1 ¿Ingresos o gastos?

En cuanto a la variable de punto de partida, es importante señalar que no todos los estudios mencionados han elegido los ingresos como referencia. Banerjee y Dulfo (2007), así como Kharas y Gertz (2010), decidieron enfocarse en el gasto como un mejor *proxy* del consumo de los hogares, y ésa es una elección que nosotros también aquí adoptamos. Cuando se trabaja con el ingreso corriente de las encuestas, hay que estar al tanto de su naturaleza fluctuante, pues no sólo se refiere a los ingresos del trabajo —que de suyo varían cuando el perceptor tiene un trabajo independiente o también en aquellas modalidades ocupacionales que combinan una percepción fija y otras, como comisiones o bonos de productividad—, sino que, asimismo, se integra con ingresos recurrentes que provienen de la renta de la propiedad física o financiera (los intereses de una cuenta bancaria) y transferencias (por ejemplo, remesas) que no necesariamente suponen flujos de magnitud constante. El riesgo, entonces, es que si nos quedamos con el ingreso corriente y umbrales o cotas predeterminadas para decidir si se pertenece o no a tal o cual clase social, las familias con ingresos corrientes cercanos a los valores máximos y mínimos pueden estar entrando y saliendo de una condición de clase todo el tiempo.

El consumo no se ajusta con la misma intensidad y velocidad; no por nada, en la literatura economi-

ca se han formulado tesis, como la del ciclo de vida (Modigliani, 1963), la cual parte del hecho de que el consumo siempre será más estable que el ingreso y el ahorro a lo largo de la vida de los individuos y las familias o, también, la hipótesis del ingreso permanente (Friedman, 1956), donde su mejor estimación no la proporcionan los ingresos corrientes actuales, sino una combinación de éstos con los ingresos esperados, reflejándose en realidad más cercanamente dicho ingreso permanente en los niveles de gasto y consumo.

En otras palabras, el ingreso corriente no es la variable más indicada para identificar un nivel de vida porque es más incierto inferir desde ahí ciertas invariantes que caracterizan al mismo. Si pensamos que el término *clase* tiene sentido porque resulta una condición relativamente estable en el paisaje social, sin duda es el gasto la variable en la que hay que enfocar la atención porque no depende sólo de un flujo sino, asimismo, de un *stock*, que es la riqueza de los hogares, variable esta última que se escapa de las fuentes de información de las que, por lo pronto, normalmente se disponen para hacer estos ejercicios de cuantificación de la clase media.

2.2 Variables de punto de partida utilizadas en este ejercicio exploratorio

Se objetará, sin embargo, que la variable gasto también puede quedar sujeta a grandes fluctuaciones —por ejemplo, puede incluir gastos funerarios, así como de la salud y hospitalarios— y es aquí, entonces, donde debemos enfocarnos no en el gasto en general, sino en rubros de gasto no contingentes pero, sobre todo, que tengan significado intuitivo.

Así, es importante que estas variables nos hablen de algo más que la subsistencia; qué tan intensamente se participa de vínculos sociales o del mundo exterior; qué relevancia se le da a presentarse frente a él; y qué tanto se invierte en ocio e información, en darle mantenimiento a las posesiones, así como en adquirir activos y en gastos derivados de la calidad de los mismos, varia-

bles todas que queden expresadas en valores per cápita. Lo anterior también puede ser complementado por información cuantitativa útil centrada en algunos activos físicos o sus características que resultan inocultables y que las encuestas de ingresos y gastos captan sin dificultad. En suma, la idea es trabajar con un *mix* de variables que combinan información de gasto corriente con algunos rubros que apuntan a un vínculo con *stocks* o riqueza (activos).

Haciendo uso de la información que en este sentido proporciona como ninguna otra fuente la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), en su levantamiento del 2010,⁴ fueron seleccionadas las variables que se muestran en la tabla 1 como punto de arranque de la exploración.

Si bien se pudieron haber incluido otras variables de gasto, se considera que éstas se vinculan de manera más clara, dentro de la multiplicidad de variables que ofrece la ENIGH 2010, a los tipos de capital ya mencionados que esbozara Bourdieu: económico, informacional, social o fincado en conexiones (gastos en regalos otorgados) e incluso simbólico y de estatus (como los gastos en cuidados personales). Una ventaja no menor es que algunas de ellas se relacionan con gastos fijos del hogar de modo que son menos dependientes de su demografía y composición. El número de 17 variables no fue preestablecido: simplemente es la cantidad que se considera relevante tanto bajo una perspectiva económica como sociológica.

No sólo la selección específica de variables de gasto marca diferencia con los otros estudios ya mencionados que sí hacen uso del dato, sino también un enfoque multivariado para hacerlo; ello porque, de entrada, el combinar información de activos físicos y gastos nos pone ante métricas dife-

4 Las ENIGH en México — que ha levantado el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) —, al igual que sus equivalentes en el resto del mundo, son las encuestas de hogares más utilizadas en este tipo de estudios, y es en su información en la que enteramente se basa este ensayo. La edición 2010 de la ENIGH comprendió una muestra de 30 169 viviendas, lográndose entrevistas en 28 513, en las cuales habitaban 28 968 familias; esto garantizó a la muestra representatividad nacional, con desglose urbano y rural.

Tabla 1

Variables de punto de partida para identificar conglomerados

Variables	Precisiones
Número de cuartos en la vivienda	Excluye sanitarios y corredores.
Número de televisores	-
Número de computadoras	Computadora personal de escritorio, <i>lap top</i> , <i>ipad</i> .
Gasto en carne de ganado mayor	Res, cerdo, chivo, cordero.
Gasto en carne de pollo	-
Gastos en alimentos y bebidas fuera del hogar	-
Gastos en servicios del hogar	Servicio doméstico, lavandería, tintorería, jardinería, fumigación.
Gastos en cuidados personales	Corte de cabello y peinado, baños, masajes, etcétera.
Gastos en educación, cultura y recreación	Incluye, además de los educativos, gastos en entradas de cine, teatro, museos, exposiciones, conciertos y espectáculos deportivos.
Gastos en servicios de conservación de la vivienda	Además de mantenimiento, incluye cuotas de vigilancia, administración y recolección de basura.
Gastos diversos	Incluye, además de los gastos turísticos, paquetes para fiesta, seguros de automóvil y contra incendios.
Gastos en regalos otorgados	-
Gastos en luz y agua	-
Gastos en telefonía e Internet	Incluye la telefonía celular.
Pago de tenencia	-
Pago de tarjetas de crédito	-
Adquisición de activos	Erogaciones en el periodo de referencia (últimos seis meses) por compra de casas, condominios, locales o terrenos que no habita el hogar; compra de valores, cédulas acciones y/o bonos.

rentes (una cosa es una cantidad de computadoras y otra una magnitud monetaria) de modo que no se tiene algo sumable para trabajar únicamente con su sola magnitud agregada.

Pero la composición que hay detrás de las magnitudes importa asimismo, aun cuando todas las variables pudieran ser expresadas en una sola métrica común. En la estratificación que se emprende se buscan identificar conglomerados de hogares de acuerdo con su afinidad en términos de lo que poseen o gastan relativo a estas variables. En el límite, y para ilustrar el punto, si un *hogar_i* gastara en uno solo de estos rubros mas no en los demás, pero alcanzando la misma magnitud monetaria de otros hogares que tienen un monto análogo repartido en todas las variables de gasto consideradas, ese *hogar_i* en cuestión no quedaría en el mismo conglomerado de hogares afines: esto es una ma-

nera de decir que lo cuantitativo y lo cualitativo —o composición subyacente de lo cuantitativo— importan por igual.

Por lo demás, es común que cuando se realiza una selección inicial de múltiples variables se proceda a un análisis estadístico para detectar redundancias a partir de una marcada correlación entre algunas de ellas de modo que sea posible colapsar la selección primera en unos pocos indicadores de síntesis (componentes principales) o combinaciones lineales de esas 17 y que las sustituyan, todo ello para centrar la conglomeración, de ser posible, sólo en el componente o componentes que más contribuyan a la varianza detectada entre las observaciones (en este caso, los hogares).

Para esta investigación, resultó hasta cierto punto sorpresivo el comprobar la baja correla-

ción entre las variables de gasto seleccionadas. Ello obedeció, en buena medida, a que los casos de hogares con valores cero en esos rubros de gasto diferían de manera considerable de una variable a otra y, en general, a que las grandes diferencias entre hogares se marcan en distintos tramos de la distribución, según sea la variable.

Una manera de ilustrar lo anterior es con la gráfica 1, que representa las correlaciones entre variables donde el eje de las X es la primera componente principal y el de las Y, la segunda. Las flechas, por su parte, representan cada una de las variables, y el hecho de que tiendan a ángulos de 45 grados o cierta equidistancia con uno y otro eje nos habla de lo difícil que es sintetizar su información; ello también influye en el hecho de que la primera componente sólo dio cuenta de 21.8% de la varianza explicada, mientras que la segunda, de 9.1 por ciento.

Dadas las 17 variables seleccionadas, se hubieran requerido de hasta 13 componentes principales para contribuir con más de 80% de la varianza

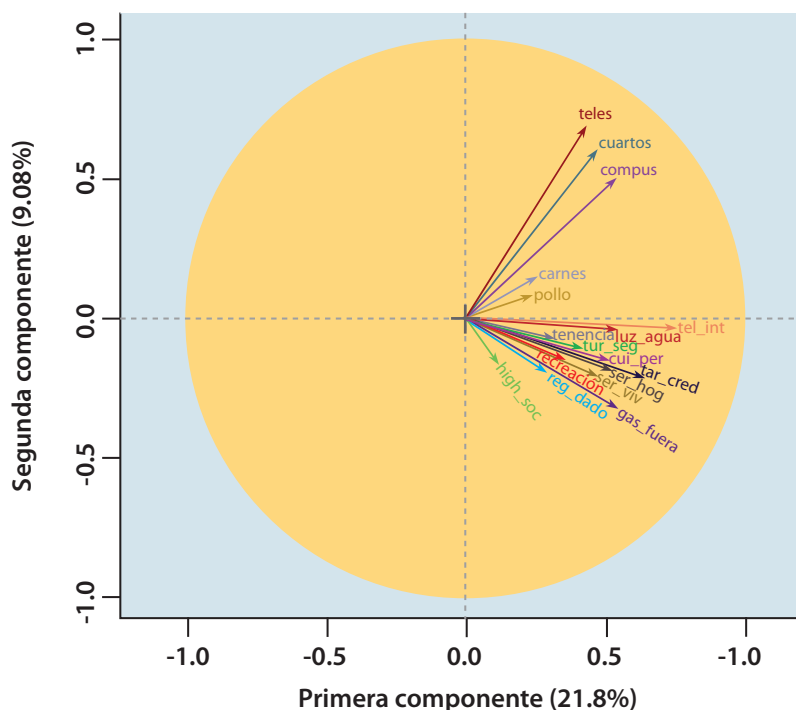
explicada de las observaciones. Si hay tantos componentes como variables, no tiene caso colapsar a estas últimas ni perder información al hacerlo, porque básicamente cada una de ellas expresa algo que no dicen las demás: no otra cosa significa que haya una baja correlación entre ellas. De ahí que sea ineludible —desde un punto de vista estrictamente estadístico— proceder a una conglomeración fundamentada en un método multivariado.

3. Procedimiento seguido en esta investigación

Recapitulando lo dicho hasta ahora, en la exploración aquí emprendida se han privilegiado variables de gasto, así como otras que conectan con el acceso o posesión de activos por considerar que es un punto de confluencia de interés para economistas y sociólogos. A su vez, la estructura y naturaleza de estas variables nos indica que emprender un análisis multivariado es ineludible no sólo por quedar involucradas métricas diferentes sino, sobre todo, porque las variables en las que se ha fijado la aten-

Gráfica 1

Representación gráfica de variables en el plano de las primeras dos componentes principales



ción no se prestan a ser reducidas a una variable subyacente en esta fase inicial. Cabe observar, también, que todas estas variables de arranque son de carácter cuantitativo, no categórico.

El procedimiento que se emprende en esta investigación tiene aquí su punto de partida: elegir un método que permita identificar el mejor modelo de agrupamiento o conglomeración de los hogares observados en la ENIGH 2010 tomando en cuenta estas variables de arranque. La decisión del modelo a seguir es una fase netamente algorítmica; sin embargo, ya que se tienen establecidos los conglomerados o grupos homogéneos de hogares, la naturaleza del problema —identificación de clases sociales— obliga tanto a ordenarlos como a establecer a partir de qué conglomerado se detecta una diferencia sustancial con los que le anteceden en el ordenamiento. Ésta es una fase analítica en la que interviene no sólo lo cuantitativo, sino también variables categóricas que resulta posible introducir una vez que la complejidad del problema inicial se redujo en virtud de la etapa previa de conglomeración. Cuando se ha hecho esto, se puede aventurar en dónde terminan grupos de afinidad atribuibles a una clase social y a partir de qué grupos de afinidad comienza otra (ver tabla 2).

3.1 Conglomeración por el método de selección de modelos

Explorar por este método significa evaluar diferentes formas de conglomeración con distintas geometrías o parametrizaciones —definidas por las características de la matriz de covarianza en cada caso— y seleccionar de manera específica el modelo de conglomeración que, dado lo que se observa en la muestra ENIGH 2010, sea el más factible de desprenderse del universo poblacional que se ha decidido describir a partir de 17 variables y del cual se infieren sus propiedades desde dicha muestra.

El significado matemático de la estimación del conjunto de parámetros que subyacen a un modelo (a partir del concepto general de una función de mezcla de distribuciones o distribución conjunta), así como el de una selección final del modelo de conglomeración más factible de corresponder al universo poblacional a partir de la optimización de lo que se conoce como *Bayesian Information Criteria* (BIC), se describe con amplitud en el *Anexo*. En lo que sigue, se tratará de explicar de manera intuitiva qué queremos decir con conglomerar con geometrías o plantillas de conglomeración y, asimismo, en qué momento señalamos que no presuponemos una geometría o configuración

Tabla 2

Tres fases seguidas en el presente ejercicio de identificación y cuantificación de la clase media en México

Fase	Objetivo	Método	Unidad de observación	Variables
Primera	Identificar grupos homogéneos de hogares y dejar que el algoritmo determine cuáles y cuántos son	Método de selección de modelos para la conglomeración de hogares	Hogares	Variables cuantitativas
Segunda	Ordenar los grupos homogéneos y ubicar a partir de cuál conglomerado se detecta una diferencia manifiesta con los conglomerados que le preceden	Método de <i>Dalenius-Hodges</i> y componentes principales	Conglomerados	Variable cuantitativa y variables categóricas
Tercera	Formar las clases sociales utilizando los conglomerados como sus bloques de construcción y cuantificarlas	Conclusión del analista a partir de las evidencias proporcionadas por las fases previas	Conglomerados	No intervienen más variables

del conglomerado o grado de complejidad del mismo, error este último que es el más frecuente entre quienes optan por tal o cual estratificación multivariada sin estar al tanto de que pueden estar imponiendo una geometría de conglomeración sobre una realidad configurada de otra forma.

Los hogares en la base de datos de la ENIGH 2010 son las observaciones a clasificar en grupos o conglomerados de afinidad. Si, por ejemplo, éstas (en este caso los hogares) se clasificaran sólo en función de dos variables, cada observación tendría dos coordenadas, X y Y , que definen en un plano cartesiano cada grupo bidimensional de afinidad representado por manchas en la gráfica 2.

Ahora bien, si tomamos en cuenta ya no dos variables para clasificar, sino $n = 3$ para hacerlo, pasamos entonces a un espacio donde aquellos patrones de manchas indicativos de la existencia de grupos distintos ahora adquieren un volumen a manera de nubes; pero si vamos más lejos todavía e involucramos 17 variables, cabe concebir —aunque sea imposible visualizar— esa configuración análoga de lo que serían nubes o conglomerados en el espacio tridimensional. Hablaríamos ya no de

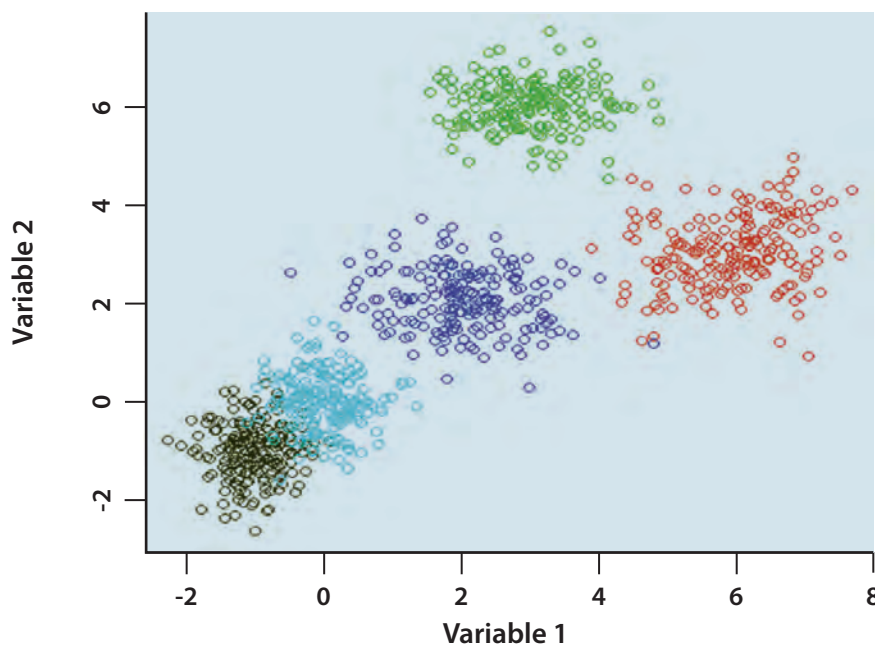
nubes, sino de híper nubes, donde cada una agrupa hogares afines en el espacio así estructurado desde 17 ejes.

Una vez que entramos a ese nivel de complejidad, más allá de la visualización, cabe pensar que, para encontrar las híper nubes que subyacen a una dispersión de observaciones con m coordenadas en un espacio n dimensional, hay que introducir hipótesis sobre qué geometrías o configuraciones pueden tener, y así dar con el patrón que mejor se ajusta al aparente caos de datos, llevándonos a una óptima identificación de grupos. Dicho de otra forma, la clave del método basado en modelos es que no prejuzga cómo están configurados los cúmulos de hogares: lo que hace es poner a prueba distintas plantillas de cúmulos o híper nubes para poder descifrar qué configuración se ajusta mejor a lo que se observa.

Cada plantilla o patrón es un modelo que puede tolerar o no variaciones entre las híper nubes que comprende. Las plantillas más básicas, como la de *K-medias*, presuponen que cada nube es igual a la otra en forma y orientación, y que los datos están agrupados en esferas que se distribuyen a lo largo

Gráfica 2

Población en dos dimensiones (cinco grupos)

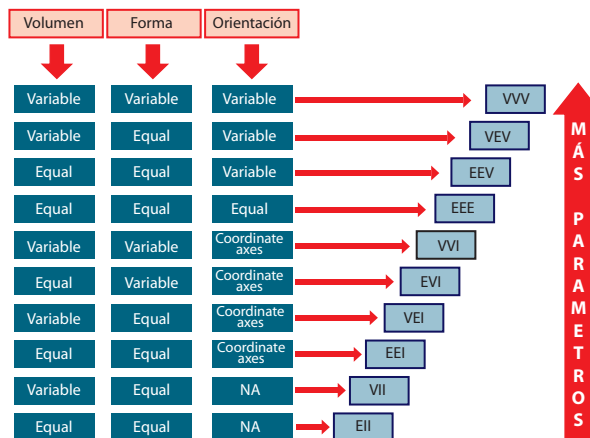


del plano n dimensional; otros modelos permiten más complejidad: que las nubes, además de variar en volumen, también se orienten de diferente manera y hasta cada una puede tener formas o geometrías distintas; asimismo, que no necesariamente están separadas, sino que puede haber tramos de superposiciones (ver figura 1).

Las propiedades de las híper nubes requieren que sean especificados ciertos parámetros (mientras más compleja la configuración de nubes, más parámetros se requieren) mismos que se deben obtener a partir de la estructura de las matrices de covarianza de los datos con los que se ha decidido trabajar (ver figura 2).

Estos parámetros se estiman con un método iterativo bajo el principio de máxima verosimilitud, y con esos estimadores se calcula, a su vez, la probabilidad de que la distribución de hogares de cada modelo en un espacio n dimensional que se observa en la muestra ENIGH 2010 se haya desprendido del universo poblacional. Una forma de detectar qué modelo o modelos mejor califican por ser los

Figura 2
Parámetros que caracterizan a los distintos modelos de conglomeración

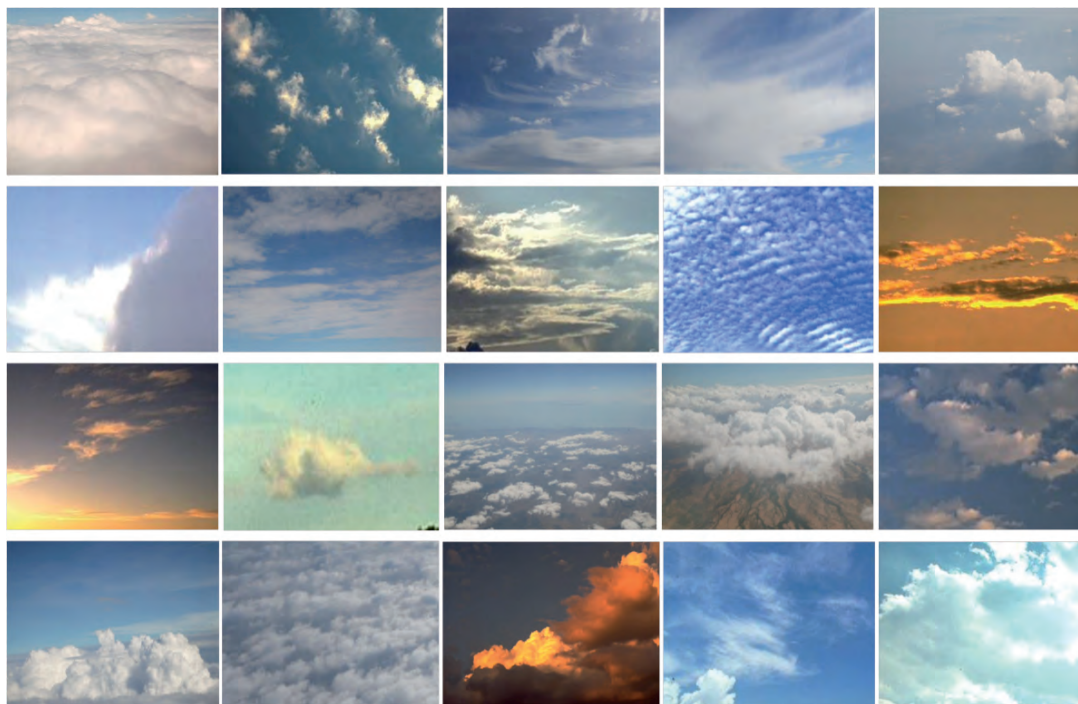


más factibles de provenir de la configuración poblacional es visualizando el(los) que más alto se sitúa(n) en una escala transformada⁵ que se desprende del

⁵ El criterio BIC busca el valor negativo mayor como criterio de optimalidad para seleccionar modelos (el significado de ello se explica en el Anexo); sin embargo, para ilustrarlo, se invierte el signo de modo que los modelos seleccionados aparecen en el tramo superior del gráfico.

Figura 1

¿Cuál es el patrón o plantilla de cúmulos que subyace tras la dispersión de observaciones en un espacio n dimensional?



denominado criterio de información de *Bayes*, también conocido como BIC (ver el *Anexo*).

En la gráfica 3, cada línea de color corresponde a un tipo de modelo; en el eje de las X se representa el número de conglomerados y en el de las Y, la escala BIC. De los modelos sujetos a prueba en este ejemplo, los que tienen las probabilidades más altas de describir la configuración subyacente de conglomerados en el universo poblacional son los VVI y VVV, que fueron los obtenidos respectivamente para los dominios urbano y rural de la ENIGH 2010.⁶

El número óptimo de conglomerados se toma a partir del momento en que el avance en la escala BIC se torna marginal. Tanto en el caso del dominio urbano como en el del rural de la ENIGH 2010 se consideró que ese punto se alcanza con siete conglomerados. Una vez seleccionado el modelo y el número de ellos, se adopta su función de distribución conjunta, misma que determina las probabilidades de pertenencia de cada hogar en la base de datos ENIGH a cualquiera de los cúmulos ya es-

pecificados por esa función y los va asignando de acuerdo con la mayor probabilidad de pertenencia al cúmulo o conglomerado correspondiente.

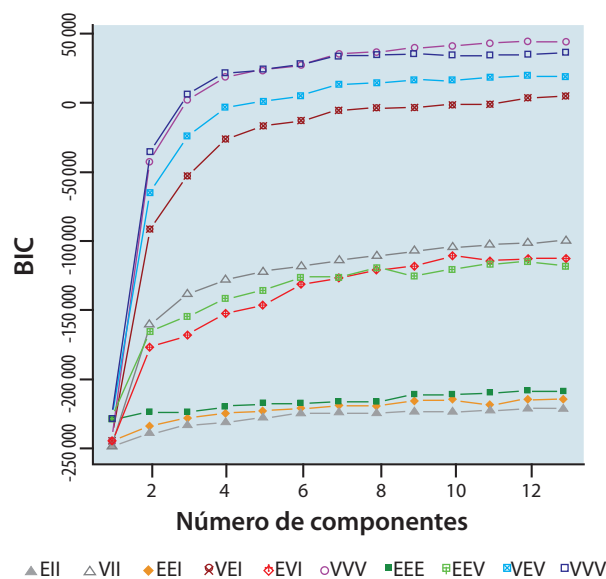
Todo lo anterior no significa que una vez que seleccionemos la plantilla o configuración de nubes —el modelo que mejor se ajusta a los datos— en automático arrojará cuáles son las clases medias en el país, pero sí al proporcionar un número determinado de conglomerados nos facilita el análisis para saber cuáles de ellos se aproximarán o no a una noción de clases medias. Para el método estadístico, hablando de manera estricta, no existe el término clase media: al identificar un cierto número de conglomerados, simplemente nos dice que éstos son los que mejor describen los grupos de afinidad que subyacen a la dispersión de las observaciones en el espacio n dimensional, dadas las variables seleccionadas.

La conglomeración multivariada nos ofrece un primer resumen en nuestra tarea de investigación que luego habrá de afinarse con las denominadas variables informativas o de análisis: promedios que se desprenden de la conformación de los conglomerados, pero que en sí mismas no intervienen en formarlos. Estas variables informativas o analíticas son ya un resultado de dicha conglomeración y nos guiarán hasta nuestra meta final.

La originalidad de la exploración que aquí se adopta consiste, entonces, en la conjunción de cuatro características: a) una aproximación al fenómeno por la vía de una metodología de conglomeración, b) que ésta es multivariada, c) que se adopta la conglomeración multivariada después de someter a pruebas estadísticas de verosimilitud a distintos modelos y d) el análisis subsecuente de los resultados de la conglomeración que, de antemano, no se sabe o no se prejuzga en qué han de desembocar.

6 Para efectos de este análisis, el dominio urbano en la ENIGH 2010 es el de 15 mil o más habitantes y, por ende, el rural es el de menos de 15 mil. Los modelos fueron probados por separado para uno y otro dominio.

Gráfica 3
Modelos en la escala transformada BIC



3.2 Ordenamiento y análisis de la conglomeración obtenida

Tenemos, así, 14 conglomerados (siete en el ámbito urbano y siete en el rural) o grupos de afinidad

de hogares en función de las variables utilizadas. Tomando ahora el gasto o las erogaciones de éstos como hilo conductor, ¿cómo quedan ordenados y cuáles son las brechas que quedan definidas entre ellos?, ¿en qué desemboca pues la conglomeración vista bajo esa perspectiva?

Para introducir un orden en esos 14 conglomerados multivariados y tener un primer acercamiento de la jerarquía entre ellos, se puede ensayar una estratificación de *Dalenius* con base en el promedio del gasto corriente per cápita total (neto de gastos funerarios y hospitalarios) que arroja o se desprende de cada conglomerado. Vale la pena recalcar que de aquí en adelante hablaremos de *conglomerado* (grupos de afinidad) cuando tenemos el resultado bruto del procedimiento multivariado y de *estrato* cuando introducimos un orden entre ellos en función de una variable: una, además, que como tal no estaba implicada en la conglomeración (sólo lo estaban ciertos rubros de gasto).⁷

Los conglomerados se ordenan, entonces, en función del gasto corriente per cápita y se les

7 Cabría preguntar por qué si se está utilizando una estratificación univariada (*Dalenius*) tomando como referencia el gasto corriente en esta fase del análisis no se hizo desde el principio y así evitar más complicaciones en la metodología seguida. Por ello, es importante reiterar que los conglomerados no sólo se constituyeron en función de algo meramente cuantitativo, sino a partir de afinidades en la estructura de gasto corriente centrándonos en ciertos rubros de éste. Si el punto de partida hubiera sido una estratificación univariada que sólo sigue la magnitud total del gasto, dicha magnitud, por sí misma, lo diría todo. La diferencia entre grupos podría ser de centavos sin otro fundamento; punto. Pero la estructura compleja que resultó del tipo de conglomerado más verosímil implicaría que, en cuanto a la magnitud de gasto total (o cualquier otra variable cuantitativa única), pudiera haber traslapes entre los conglomerados. Después de todo, en esta fase —posterior a la conglomeración de hogares— estamos tratando via *Dalenius* con los promedios de gasto per cápita de los conglomerados, pero pudiera haber observaciones (hogares) o subgrupos de observaciones dentro de un mismo conglomerado, con niveles de gasto per cápita inferiores a algunos otros hogares situados en un conglomerado, próximo que, como tal, tuviera un promedio inferior al del conglomerado, de pertenencia. De ahí que la sola magnitud cuantitativa no fue determinante. Así, la estratificación de *Dalenius* se utiliza aquí como un expediente de ordenación de conglomerados que le precede más no de los hogares en sí mismos; si el ordenamiento funciona es porque el conjunto de rubros específicos de gasto seleccionados, en la fase multivariada, tienen una buena correlación con el gasto total pero introduciendo matices que un procedimiento univariado por sí sólo no detecta en la conformación de afinidades entre los hogares. Por lo demás, utilizar una estratificación univariada (sea con el total del gasto o del ingreso corriente) como único referente para agrupar hogares desde el punto de arranque no daría una sola pista de cuántos estratos utilizar o cuál sería el número óptimo, más allá de la solución trivial en la que el número de estratos sea igual al número de observaciones (suma de la varianza de los estratos = 0). El método seguido de conglomeración, en cambio, sí permite una decisión fundamentada del número óptimo de grupos de afinidad. La filosofía adoptada es que no hay que eludir la complejidad; sólo una vez que la hemos abordado se puede despejar el camino para que los procedimientos más simples puedan ser adoptados de una manera analíticamente más eficiente y segura.

asigna un numeral arábigo descendente donde el 7 corresponderá al valor más alto en su ámbito y la letra designa si éste es urbano (*u*) o rural (*r*).

En la tabla 3 se observan sucesivos reagrupamientos de los conglomerados con la variable de gasto corriente per cápita con $n = 3, 4, 5, 6$ ó 7 estratos. En cada columna se muestra con colores como quedan reagrupados los conglomerados originales (numeral arábigo) en bloques más grandes o estratos (numeral romano). Así, por ejemplo, cuando los conglomerados se colapsan en cinco estratos (columna $n = 5$) se tiene que el conglomerado 7 urbano queda aislado de todos y se convierte en el estrato I; los conglomerados 6 urbano y 7 rural se colapsan en el estrato II; el 5 y el 4 urbanos quedan asociados como estrato III, mientras que el conglomerado 3 urbano en combinación con los 5 y 6 rurales forman otro estrato y, por último, como estrato V, con los valores menores, queda el bloque formado por el resto de los conglomerados.

Los sucesivos ejercicios mandan una primera señal sistemática: el conglomerado 7 urbano nunca queda asimilado a ningún otro: siempre será el estrato I, es decir, ninguno tiene cercanía a él en términos de nivel de vida; simplemente *se cuece aparte*. Por otro lado, los conglomerados 6 urbano y 7 rural en cuatro de cinco estratificaciones quedaron asociados. En el polo opuesto están los tres primeros rurales que siempre van juntos con una tendencia a aislarse de los demás. Un caso en particular interesante para los fines del análisis que nos ocupa lo da el conglomerado 3 urbano con su tendencia a separarse de los dos más bajos de su ámbito por una parte y, por la otra, a nunca romper su asociación con los conglomerados 6 y 5 rurales (en ningún caso quedan en estratos distintos). Ahora bien, ¿por qué esto último importa en esta fase del análisis?

La razón es que si ese estrato urbano no sólo no está en el fondo de su ámbito, sino que su tendencia en función del gasto corriente per cápita es marcar una distancia importante con los dos primeros estratos urbanos que, por su parte, sí son sistemáticos en quedar juntos, ello es una pri-

Tabla 3

Resultado del ordenamiento de conglomerados por el método de *Dalenius* en función de la variable de gasto

Conglomerados ordenados como estratos	Gasto mensual per cápita	<i>n</i> = 3	<i>n</i> = 4	<i>n</i> = 5	<i>n</i> = 6	<i>n</i> = 7	Clasificación tentativa
		Colapsados en tres estratos	Colapsados en cuatro estratos	Colapsados en cinco estratos	Colapsados en seis estratos	Colapsados en siete estratos	
7u	15 617	I	I	I	I	I	Alta absoluta
6u	8 317	II	II	II	II	II	Media alta
5u	5 307	II	II	III	III	IV	Media media
4u	4 008	III	III	III	III	IV	Media media
3u	2 890	III	III	IV	IV	V	Media baja
2u	2 114	III	IV	V	V	VI	Baja
1u	1 821	III	IV	V	V	VI	Baja
7r	6 704	II	II	II	II	III	Media alta
6r	2 755	III	III	IV	IV	V	Media baja
5r	2 500	III	III	IV	IV	V	Media baja
4r	1 578	III	IV	V	V	VI	Baja
3r	1 431	III	IV	V	VI	VII	Baja absoluta
2r	1 228	III	IV	V	VI	VII	Baja absoluta
1r	958	III	IV	V	VI	VII	Baja absoluta

mera señal indicativa de que ahí es donde pudiera iniciar la frontera de una clase media. A su vez, y por su tendencia a la asociación con los conglomerados 6 y 5 rurales, podríamos inferir dónde inicia la clase media rural ya que los dos conglomerados urbanos más bajos y el 4 rural tienden a constituirse como un bloque aparte.

Esta manera de analizar la conglomeración es muy sugestiva, mas no decisiva. Se necesitan corroborar otros aspectos, tomar en cuenta características en los conglomerados en función de variables que no predeterminaron la conglomeración, pero que, en cambio, nos pueden decir en qué desembocó ésta en términos de promedios relativos a nivel de instrucción, presencia de trabajo intelectual, calificación y jerarquía ocupacional,

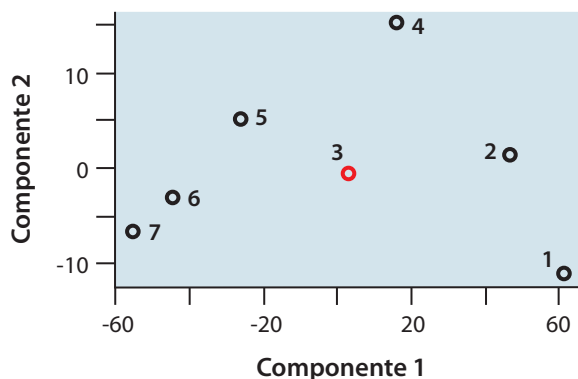
así como acceso a la propiedad, por mencionar algunas de relevancia sociológica.⁸

Una peculiaridad al jugar con estas variables que promedian lo que ahora serían las observaciones (en este caso los conglomerados urbanos) es que fácilmente pueden sintetizarse en sólo dos componentes principales o combinaciones lineales de las mismas, siendo capaces de dar cuenta de 98% de la varianza explicada. Es así que al graficar los siete conglomerados urbanos en un plano cartesiano

8 Las variables en cuestión utilizadas para analizar los siete conglomerados urbanos son: a) hogares cuyo jefe tiene estudios medio superiores o superiores, b) hogares con vivienda propia escriturada, c) hogares con algún ocupado en trabajo intelectual no directivo, d) hogares con algún ocupado en trabajos manuales operativos no calificados y e) hogares con algún integrante en pobreza conforme a la medición multidimensional de la misma diseñada por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL).

—en el eje de las X se encuentra la primera combinación lineal o primera componente, mientras que en el de las Y, la segunda—, el 3 urbano claramente se sitúa a medio camino en ambos ejes, lo cual lo confirma como un referente clave (ver gráfica 4).

Gráfica 4
Ubicación de conglomerados urbanos en el plano de los componentes principales

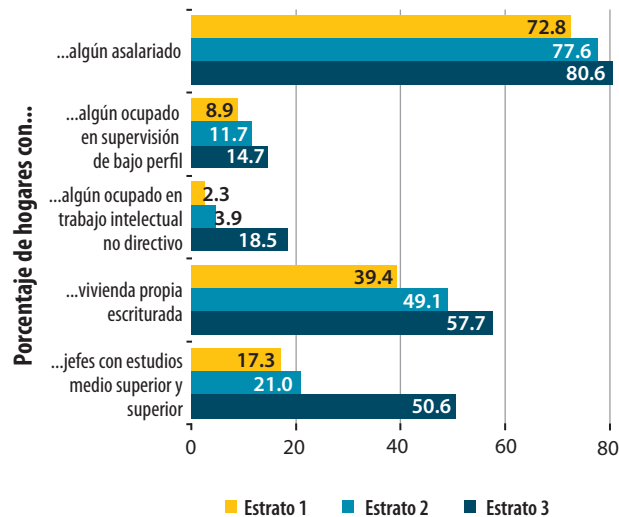


Notas: a) las primeras dos componentes explican 98% de la varianza y b) las variables que se usaron para la agrupación (en términos de porcentaje de cada una son: hogares cuyo jefe tiene estudios medio superiores o superiores, hogares con vivienda propia escriturada, hogares con algún ocupado en trabajo intelectual no directivo, hogares con algún ocupado en trabajos manuales-operativos no calificados y hogares con algún pobre bajo la metodología multidimensional).

Basta comparar simplemente los promedios del conglomerado 3 con los dos que le anteceden para darnos cuenta de su diferencia en cuanto a estas variables. Dado entonces su nivel de inserción en el mercado de trabajo y su mayor nivel de calificación, es palpable que refleja un nivel de vida distinto de los conglomerados que le preceden, marcando una distancia cuantitativa y cualitativa (ver gráfica 5).

Es importante recalcar que no se está diciendo que el conglomerado 3 sea, por sí solo, el de la clase media urbana sino, más bien, que es ahí donde ésta comienza. Las diferencias con conglomerados superiores no necesariamente entrañan una diferencia de clase; por ejemplo, el conglomerado 3 presenta promedios de instrucción e inserción laboral superiores al 4 aun cuando su nivel de gasto per cápita sea inferior. En este

Gráfica 5
Comparativo del conglomerado 3 urbano con los que le preceden



tipo de diferencias no hay que perder de vista los factores demográficos o composiciones diferentes en términos de ciclo de vida de los hogares. En nuestro análisis no dejó de llamar la atención que el promedio de edad del jefe del hogar o el de los integrantes en su conjunto claramente se sitúa en el conglomerado 3 por debajo del 4 (ver tabla 4). Detrás de esos promedios puede haber mayor preponderancia de hogares en el 4 que ya iniciaron su proceso de fisión (hijos que salen a poner su propio hogar), así como el hecho de que esté cristalizando como capital humano una mayor experiencia entre quienes están insertos de hace tiempo en el mercado de trabajo o, también, se tenga una mayor presencia de hogares beneficiados de algún tipo de renta de la propiedad o transferencia (remesas) que son fuentes de ingreso por lo normal vedadas a los hogares más jóvenes o recientes.

Esta relación entre el conglomerado 3 y el 4 la volvemos a encontrar de algún modo entre los 5 y 6, pues este último, si bien presenta un gasto per cápita claramente superior, también no deja de resaltar la diferencia de promedios de edades como un factor subyacente a tomar en cuenta, factor que, a su vez, no puede abonar a la explicación de por qué el conglomerado 7 tiene un nivel de gasto

Tabla 4

Comparativo de conglomerados urbanos según edades promedio de sus integrantes

Conglomerados ordenados como estratos	Edad promedio del jefe del hogar	Edad promedio de todos los integrantes del hogar
7	49.2	36.9
6	50.9	36.1
5	46.7	31.5
4	51.2	36.2
3	47.5	29.5
2	48.7	28.9
1	47.1	28.3

per cápita superior en 87.8% al del 6, la mayor brecha al respecto entre conglomerados vecinos en el ámbito urbano.

Por todo lo anterior, una primera conclusión a la que se arriba en este análisis es que los hogares comprendidos en los conglomerados 3, 4, 5 y 6 forman el subuniverso de la clase media urbana con sus distintos matices.

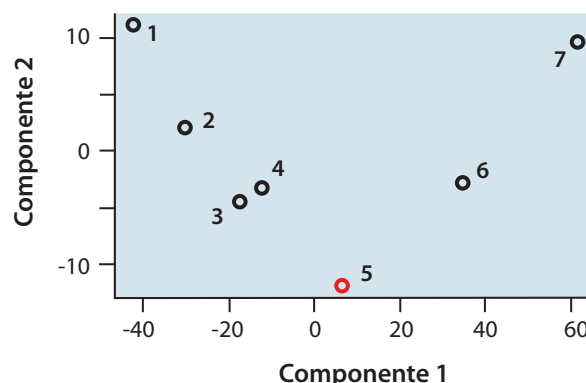
¿A qué nos conduce el análisis de conglomerados en el ámbito rural? Si bien en éste no tiene sentido tomar con exactitud las mismas variables cualitativas que se utilizaron en el ámbito urbano (dado que la jerarquía ocupacional está menos desarrollada o el tener una vivienda propia que poco discrimina en esos ámbitos), sí cabe incorporar un conjunto de variables que, de cualquier forma, nos hablan de estatus, posición y tipo de inserción laboral⁹ para realizar un análisis de componentes que identifique el conglomerado a partir del cual se marca una clara diferencia (ver gráfica 6).

Aquí, también, el colapso de las variables cualitativas en dos componentes da cuenta de 98% de la varianza explicada entre los conglomerados

9 Las variables cualitativas utilizadas para el ámbito rural son: a) hogares cuyo jefe tiene estudios medios superiores o superiores, b) hogares con algún dueño de micronegocio no agropecuario, c) hogares con algún asalariado agropecuario, d) hogares con algún ocupado en trabajos de supervisión, e) hogares con algún ocupado en trabajos manuales u operativos no calificados y f) hogares con algún pobre bajo la metodología multidimensional diseñada por el CONEVAL.

Gráfica 6

Distribución de conglomerados rurales en el plano de los componentes principales



Notas: a) las primeras dos componentes explican 98% de la varianza y b) las variables que se usaron para la agrupación, en términos de porcentaje de cada una, son: hogares cuyo jefe tiene estudios medios superiores o superiores, hogares con algún dueño de micronegocio no agropecuario, hogares con algún asalariado agropecuario, hogares con algún ocupado en trabajos de supervisión, hogares con algún ocupado en trabajos manuales u operativos no calificados y hogares con algún pobre bajo la metodología multidimensional diseñada por el CONEVAL.

y al utilizar la métrica de ambos componentes como ejes en un plano cartesiano resalta el punto de quiebre que representa el conglomerado 5.¹⁰

10 Cabe observar que las variables utilizadas en el ámbito rural (ver nota 6) ponen más énfasis en encontrar diferencias en la parte baja del estatus o jerarquía ocupacional que en la alta (ámbito urbano) porque es más difícil esa última diversificación en el rural. Esto, a su vez, hace que en la gráfica de componentes el orden de los conglomerados aparezca invertido con respecto al urbano por el alejamiento, respecto al origen, de los conglomerados de mejor nivel en lugar de cercanía. Ello no afecta el análisis porque el propósito aquí es ver si hay un conglomerado *parteeaguas*, no importando el sentido del ordenamiento.

En efecto, es ese mismo conglomerado que, en la estratificación de *Dalenius* en términos de la variable de gasto per cápita lo dejaba asociado al 3 urbano.

La conclusión es que, efectivamente, la clase media en el ámbito rural comienza a partir del conglomerado 5. Por lo demás, basta mirar la distancia que guarda el 7 urbano con respecto al 7 rural en términos de gasto per cápita (superándolo casi en 133%) para comprender por qué la estratificación de *Dalenius-Hodges* asocia al séptimo rural con el conglomerado 6 urbano en cinco de seis estratificaciones y, en la que no, queda incluso por debajo de este último; en otras palabras, en el ámbito rural no hay una clase alta propiamente dicha, pero sí una clase media que comprende tres conglomerados de hogares: el 5, 6 y 7.

3.3 Conformación de las clases sociales a partir de los conglomerados y cuantificación de las mismas

Tenemos, entonces, los conglomerados ordenados y sabemos, además —por el análisis precedente—, que en el ámbito urbano, la clase media queda comprendida entre el estrato 3 y el 6 mientras que, en el rural, abarca sus tres conglomerados superiores. Con estas referencias, podemos ver cómo queda configurado el panorama de las clases sociales en México.

La tabla 5 muestra, por medio de áreas de color, los conglomerados que quedan involucrados en cada clase social junto con las magnitudes de hogares y población que cada uno por separado aporta en sus respectivos ámbitos.

Tabla 5

Correspondencia de conglomerados a clases sociales

Conglomerados ordenados como estratos	Hogares en el ámbito urbano	%	Población en el ámbito urbano	%	Hogares en el ámbito rural	%	Población en el ámbito rural	%
	18 821 246	100.00	70 284 500	100.00	10 146 938	100.00	42 007 455	100.00
7	724 689	3.85	1 919 539	2.73	377 937	3.72	1 132 954	2.70
6	1 782 504	9.47	5 249 790	7.47	1 415 500	13.95	6 039 552	14.38
5	2 409 112	12.80	8 512 475	12.11	1 060 149	10.45	3 759 264	8.95
4	2 109 223	11.21	5 652 475	8.04	2 028 387	19.99	9 028 885	21.49
3	3 134 215	16.65	13 623 582	19.38	772 590	7.61	3 570 814	8.50
2	3 526 126	18.73	15 612 159	22.21	3 599 016	35.47	14 969 389	35.64
1	5 135 377	27.29	19 714 480	28.05	893 359	8.80	3 506 597	8.35



Acumulando los hogares y personas de cada bloque de color se tienen, entonces, las respectivas magnitudes totales para clase social tanto en su propio ámbito como a nivel nacional.

Al no haber tal cosa como una clase alta en zonas rurales (localidades de menos de 15 mil habitantes), este segmento —únicamente presente en el ámbito urbano a nivel nacional— representa 2.5% de los hogares y 1.7% de la población; la clase media, por su parte, comprende a nivel nacional 42.4% de los hogares e involucra 39.2% de las personas, alcanzando la mayoría de los hogares mas no de los residentes en el ámbito urbano. En cuanto a la clase baja resulta la mayoría de los hogares y población al término de la primera década del siglo XXI (ver tabla 6).

Una vez confirmado el análisis que nos precisa en qué conglomerado comienza la clase media en cada ámbito y dónde termina, podemos retomar con confianza la subclasificación de la clase media que se desprende del ordenamiento *Dalenius* (ver tabla 7) para cuantificar, a su vez, cómo podría ser la composición interna de dicho segmento social.

Es así que de los casi 12.3 millones de hogares de clase media, 45.7% calificarían como media baja aportando 53.3% de población de la clase, 36.8% de los hogares y 32.2% de la población sería la parte intermedia, mientras que 17.6% de los hogares con 14.5% de población del segmento social corresponderían a la clase media alta a nivel nacional. Es asimismo interesante constatar una diferencia notable del ámbito urbano con respecto al rural

Tabla 6

Magnitud de las clases sociales en México en hogares y población

Clase	Nacional				Urbano				Rural			
	Hogares	%	Población	%	Hogares	%	Población	%	Hogares	%	Población	%
Alta	724 689	2.5	1 919 539	1.7	724 689	3.9	1 919 539	2.7	—	—	—	—
Media	12 288 640	42.4	43 970 092	39.2	9 435 054	50.1	33 038 322	47.0	2 853 586	28.1	10 931 770	26.0
Baja	15 954 855	55.1	66 402 324	59.1	8 661 503	46.0	35 326 639	50.3	7 293 352	71.9	31 075 685	74.0
Total	28 968 184	100.0	112 291 955	100.0	18 821 246	100.0	70 284 500	100.0	10 146 938	100.0	42 007 455	100.0

Tabla 7

Segmentación de la clase media en México

Niveles y conglomerados	Nacional				Urbano				Rural			
	Hogares	%	Población	%	Hogares	%	Población	%	Hogares	%	Población	%
Media alta (6 urbano; 7 rural)	2 160 441	17.6	6 382 744	14.5	1 782 504	18.9	5 249 790	15.9	377 937	13.2	1 132 954	10.4
Media media (4 y 5 urbano; ninguno rural)	4 518 335	36.8	14 164 950	32.2	4 518 335	47.9	14 164 950	42.9	0.00	0.0	0.0	0.0
Media baja (3 urbano; 5 y 6 rural)	5 609 864	45.7	23 422 398	53.3	3 134 215	33.2	13 623 582	41.2	2 475 649	86.8	9 798 816	89.6
Total	12 288 640	100.0	43 970 092	100.0	9 435 054	100.0	33 038 322	100.0	2 853 586	100.0	10 931 770	100.0

pues, en el primero, su segmento intermedio es el predominante de los tres en términos de hogares y ligeramente en cuanto a población, mientras que en el ámbito rural no hay tal segmento intermedio de clase media: no hay ahí un gradiente entre las clases media baja y alta.

3.4 De pobres y ricos

Más allá de lo que aquí se identifica como clase media, es importante subrayar que en esta investigación se utiliza de manera deliberada el término clase baja y no pobre, ya que esto último corresponde a una definición precisa del CONEVAL como una combinación de deficiencias de ingresos corrientes y de carencias en términos de garantías o derechos sociales.¹¹ Lo que aquí se establece, entonces, es que no necesariamente todo aquél en clase baja está en pobreza en el sentido de quedar ubicado debajo de un umbral normativo de ingresos y de acceso a bienes y servicios públicos que impida ejercer sus capacidades básicas como miembros de la colectividad nacional. Del mismo modo que hay individuos marginados de los mercados de trabajo, así como individuos depauperados, hay familias de trabajadores (de cuello azul) no pobres vinculados a los mecanismos de seguridad social, protección al trabajo y acceso a los bienes públicos y cuyos miembros están en posición de ejercer sus facultades ciudadanas.

En consecuencia de este estudio exploratorio se desprende que la pobreza más que constituir una clase social en sí misma es una condición que puede presentarse con mayor probabilidad para un segmento que corresponde a 55.1% de los hogares

y 59.1% de la población del país.¹² Eventos catastróficos al interior del hogar, como la pérdida súbita del principal proveedor o la presencia de una enfermedad o accidente grave entre sus integrantes, pueden ser factores decisivos para que ese segmento incurra en pobreza, lo mismo que un episodio de hiperinflación o una recesión profunda en el plano macroeconómico. Por ello, la condición de pobreza fluctúa más que la pertenencia a una clase social propiamente dicha. Así, la clase baja (lo mismo que la media) resulta un segmento heterogéneo, pero estable, en el que se presentan distintas situaciones de previsión frente a la adversidad, de cercanía a los mecanismos de protección al Estado y de pertenencia a redes de solidaridad grupal.

Por tener tanto los datos del CONEVAL como la exploración aquí seguida la misma fuente (en este caso, la ENIGH 2010), cabe hacer una comparación directa entre las mediciones de pobreza y clase baja en el país.

De lo anterior se desprende que al menos 13.6 millones de personas clasificadas en clase baja no son pobres, esto es, alrededor de una quinta parte de ésta, aunque no por ello afines a la clase media (ver tabla 8). Esto no es irrelevante: es, de hecho, un subsegmento fuera de foco en un debate que sólo habla de pobres o clase media, pero considerablemente menos del ámbito del trabajo, omisión que no ha dejado de ser muy sintomática del discurso y la esfera pública casi desde el inicio del proceso de la alternancia democrática en México. Queda claro que una diferencia que no se debe perder de vista de la presente exploración es que, en ningún momento, dio por hecho que ahí donde termina la pobreza comienza una clase media.

Por lo demás, si bien esta exploración por el reagrupamiento de conglomerados vía estratificación de *Dalenius* pareciera sugerir que existen

11 CONEVAL, en su sitio en internet (<http://www.coneval.gob.mx/Medicion/Paginas/Medicion%20C3%B3n/Que-es-la-medicion-multidimensional-de-la-pobreza.aspx>), remite al siguiente texto: "La población en situación de pobreza será aquella cuyos ingresos sean insuficientes para adquirir los bienes y servicios que requiere para satisfacer sus necesidades y presente carencia en al menos uno de los siguientes indicadores: rezago educativo, acceso a los servicios de salud, acceso a la seguridad social, calidad y espacios de la vivienda, servicios básicos en la vivienda, servicios físicos en la vivienda y acceso a la alimentación...". CONEVAL. "Lineamientos y criterios generales para la definición, identificación y medición de la pobreza", en: *Diario Oficial de la Federación*. Título segundo, párrafo octavo, 16 de junio de 2010, pp. 12.

12 Es interesante, por lo demás, conectar esta conclusión con la discusión que plantea el sociólogo norteamericano Jack Metzgar sobre si el concepto de clase de pobres ha sustituido o no al clásico de clase trabajadora (*blue collar*) y sus implicancias en el debate público en Estados Unidos de América con respecto al estado de bienestar, sus críticos y detractores, ver Metzgar, J. "Are the Poor Part of the Working Class or in a Class by Themselves?", en: *Labor Studies Journal*. Vol. 35, Núm. 3, septiembre de 2010.

Tabla 8

Comparativo de personas en clase baja y pobreza en el 2010

	% de la población total	Monto absoluto (miles de personas)
Clase baja	55.1	66 402
Pobres CONEVAL	46.1	52 813
Diferencia	9.0	13 589

por lo menos dos subconjuntos irreductibles al interior de la clase baja, siendo uno de ellos netamente rural (ver tabla 3), no se alcanza a percibir un matiz similar en lo que a la alta se refiere dado que se detecta un único conglomerado que se aleja del resto de una manera casi exponencial (el 7 urbano). El que ello sea así puede tener relación con el llamado problema de truncamiento que enfrentan las encuestas por muestreo probabilístico de hogares no sólo en México, sino en el resto del mundo, el cual se refiere a la bajísima probabilidad de caer en muestra por parte de quienes poseen las mayores fortunas, amén del problema que se desprende de no conceder una entrevista tipo ENIGH al operativo de campo de la encuesta por cuestiones de seguridad. A lo anterior se suma el comprometer una confidencialidad estadística que, fácilmente, se nulifica cuando se tiene un conjunto muy localizado de observaciones extremas, pues quedan en evidencia en la base de datos los hogares que más riqueza concentran del país si se les asigna de manera predeterminada una probabilidad 1 (total certeza) de aparecer en muestra.¹³

¹³ Lo que no se toma en cuenta entre quienes recomiendan resolver el problema del truncamiento con la asignación de una probabilidad 1 es que el factor de expansión de las encuestas probabilísticas (es decir, el coeficiente que multiplica cada observación —hogar— considerando a cuántos más similares representa fuera de la muestra) es el recíproco de la probabilidad de aparición en muestra. De modo que al multiplicarse por 1 (esto es, $1/1$), ello obligaría a tener un censo permanente de ricos como complemento de la ENIGH, pues ninguno de esos hogares podría representar a otro más que a sí mismo. La alternativa de tenerlos con certeza, pero multiplicarlos por el inverso de su bajísima probabilidad original en muestra es inaceptable porque implica multiplicar cada hogar de esos por $1/(x \rightarrow 0)$, lo que equivale, después de la expansión, a postular la existencia de una magnitud enorme de hogares análogos al de la muestra, lo cual no correspondería a la realidad. En ese sentido, es mejor tomarse en serio esa probabilidad de no aparecer en la muestra y no violar esa condición. (sobre la problemática del truncamiento en las ENIGH ver el trabajo de Fernando Cortés y Rosa María Rubalcava citado por Leyva Parra, 2005).

Dado ese tipo de truncamiento,¹⁴ es posible que quedara fuera y por arriba por lo menos un conglomerado más de hogares o varios conglomerados, pero con un número bajísimo de hogares cada uno porque el proceso de diferenciación entre lo remanente es aún más extremo que en lo observado y con distancias progresivamente mayores con lo que le precede en términos de una variable de métrica monetaria —como gasto o ingreso— cual serie de *Fibonacci*. Dicho de otra forma, es posible que en la ENIGH tengamos sólo a la parte baja o inferior de la clase alta, constituida en buena medida por élites de asalariados más no conglomerados definidos por aquellos hogares cuya percepción central de ingresos sea la renta de la propiedad, es decir —para apelar a la vieja terminología— dueños de medios de producción.

Esta omisión es relevante en términos de la proporción que estas observaciones, no integrables a la muestra, tienen de la riqueza nacional, el ingreso o el gasto corriente, pero ciertamente son un efecto marginal en términos de hogares y personas a la hora de cuantificar de manera demográfica a las clases sociales, que es lo que nos ha ocupado aquí.

¹⁴ El otro tipo de truncamiento en una encuesta tipo ENIGH se da en el extremo opuesto, es decir, entre los más pobres de los pobres, dado que estos levantamientos cubren viviendas particulares, mientras que hay gente que duerme en refugios, viviendas móviles o también en lugares no construidos para ser habitables. De acuerdo con las cifras del Censo de Población y Vivienda 2010, el monto total de población que pernocta en este tipo de lugares, y por ende no representable por una encuesta tipo ENIGH, ascendería a unos 66.3 mil casos. Esta omisión tampoco deja de ser marginal, pues significa exactamente una décima de punto porcentual del estimado que aquí se ofrece de clase baja y poco más de una décima del monto de pobres que estima el CONEVAL, ver Censo de Población y Vivienda/Tabulados del Cuestionario Básico/Viviendas habitadas y ocupantes por entidad federativa, tipo y clases de vivienda en <http://www3.inegi.org.mx/sistemas/tabuladosbasicos/default.aspx?c=27302&s=est>

4. Panorámica comparativa de las clases sociales

4.1 Gastos corrientes

A partir de las magnitudes absolutas, que muestra la gráfica 7 en seis rubros de gasto o erogaciones, lo primero que resalta es que la clase baja no tiene acceso a tarjeta de crédito, mientras que lo que la alta abona a este instrumento financiero es una cifra 6.7 superior a la clase media. Los gastos en turismo siguen en cuanto a magnitud de brechas, pues las erogaciones de la alta son 3.5 veces superiores a las de la clase media y 26.5 a las de la baja. Por su parte, la diferencia que hay en gasto de salud (no hospitalarios) de la clase alta en relación con la clase media es, asimismo, de 3.5 veces y 7.9 con respecto a la baja. En el que se refiere a mantenimiento y remodelación de vivienda, la clase alta gasta 2.8 veces más que la media y casi cinco más que la baja. La brecha con respecto a la clase media en consumo de alimentos y bebidas fuera del hogar es menor que la antecedente (2.3), pero con respecto a la clase baja es de 5.9 veces. En cuanto consumo de gasolina, en cambio, las dife-

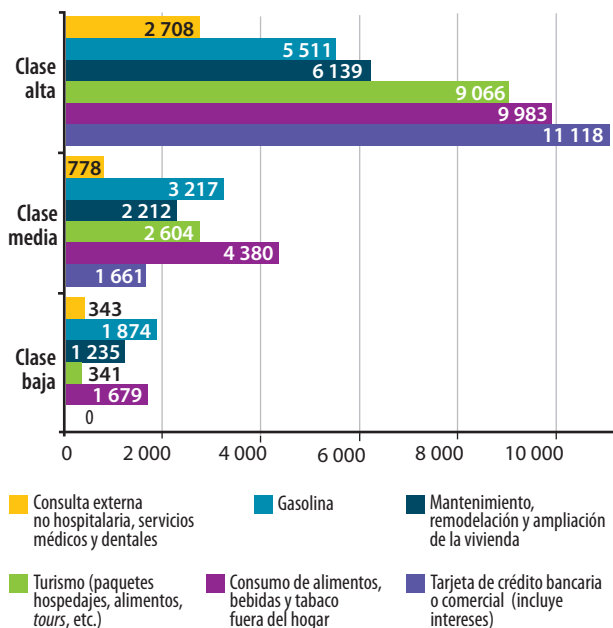
rencias no son tan grandes: la clase alta desembolsa 1.7 veces más que la media y 2.9 más que la baja (es importante resaltar, por lo demás, que casi una quinta parte de la clase baja tiene acceso a algún tipo de vehículo, ya sea automóvil o una camioneta cerrada con cabina, mientras que, en contraste, en el 2010 no tenía acceso, en ningún caso, ni a internet ni tampoco a computadora u ordenador personal en casa).

4.2. Mercado de trabajo

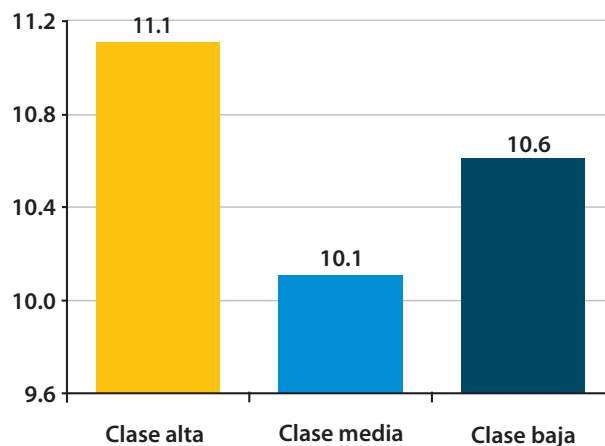
El porcentaje de hogares en el 2010 donde ningún integrante percibía ingresos por remuneraciones al trabajo era de 11.1% para la clase alta, 10.1% para la media y 10.6% para la baja (ver gráfica 8). Lo anterior no significa que no haya percepción de ingresos en absoluto o que todos esos hogares fueran de desempleados: muchos de esos hogares pudieron percibir ingresos por otras fuentes (renta de la propiedad) y/o también transferencias (pensiones de divorcio, jubilación, remesas o asimismo transferencias por parte de algún programa gubernamental).

Descontando esos hogares, es decir, centrándonos exclusivamente en aquellos donde hay una percepción de ingresos por realizar una actividad

Gráfica 7
Gasto promedio trimestral de hogares que ejercieron el gasto en cada concepto



Gráfica 8
Porcentaje de hogares sin vínculo a las remuneraciones provenientes del trabajo

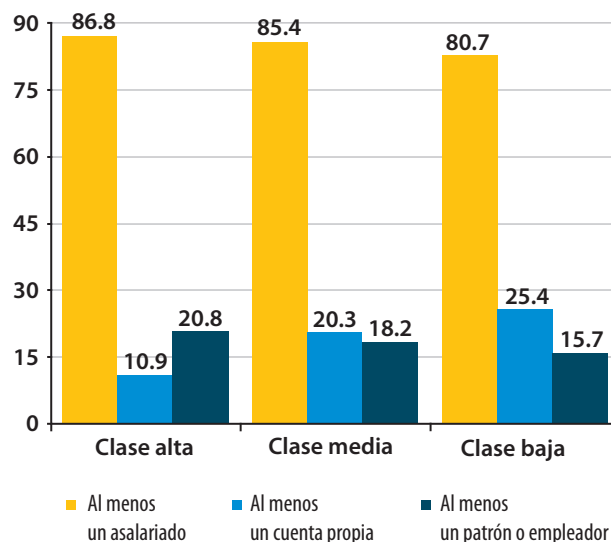


económica, se tiene que en poco más de una quinta parte de ellos en la clase alta (20.8%) hay un patrón o empleador contra 18.2% en la media y 15.7% en la baja; estos porcentajes descendentes se revierten cuando se mira el porcentaje de hogares con al menos un integrante laborando por su cuenta, es decir, quienes lo hacen sin utilizar empleados remunerados en su proceso de trabajo: para esta última modalidad, mientras se detecta 10.9% de hogares en la clase alta, la proporción asciende a 20.3% en la media y a 25.4% en la baja. Es claro que, a menos de que se trate de profesionistas independientes, quienes de esa manera participan de la actividad económica quedan ligados al ámbito del autoempleo o de los micronegocios, muchos de ellos de carácter tradicional. Trasladando ahora la mirada a la inserción en el mercado de trabajo por la vía asalariada se tienen, otra vez, los porcentajes más altos de hogares con al menos un participante bajo esta modalidad entre la clase alta (86.8%) seguido por la media (85.4%) y luego por la baja (80.7%). Si bien la suma de modalidades detectadas para cada clase rebasa el 100% por el hecho de que pueden darse combinaciones en el seno de hogares con más de un receptor de ingresos, sin duda es la comparativamente elevada proporción del autoempleo entre la clase baja lo que determina que presente la menor proporción de hogares con un integrante asalariado de las tres clases sociales (ver gráfica 9). La observación recurrente que hace Gabriel Zaid de que en México hay asalariados ricos y emprendedores pobres no deja de tener sustento.¹⁵

Al aislar ahora dentro de cada clase social a los hogares a cuyo interior por lo menos había una persona integrada al mercado de trabajo asalariado, resalta que, en el caso de la clase baja, para 63% de éstos laboraban para negocios independientes, personales o familiares; por su parte, en

¹⁵ Esta observación la ha esgrimido Gabriel Zaid con agudeza desde la brillante colección de ensayos escritos entre finales de la década de los 70 agrupados en ese libro único, provocador e incisivo, *El progreso improductivo*, y en diversos artículos publicados en *Vuelta*, *Contenido*, *Letras Libres* y el *Diario Reforma* a lo largo de muchos años. No está de más señalar que muy pocos han sacado conclusiones al respecto o tomado el toro por los cuernos: un efecto quizás del influjo inconsciente que ejerce todavía el paradigma marxista cuando se piensa en estratificación social.

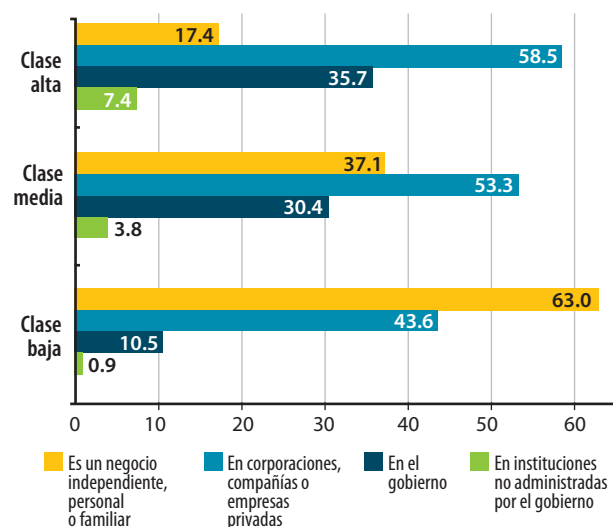
Gráfica 9
Porcentajes de hogares perceptores de ingresos del trabajo en cada clase social según modalidades de inserción económica de sus integrantes



37.1% de los hogares con asalariados de clase media había alguien que tuviera como fuente de trabajo a este tipo de negocios, mientras que sólo 17.4% en la alta con alguien laborando presentaba ese vínculo. En contraste, 58.5% de los hogares con asalariados de clase alta tenía a alguien trabajando para corporaciones, compañías o empresas privadas constituidas en sociedad, contra 53.3% de la media y 43.6% de la baja. Pero lo que llama la atención es que, entre los hogares de clase alta con al menos una persona integrada al mercado de trabajo, 35.7% contaba con alguien laborando para la administración pública, frente a 30.4% en el caso de la clase media y 10.5% de la baja; las proporciones en lo que se refiere a tener como fuente de trabajo a instituciones autónomas (como universidades, institutos de investigación, poder judicial y otros organismos) eran de 7.4, 3.8 y 0.9%, en ese orden (ver gráfica 10). Cabe observar, de nueva cuenta, que la suma de porcentajes para cada clase supera el 100% por el hecho de que puede haber más de una persona laborando asalariadamente en los hogares, de modo que ello permite combinaciones (por ejemplo, una pareja donde ella labora para la iniciativa privada y él, para el gobierno).

Gráfica 10

Porcentaje de hogares con asalariados según el tipo de mercado laboral al que éstos se vinculan



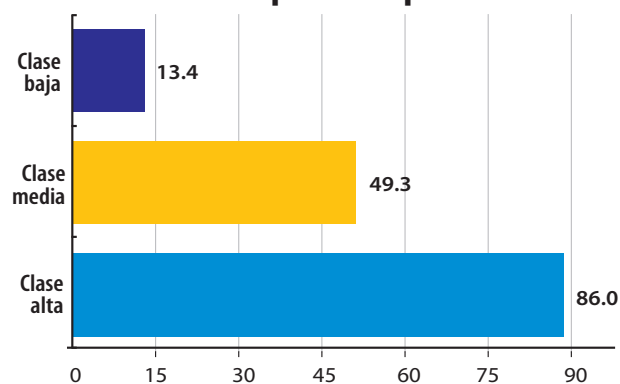
4.3 Nivel de instrucción y formas de acceso a la educación

Tomando como referencia sólo las cabezas de hogares (no su pareja o sus hijos), 86% de la clase alta contaba en el 2010 con educación media superior o superior, contra 49.3% entre quienes encabezan los hogares de clase media y únicamente 13.4% en el caso de jefaturas de hogar de la baja (ver gráfica 11).

Cabe señalar que, entre la clase media urbana, la proporción es de 55.4%, mientras que en la ru-

Gráfica 11

Porcentaje de jefes de hogar con educación media superior o superior



ral, de 29.6%, una brecha considerable que pudiera explicarse, en parte, porque el peso específico del capital humano en los mercados de trabajo en el ámbito rural no sea el mismo que en el urbano. Pero por encima de todo, parece haber un factor sociodemográfico que trasciende a ambos ámbitos siendo propio de la clase media mexicana: una palpable diferencia de escolaridad entre generaciones, misma que ya no es detectable en la alta.

Respecto al conjunto de hogares donde hay alguien que asiste a la escuela, en 97.3% de los de clase baja se acude a una institución pública, detectándose, sin embargo, 5.3% con asistencia bajo algún tipo de esquema a escuela privada. La concurrencia a escuela pública sigue siendo preponderante entre los hogares de clase media aunque con un ascenso a 28.7% de hogares con alguien asistiendo a escuela privada (una vez más, pueden darse combinaciones, por ejemplo: un hijo menor asiste a una institución privada y el mayor, a una pública). Sólo en la clase alta la asistencia a una escuela privada es preponderante involucrando a 64.1% de los hogares con alguien en edad escolar al tiempo que 47.8% de los hogares así clasificados tiene un integrante concurriendo a una pública. Todo indica que la escuela pública sigue jugando un papel relevante para la clase media, en particular a nivel medio superior y superior: uno de los pocos espacios ecuménicos socialmente hablando que quedan en el país.

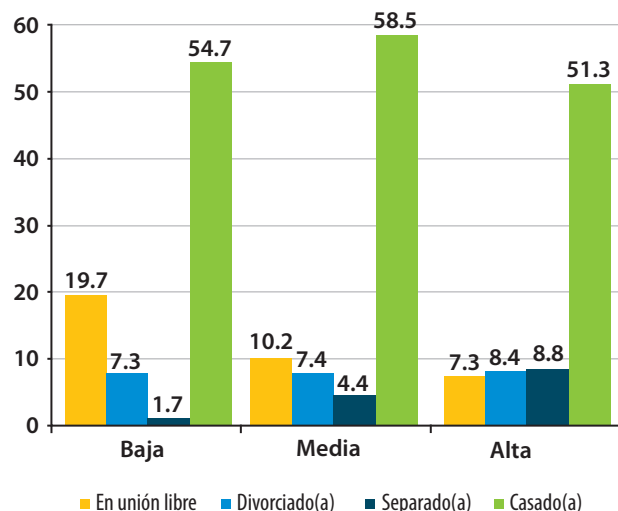
4.4 Algunos aspectos de interés sociológico

En el ambiente de las relaciones de pareja se percibe una mayor formalidad en los hogares de clase media, donde 58.5% de quienes los encabezan son casados, mientras 10.2% vive en unión libre. En contraste, en la clase baja, las proporciones están en 54.7 y 19.7%, respectivamente. En la alta, el porcentaje de jefes casados es el menor (51.3%), en parte porque el divorcio y la separación tienen una incidencia mayor que en las otras dos clases, no así la unión libre. Probablemente, entre la clase alta, quienes llegan al matrimonio vean a éste con ojos menos conservadores que en la media y más como

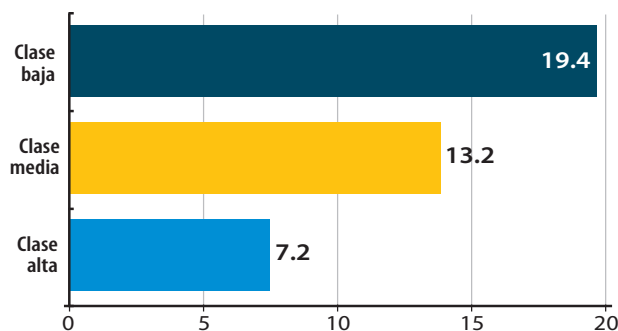
un contrato voluntario entre las partes, ¿síntoma de una mayor secularización? (ver gráfica 12)

Una circunstancia en la que poco se repara, pero que tiene un marcado carácter de clase es la discapacidad: en cerca de una quinta parte de los hogares de la baja (19.4%) hay un discapacitado contra 13.2% de los de la clase media y 7.2% de la alta. El que se aproxime a una quinta parte de los hogares en clase baja puede reflejar, en parte, la preponderancia del trabajo físico en dicho segmento social; ya sea que ello genere lesiones, enfermedades o accidentes laborales en el presente o secuelas a futuro, hay que tomar en cuenta en este fenómeno el efecto de un costo asimétrico de la división social del trabajo (ver gráfica 13).

Gráfica 12
Porcentajes según el estado civil del jefe(a)

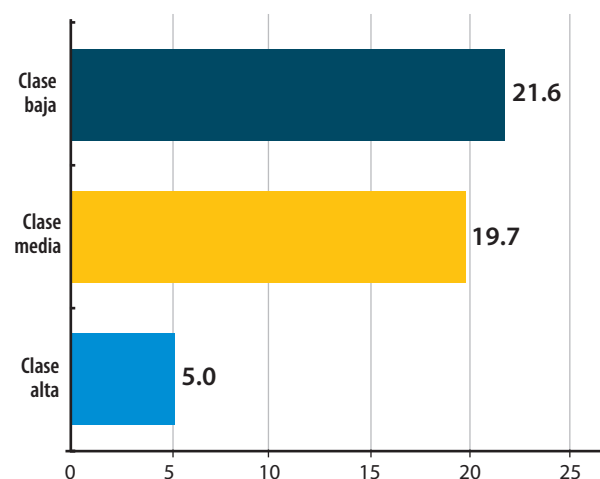


Gráfica 13
Porcentaje de hogares con al menos una persona que padece discapacidad



Una vez aislando a los hogares con discapacitados, 21.6% de los casos son discapacidades de nacimiento entre la clase baja; 19.7%, en la clase media; contra 5%, en la alta. Más allá de las condiciones de salud de los progenitores que pueden influir en este diferencial de proporciones, también es posible que en ello incidan otros factores, como: los cuidados prenatales, el contar o no con la detección durante la gestación de problemas en el producto, hasta la práctica o posibilidad misma de remitir a instituciones fuera del hogar a cierto tipo de discapacitados (ver gráfica 14).

Gráfica 14
Porcentaje de hogares con personas con discapacidad de nacimiento en el total de hogares con personas con discapacidad

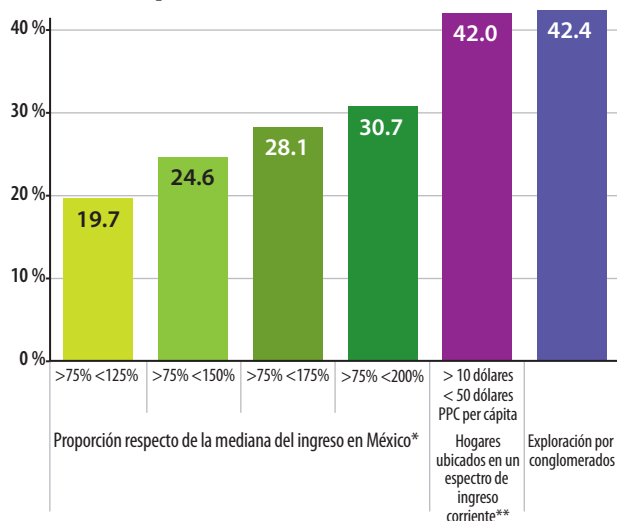


4.5 Comparativo de resultados con otras mediciones realizadas para México

Antes de concluir, vale la pena tener presente las magnitudes a las que se llega en cuanto a la proporción de hogares de clase media en México con distintas metodologías que guardan en común una misma fuente de referencia: la ENIGH. En la gráfica 15, las barras en verde muestran distintos porcentajes en el total de hogares conforme se va ampliando el rango alrededor de la mediana

Gráfica 15

Hogares de clase media según distintas aproximaciones de medición



* Pressman, Steven. "La Clase Media en Países Latinamericanos" en: Revista Problemas del Desarrollo. 164 (42), enero-marzo de 2011.

** López-Calva, Luis F. y Eduardo Ortiz-Juárez. A Vulnerability Approach to the Definition for the Middle Class. The World Bank Latin America and the Caribbean Region, Poverty, Equity, and Gender Unit, December 2011.

del ingreso, en concreto, el límite superior del mismo. Al hacerlo se tienen resultados que van de 19.7% de los hogares a 30.7% dependiendo del rango de elección. La barra naranja, por su parte, y que involucra a 42% de los hogares, es lo que resulta del estudio ya mencionado de considerar que la clase media es la parte del espectro social que presenta una probabilidad inferior a 10% de incurrir en pobreza (López-Calva y Ortiz-Juárez, 2011). Por último, la azul ilustra la magnitud de la presente investigación (42.4% de los hogares). Si bien hay que señalar que el ejercicio de López-Calva y Ortiz-Juárez se fundamenta en la ENIGH 2008 y el que aquí se muestra, en la ENIGH 2010, la coincidencia de resultados con la metodología de vulnerabilidad a la pobreza no deja de ser notable considerando que el enfoque y las estrategias metodológicas son enteramente distintos en una y otra aproximación. Nada garantiza que esta convergencia siga manteniéndose en ejercicios futuros, pero sí cabe subrayar que son, hasta ahora, dos metodologías que procuran hacer algo más con la información que simplemente ponerle cotas o fronteras a una variable y luego proclamar como hallazgo lo que se preestablece.

5. Limitaciones del presente estudio y otras vías de exploración

Cuando se aborda lo que podría llamarse una cartografía social con énfasis en la dimensión o espacio que ocupa la clase media, un criterio posible de mejora sería uno que minimizara, hasta donde fuera posible, las decisiones adoptadas por el investigador o el analista; esto es, concebir un método puramente algorítmico de principio a fin. Es difícil decir hasta qué punto sea saludable tal apuesta donde el rol del investigador se reduciría básicamente a correr un programa; por lo pronto, en esta exploración, el agrupamiento final de conglomerados en clases sociales es una decisión que se toma con base en sus características y en su propensión de alejarse o acercarse entre sí, de modo que un método que simplifique ese análisis sería un avance. También, se observará que, puesto que no todo se resuelve en un solo algoritmo, se procede por fases. Otros métodos con la misma filosofía aquí adoptada, es decir, basados en máxima verosimilitud como formas de clasificación con mezclas de distribuciones (Muthén, 2001a y 2001b) podrían ser considerados en estas exploraciones, pero la clave, con el fin de suprimir etapas sucesivas, es que puedan intervenir de manera simultánea variables cuantitativas y categóricas para establecer una clasificación inicial de hogares por grupos de afinidad. Sin duda, ésta fue una dificultad particular que se enfrentó en la fase de conglomeración, donde sólo quedaron involucradas variables cuantitativas.

Otro aspecto a mejorar dado el tema de esta investigación es que se resolviera el ordenamiento de conglomerados por un solo algoritmo sin necesidad de que interviniera un segundo (*Dalenius-Hodges*) tal como se procedió. Un ordenamiento multivariado ciertamente es un reto mayor, pero de encontrarse solución sería, asimismo, decisivo para no segmentar en fases sucesivas y así no salir del algoritmo inicial. Avanzar en esa dirección brindaría un método más puro o, si se quiere, menos híbrido que el aquí presentado.

6. Conclusión

El presente estudio no pretende tener una última palabra en lo que se refiere a la medición de la clase media en México. Lo que plantea es una filosofía de aproximación distinta que reconoce la falta de consensos en cuanto a definiciones o el riesgo de que, aun cuando a ello se llegue, manifieste un carácter demasiado apriorístico o hermético frente a la realidad: hay que dejar, también, que ésta nos hable y nos sorprenda por medio de procedimientos que sean capaces de detectar la configuración de afinidades de las observaciones en estudio —en este caso los hogares— para luego entender qué hay detrás de ellas y no al revés: presuponer que se entiende lo que aún no se analiza. Esto no quiere decir que podamos prescindir de conceptos explícitos o implícitos, pero sí dejar abierta su interacción con los datos. Si de entrada vamos a postular que la clase media supone ciertos niveles de ingresos o gastos, de escolaridad o de jerarquías ocupacionales clausuramos toda posibilidad de captar que pueden establecerse diferencias entre los hogares en México a partir de otros elementos y no sólo éstos.

La exploración que se ha emprendido deja abierta dicha posibilidad, esto es, que nuestra comprensión de los fenómenos no termine ahí hasta donde llegaron nuestras definiciones de punto de partida. Creemos que ésta es en esencia la diferencia entre una filosofía bayesiana y una platónica-aristotélica y nos atrevemos a decir que la segunda no deja aún de proyectar su influencia en las ciencias sociales, en particular en lo que concierne al abordaje de la temática que aquí nos ocupa.

Este ejercicio tampoco pretende explicar, describir. Es abierto porque no confunde lo segundo con lo primero. Comprender la heterogeneidad social —al menos en México— comienza a antojarse como un reto mucho mayor de lo que parece. Es por ello que aquí no se procuró ignorar o prejuzgar la estructura subyacente a los datos bajo estudio y se adoptó una metodología para tomarla en cuenta. El resultado al que se llega nos indica que aún es prematuro proclamar que México —al término de

la primera década de este siglo— sea un país mayoritariamente de clase media. El dato puntual no será el único posible, pero tampoco creemos que esta conclusión cambie. En el viaje a Ítaca acaso la travesía vale más la pena que el destino final así que, por lo pronto, ya es algo tener una narrativa de lo que se puede hacer y refinar en exploraciones futuras.

Fuentes

- Angus, Deato. *Franco Modigliani and the Life Cycle Theory of Consumption* (PDF). Research Program in Developing Studies and Center for Health and Well Being. Princeton University, March 2005. Retrieved 2014-08-09.
- Atkinson, Anthony and Andrea Brandolini. "On the identification of the Middle Class", en: *ECINEQ working paper series*. WP2011-217. September 2011.
- Banerjee, Abhijit and Esther Duflo. "What is Middle Class About the Middle Classes Around the World?", en: *MIT, Department of Economics Faculty Research Paper*. MA, USA, Cambridge, December 2007.
- Birdsall N., C. Graham, and S. Pettinato. "Stuck in a Tunnel: Is Globalization Muddling the Middle?", en: *Brookings Institution Center Working Paper* No.14. Washington, D.C., 2000.
- Bourdieu, Pierre. *Poder, derecho y clases sociales*. 2ª. edición. Bilbao, Desclée de Brower, 2001.
- _____. *La distinción*. Primera edición. Madrid, Taurus, 1984.
- Bussolo M., R. De Hoyos, and D. Medvedev. "The Future of Global Income Inequality", en: Estache, A. and D. Leipziger (eds.). *Stuck in the Middle: Is Fiscal Policy Failing the Middle Class?* Washington D.C., Brookings Institution Press, 2009.
- Chun, Natalie. "Middle Class Size in The Past Present and Future: a description of trends in Asia", en: *ADB Economic Working Series*. No. 217. September 2010.
- CONEVAL. *Medición de la pobreza: resultados a nivel nacional y por entidad federativa 2010-2012*. Cuadro resumen, julio del 2012. <http://www.coneval.gob.mx/Medicion/Paginas/Medici%C3%B3n/Pobreza%202012/Pobreza-2012.aspx>
- De la Calle, Luis y Luis Rubio. *Clasemediero: pobre no más, desarrollado aún no*. México, DF, Centro de Investigación para el Desarrollo, AC, 2010.
- Easterly, W. "Middle Class Consensus and Economic Development", en: *Journal of Economic Growth*. 6 (4), 2001.
- Ferreira, Francisco H. G., Julián Messina, Jamele Rigolini, Luis F. López-Calva, María Ana Lugo y Renos Vakis. *La movilidad económica y el crecimiento de la clase media en América Latina. Estudios sobre América Latina y el Caribe*. Washington, Banco Mundial, 2013.
- Friedman, Milton (1956). "A Theory of the Consumption Function" (PDF). Princeton, NJ: Princeton University Press. Retrieved 2014-08-09.

- Goldthorpe, John H., and Abigail McKnight. "The Economic Basis of Social Class", en: Morgan, Stephen L., David b. Grusky and S. Gary (eds.). *Fields Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford, CA, University Press, 2006.
- INEGI. *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2010*. México, INEGI.
- _____. *Censo de Población y Vivienda 2010. Tabulados básicos*. México, INEGI.
- Kharas, H., and G. Gertz. *The New Global Middle Class: A Cross-Over from West to East*. Washington, D.C., Brookings Institution Press, 2010.
- Leyva-Parra, G. "El ajuste del ingreso de la ENIGH con la contabilidad nacional y la medición de la pobreza en México", en: Székely, Miguel (coord.). *Números que mueven al mundo: la medición de la pobreza en México*. , México, DF., SEDESOL-CIDE-ANUIES, Miguel Ángel Porrúa, 2005.
- López-Calva, Luis F., Jamele Rigolini, and Florencia Torche. "Is There Such Thing As Middle Class Values: class differences, values and political orientations in Latin America", en: *Policy Research Paper*. No. 5874. Washington D.C., The World Bank Poverty, Equity and Gender Unit, November 2011.
- López-Calva, Luis F. y Eduardo Ortiz-Juárez. "A Vulnerability Approach to the Definition of the Middle Class", en: *Policy Research Working Paper*. No. 5902. Washington D.C., The World Bank Poverty, Equity and Gender Unit, December 2011.
- Metzgar, Jack. "Are the Poor Part of the Working Class or in a Class by Themselves?", en: *Labour Studies Journal*. Vol. 35, Num. 3, September 2010.
- Muthén, B. "Latent variable mixture modeling", en: Marcoulides, G. A. y R. E. Schumacker (eds.). *Structural Equation Modeling*. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates, 2001a, pp. 1-33
- _____. "Second-Generation structural equation modeling with a combination of categorical latent variables: New opportunities for latent class/latent growth modeling", en: Collins, L. M. y A. Sayer (eds.). *New Methods for the Analysis of Change*. Washington, D.C., 2001b, pp. 289-332.
- Popper, Karl R. "El universo abierto: un argumento a favor del indeterminismo", en: *Tecnos*. Madrid, 1984.
- _____. *Conjeturas y refutaciones (1962)*. 2.ª edición. Madrid, Paidós, 1981.
- Pressman, Steven. "La clase media en países latinoamericanos", en: *Revista Problemas del Desarrollo*. 164 (42), enero-marzo de 2011.
- Ravallion, M., S. Chen, and P. Sangraula. "Dollar a Day Revisited", en: *World Bank Policy Research Working Paper*. No. 4620. Washington, D.C., 2008.
- U.S. Department of Commerce. *Middle Class in America*. Report prepared for the Office of the Vice President of the United States Middle Class Task Force, January, 2010.
- Weber, Max. *Ensayos de Sociología Contemporánea*. Barcelona, Ediciones Martínez Roca, 1977.
- Wittgenstein, Ludwig (1953). *Philosophical Investigations*. Blackwell Publishing, Fourth Edition, U.K. 2009
- Zuckerman, Leo. "Pueblo, clientela y ciudadanía", en: *Nexos*. Núm. 389, mayo de 2010.

Anexo

1a. Análisis exploratorio

Es muy recomendable hacer un análisis exploratorio de los datos antes de su procesamiento, pues no sólo ayuda a identificar valores atípicos (*outliers*) o influyentes que puedan sesgar los resultados, sino también descubre correlaciones entre las variables de estudio y, con ello, buscar la posibilidad de reducir la dimensión de los datos con técnicas exploratorias como la de *componentes principales*.

En el presente estudio se aplicaron varias de éstas que orientaron a tomar decisiones importantes sobre la forma de procesar la información, así como su depuración, con el propósito de tener resultados más confiables. Se tomaron las siguientes decisiones:

Usando primero la técnica univariada de representaciones gráficas, como la de *box-plot* e histogramas, se distinguieron cuáles valores estaban muy alejados de la distribución media de los datos, y se eliminaron debido a que pudieran afectar los resultados de agrupamiento al causar un sesgo en las estimaciones. Para encontrar datos atípicos multivariantes, se hicieron proyecciones de los datos y se quitaron aquellas observaciones que aparecían muy alejadas de las demás.

Se usaron gráficos de dispersión de variables por pares para identificar el tipo de relación entre variables. Estas últimas gráficas orientaron la decisión de no realizar transformación de variables.

Por medio de matrices de correlaciones, y algunos gráficos visuales, notamos que la relación entre las variables no era muy significativa, hecho que se confirmó aún más cuando se realizó un análisis de componentes principales.

Se vio la necesidad de estandarizar los datos para homogenizar las unidades en todas las variables.

Se confirmaron distintos comportamientos en zona urbana y rural ratificando la hipótesis inicial de analizar estos dominios por separado.

2a. Método basado en modelos

Para fines ilustrativos, en la gráfica 1a se representa un conjunto de datos bidimensionales en los que se forman varios grupos que se identifican visualmente. Bajo el principal supuesto del método de modelos, cada grupo proviene de una subpoblación con ciertas características geométricas que son identificadas de acuerdo con alguna densidad que se representa como $f_k(\theta_k)$. La suma de estas funciones se llama mezcla de densidades. Ésta se escribiría con la siguiente expresión:

$$f(x_i|\theta) = \sum_{k=1}^G \pi_k f_k(x_i|\theta) \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

El valor π_k es la proporción de elementos en el grupo k y son tal que $0 < \pi_k < 1$ y $\sum_{k=1}^G \pi_k = 1$. La función $f_k(x_i|\theta)$ es la densidad de la observación m -dimensional x_i del k -ésimo grupo dado el vector de parámetros θ el cual es desconocido.

Es posible tener distintas distribuciones en la misma mezcla. Un caso muy trabajado por Scott and Symons (1971) es el que la mezcla sea *gausiana*. Si se considera este caso, la densidad de la distribución *gausiana* en cada grupo con media μ_k y varianza Σ_k estaría expresado $f_k(x_i|\mu_k, \Sigma_k)$ y la expresión (2) se reescribiría:

$$f(x_i|\theta) = \sum_{k=1}^G \pi_k f_k(x_i|\mu_k, \Sigma_k) \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Así, el conjunto completo de estimaciones es $\theta = (\pi_1, \dots, \pi_G, \mu_1, \dots, \mu_G, \Sigma_1, \dots, \Sigma_G)$.

El objetivo general es estimar los parámetros de las distribuciones de la mezcla y clasificar, después, las observaciones por sus probabilidades de pertenencia a las distintas poblaciones o grupos según la distribución conjunta dada por (1).

Estimación bayesiana

Para encontrar la estimación de θ , se recurre a la estimación con enfoque bayesiano. El parámetro

es considerado como una variable aleatoria, y la inferencia respecto a sus posibles valores se obtiene usando el teorema de Bayes obteniendo la distribución de probabilidad del parámetro condicionada a los datos. De esta manera, se obtiene la media o esperanza de la distribución y, con ello, la estimación puntual del parámetro. La distribución *a posteriori* de θ dada la muestra es:

$$P(\theta|X) = \frac{P(\theta)P(X|\theta)}{P(X)} \propto P(\theta)P(X|\theta) \quad (3)$$

donde $P(\theta)$ es la distribución inicial, o *a priori*, que puede establecerse como una función no informativa para evitar algún prejuicio del investigador, $P(X|\theta)$ es la distribución conjunta que proporciona probabilidades de valores muestrales, al considerarla como función de θ se convierte en una función de verosimilitud (ver Jasra, A. et al., 2005), es decir:

$$P(\theta|X) \propto \text{prior} \times \text{verosimilitud} \quad (4)$$

La expresión anterior se lee: "la distribución posterior $P(\theta|X)$ del parámetro dado los datos es proporcional a la información *a priori* de $P(\theta)$ veces la información de los datos"; en otras palabras, dados los valores en la muestra, se buscan los de los parámetros de la población que más posibilidades tengan de representar a la población que generó a la muestra.

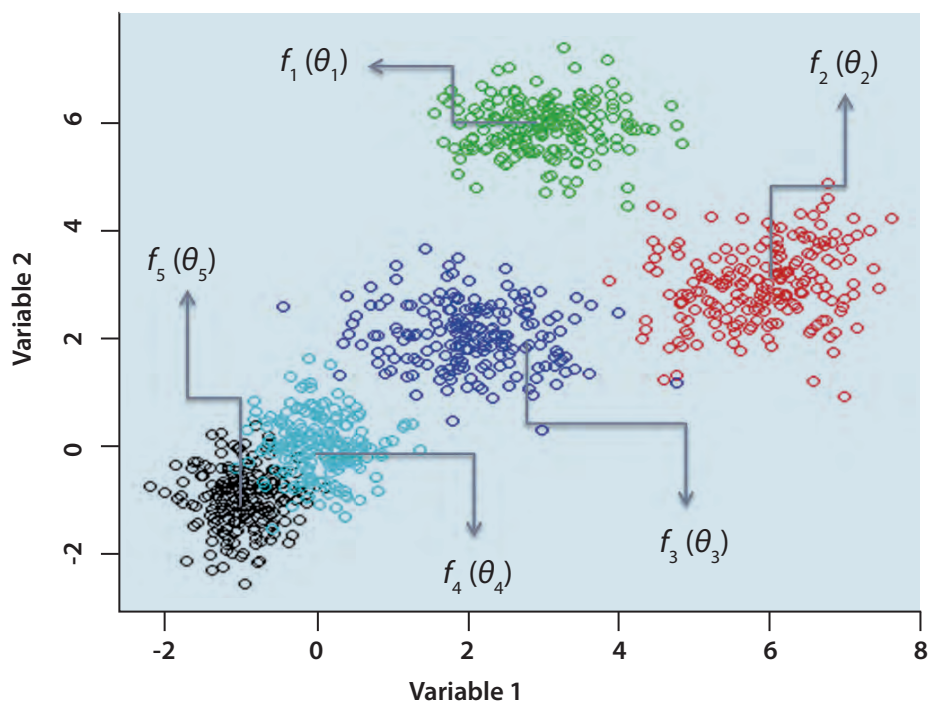
El algoritmo más utilizado para obtener estimaciones de máxima verosimilitud para los parámetros de la mezcla es el *algoritmo EM*, cuyas iniciales provienen de *Expectation-Maximization* (Dempster et al., 1977, ver McLachlan y Krishnan, 1977). Hay que comentar que existen adecuaciones a este algoritmo para hacerlo más eficiente, (ver Fraley, Chris, 2007).

Reparametrización

Una de las grandes ventajas del método basado en modelos es que toma en cuenta la correlación de las variables para realizar las agrupaciones;

Gráfica 1a

Representación de agrupación en un espacio de dimensión dos, cada grupo es representado por un color y una función de distribución que pueden ser distintas



gracias a ello, el método es capaz de identificar grupos con distintas formas, orientación y volumen. De esta manera, cuando se estima θ se toma en cuenta una reparametrización usando la descomposición espectral, propuesta por Banfield y Raftery (1993) de la matriz de covarianza en cada subpoblación o en cada grupo, quedando de la siguiente forma:

$$\Sigma_k = \lambda_k D_k A_k D_k^t \text{ con } k = 1, 2, \dots, G \quad (5)$$

donde:

Σ_k = a la matriz de covarianza de la k -ésima subpoblación.

D_k = determina la *orientación* de los elipsoides (grupos), matriz ortogonal de eigenvectores.

A_k = sirve para identificar la *forma* de la distribución, es una matriz diagonal compuesta por los eigenvalores de Σ_k .

λ_k = es un escalar e identifica el volumen.

A partir de lo anterior, es posible hacer una serie de supuestos sobre las matrices en cada grupo; éstas pueden ser iguales o, en caso extremo, todas diferentes. A estas caracterizaciones las llamaremos *plantillas* o *modelos*; por ejemplo, si se hace el supuesto de que las matrices de covarianza son iguales en todos los grupos, entonces la matriz es caracterizada así: $\Sigma_k = \sigma^2 \mathbf{I}$ para toda $k = 1, \dots, G$, donde \mathbf{I} = matriz identidad, y significa que no existe correlación entre las variables de los datos. Esta restricción es la misma que supone el algoritmo que usa la minimización de suma de cuadrados como criterio de paro para el procedimiento de agrupación.

Por otro lado, el caso opuesto a este ejemplo es la caracterización menos parsimoniosa donde se da la libertad a los parámetros de la matriz de covarianzas que varíen y que sean desiguales en todos los grupos.

Entre estos dos ejemplos existirán casos intermedios, resultado de la combinación de la variación de parámetros de la matriz Σ_k ; por ejemplo, si $\Sigma_k = \lambda_k D A D^t$, entonces se tendrá un modelo que varía en volumen, pero tienen la misma forma y orientación. Si $\Sigma_k = \lambda D_k A D_k^t$, entonces se tendrá un modelo que varía en forma y orientación, pero con igual volumen o proporción.

La tabla 1a muestra 10 representaciones de distintas estructuras de matriz de covarianza. La representación *EVI* indicaría un modelo donde todos los grupos tienen el mismo volumen (*E, equal*); la forma de los grupos puede variar (*V, varying*) y la orientación es *I* idéntica (*I, Identity*) que corresponde a una distribución diagonal. En total, tendremos 10 formas o 10 distintos modelos posibles de agrupar los datos. La columna que se refiere a la distribución indica los contornos de las densidades; para el caso de una mezcla de normales, se dice que son distribuciones elipsoidales, pero si la matriz de covarianza es restringida a ciertos valores, como en el caso cuando la matriz de covarianza no varía en cada grupo, entonces los contornos son esféricos, o bien, si la matriz es de la forma $\Sigma_k = \lambda_k A$, el contorno está alineado a un eje y la distribución es llamada diagonal.

El criterio *Bayesian Information Criteria*

La decisión sobre cuál plantilla o modelo es el que más se ajusta a la población de estudio se toma bajo el principio de contraste de hipótesis, pero con un enfoque bayesiano. Cada modelo o plantilla se ve como una hipótesis que será contrastada con los demás modelos y se elegirá aquél con máxima probabilidad *a posteriori*. Para encontrar dicha probabilidad, se hacen ciertas aproximaciones de los términos que la componen y se desprende una expresión en términos de *log-verosimilitud* que pondera la desviación del modelo con el número de parámetros, esta expresión es llamada criterio BIC¹⁶ (Schwarz, 1978) y es usado en un amplio número

¹⁶ Este criterio no es una probabilidad, es una cantidad que puede variar en distintas escalas.

de aplicaciones (e.g. Dasgupta and Raftery, 1998; Fraley and Raftery, 1998 y 2002); en este documento lo expresamos como:

$$BIC(M) = 2 * \log_{\text{vero}}_M(X, \hat{\theta}^*) - (\# \text{parametros})_M * \log(n) \quad (6)$$

donde $\log_{\text{vero}}_M(X, \hat{\theta}^*)$ es el valor máximo de la *log verosimilitud* de los datos usando algún modelo de los 10 disponibles; el valor $(\# \text{parametros})_M$ es el número de parámetros independientes que son estimados en el modelo *M* y *n*, el número de observaciones. Puede demostrarse que el criterio BIC es consistente de manera que la probabilidad de seleccionar el modelo correcto tiende a 1 si crece el tamaño muestral.

Se obtendrá el valor del criterio BIC para cada plantilla y para diferentes números de grupos. Se sugiere el modelo o plantilla que en combinación con el número de grupos maximice¹⁷ el criterio BIC, esto puede apreciarse mejor en la gráfica 2a. Es importante decir que este criterio guía al investigador para tomar una decisión, no necesariamente debe de considerarse como una regla automática.

3a. Software disponible

El *software* computacional estadístico **R** tiene una librería llamada *MCLUST*; en ella se encuentra implementado el método de agrupamiento basado en modelos (disponible en <http://www.stat.washington.edu/mclust>).

Este trabajo fue desarrollado en el ambiente **R** y se utilizó esta librería que, además de tener implementados los algoritmos ya descritos antes, también cuenta con algunas funciones que ayudan a mostrar las agrupaciones de manera visual; asimismo, cuenta con adaptaciones de algoritmos conocidos que mejoran las estimaciones, por ejemplo, resuelve situaciones de no-convergencia o de solu-

¹⁷ Algunos autores definen el BIC con signo contrario a la expresión (3). En estos casos, el valor más pequeño (más negativo) es el que se toma como referencia para la elección del mejor modelo.

Gráfica 2a

Valores BIC para distintos modelos y distinto número de grupos; se elige la combinación que maximice el criterio

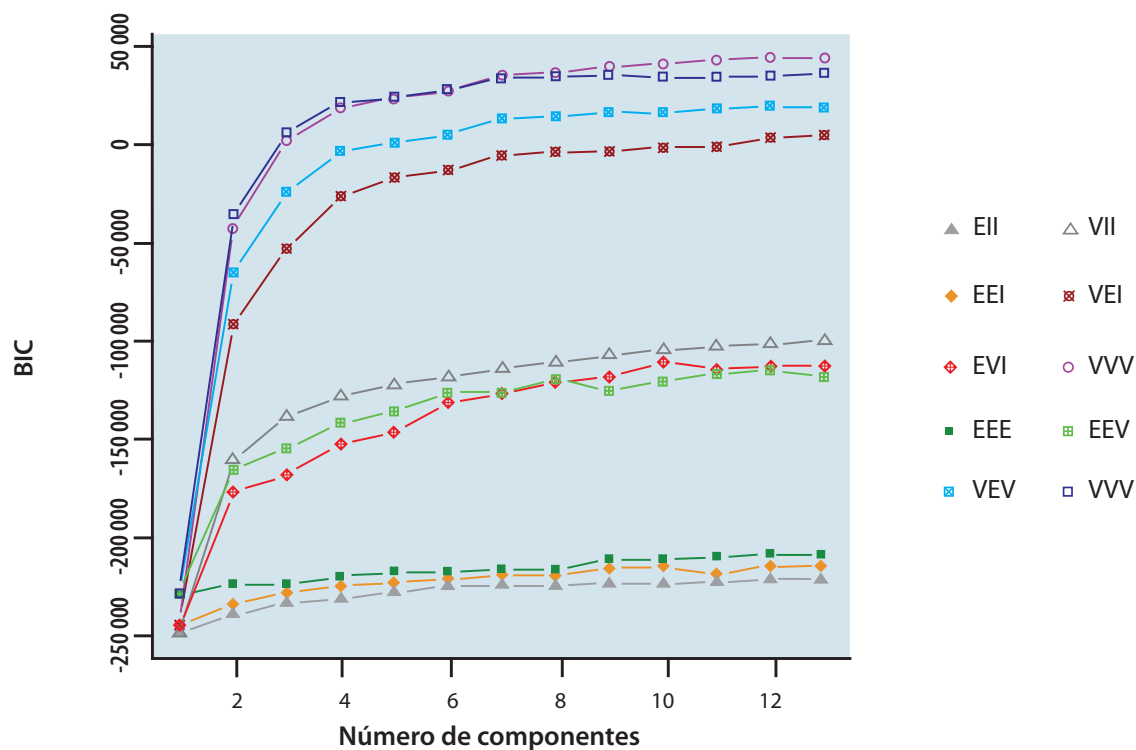


Tabla 1a

Parametrización de la matriz de covarianza y su relación con la forma geométrica

Identificador	Modelo	Distribución	Volumen	Forma	Orientación
EII	λI	Esférica	Equal	Equal	NA
VII	$\lambda_k I$	Esférica	Variable	Equal	NA
EEI	λA	Diagonal	Equal	Equal	Coordinate axes
VEI	$\lambda_k A$	Diagonal	Variable	Equal	Coordinate axes
EVI	λA_k	Diagonal	Equal	Variable	Coordinate axes
VVI	$\lambda_k A_k$	Diagonal	Variable	Variable	Coordinate axes
EEE	$\lambda DAD'$	Elipsoidal	Equal	Equal	Equal
EEV	$\lambda D_k A D_k'$	Elipsoidal	Equal	Equal	Variable
VEV	$\lambda_k D_k A D_k'$	Elipsoidal	Variable	Equal	Variable
VVV	$\lambda_k D_k A_k D_k'$	Elipsoidal	Variable	Variable	Variable

ciones no factibles que se pueden presentar en el algoritmo EM, ver Fraley, Chris y A. E. Raftery (2002). Recientemente, mucho se ha trabajado ya en las estimaciones bayesianas usando *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC), ver más detalles en Fraley, Chris y A. E. Raftery (2007).

4a. Conclusiones generales

Como un resumen del método de agrupación basado en modelos, podemos destacar lo siguiente:

- Se hace la suposición de que los grupos que pudieran formarse provienen de una subpoblación con ciertas características geométricas que se identifican de acuerdo con alguna distribución basada en su densidad.
- Toma en cuenta la correlación de las variables para realizar las agrupaciones. Gracias a ello, puede identificar grupos con distintas formas, orientaciones y tamaños.
- El método añade un criterio que sugiere, con base en sus probabilidades *a posteriori*, la mejor característica geométrica (forma, tamaño y orientación) que se adapte a los datos.
- El problema de determinar el número de grupos se resuelve simultáneamente eligiendo, también, el mejor modelo o plantilla que se adapte a los datos según el criterio BIC.

Además, por la naturaleza del método, podemos conocer las incertidumbres de los elementos clasificados en algún grupo, es decir, es posible saber qué probabilidad tiene el elemento de ser asignado a cualquier *cluster* y estimar el error de medición. Otra ventaja es que el método también cuenta con la capacidad de identificar la presencia de ruido y *outliers*, suponiendo que es un grupo distinto a los

demás, modelado con una distribución *Poisson*. Para más detalles, consultar las fuentes mostradas.

Fuentes

- Dasgupta, A. and A. E. Raftery. "Detecting features in spatial point processes with clutter via model based clustering", en : *Journal of the American Statistical Association*, 93:294-302,1998.
- Banfield, J. D. y A. E. Raftery. "Model-based Gaussian and Non-Gaussian Clustering", en: *Biometrics*. 49, 1993, pp. 803-821.
- Damaris, Pascual. *Algoritmos de agrupación basados en densidad y validación de clusters*. Tesis doctoral. Castellón, Marzo del 2010.
- Dempster, A. P., N. M. Laird and D. B. Rubin. "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm" (with discussion), en: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 39, No.1, 1977, pp.1-38.
- Fraley, Chris. "Bayesian Regularization for Normal Mixture Estimation and Model-Based Clustering", en: *Journal of Classification*. 24, 2007, pp.155-181.
- Fraley, Chris y A. E. Raftery. "How Many Clusters? Which Clustering Method? – Answers via Model-based Cluster Analysis", en: *Computer Journal*. 41, 1998, pp. 578-588.
- _____. "Mclust: Software for Model-based Cluster Analysis", en: *Journal of Classification*. 16, 1999, pp. 297-306.
- _____. "Model-based Clustering, Discriminant Analysis and Density Estimation", en: *Journal of the American Statistical Association*. 97, 2002, pp. 611-631.
- _____. "Bayesian Regularization for Normal Mixture Estimation and Model-Based Clustering", en: *Journal of Classification*. 24, 2007, pp. 155-181.
- Jasra, A., C. C. Holmes y D. A. Stephens. "Markov Chain Monte Carlo Methods and the Label Switching Problem in Bayesian Mixture Modelling", en: *Statistical Science*. 20, 2005, pp. 50-67.
- McLachlan, G. J. and T. Krishnan. *The EM Algorithm and Extensions*. New York. Wiley, 1997.
- Peña, D. *Análisis de datos multivariantes*. McGraw-Hill Interamericana, 2004.
- Schwarz, G. "Estimating the dimension of a model", en: *Ann. Statist.*, 6, 1978, 461-464.

Measuring Progress in Terms of Quality of Life: *It Can Be Done!*

Paul Anand

The limits of national income as a measure of human wellbeing have been well understood for some time now. However, it seems that finally economists [1, 2, 3] and scholars from a range of disciplines including public health [4], psychology [5], social statistics [6] and philosophy [7] are increasingly engaging with governments and international organisations to consider how best progress might be monitored in terms of its outcomes for human wellbeing.

These developments owe much to the work of Nobel Laureate Amartya Sen, whose theoretical blueprint for moving 'beyond GDP' has inspired researchers and governments alike to reconsider how progress should be conceptualised and measured. Based on three simple equations, his approach highlights the following structural facts about human wellbeing [8]. What a person does and is depends both on the resources to which they have access, as well as their own abilities that help them to convert these resources into valuable outcomes. Secondly, it is possible to think of a person's experiences of happiness, fulfilment and so on, as depending mainly on the things they do or are. And thirdly, the opportunities that a person has, based on his/her resources, entitlements, and abilities are also of importance in assessing wellbeing.

So much for theory —but what do we now know about measurement wellbeing in practice? For one thing, evidence indicates that wellbeing is highly multi-dimensional. For adults, there are many different kinds of things that make life go well or can cause difficulties for people. How these different aspects or dimensions are described or grouped varies significantly between accounts though there are some common themes and distinctions that have emerged. Some of these issues are relatively concrete (e.g. home, work, community, physical environment) whilst others are arguably more abstract (e.g. autonomy, freedom of expression, social inclusion and trust). Furthermore, policy-analysts are increasingly developing and using multi-dimensional measures of wellbeing to monitor and understand the impacts of growth on human wellbeing [9].

Such data illustrates, for example, that there is great variation between people in terms of people's abilities associated with home-related factors and access to services —and this may be true in general for high-income countries (see figure). Work places tend to be regulated and communities are shared spaces so it is perhaps not surprising there is greater variation in factors related to home, which is a more private space.

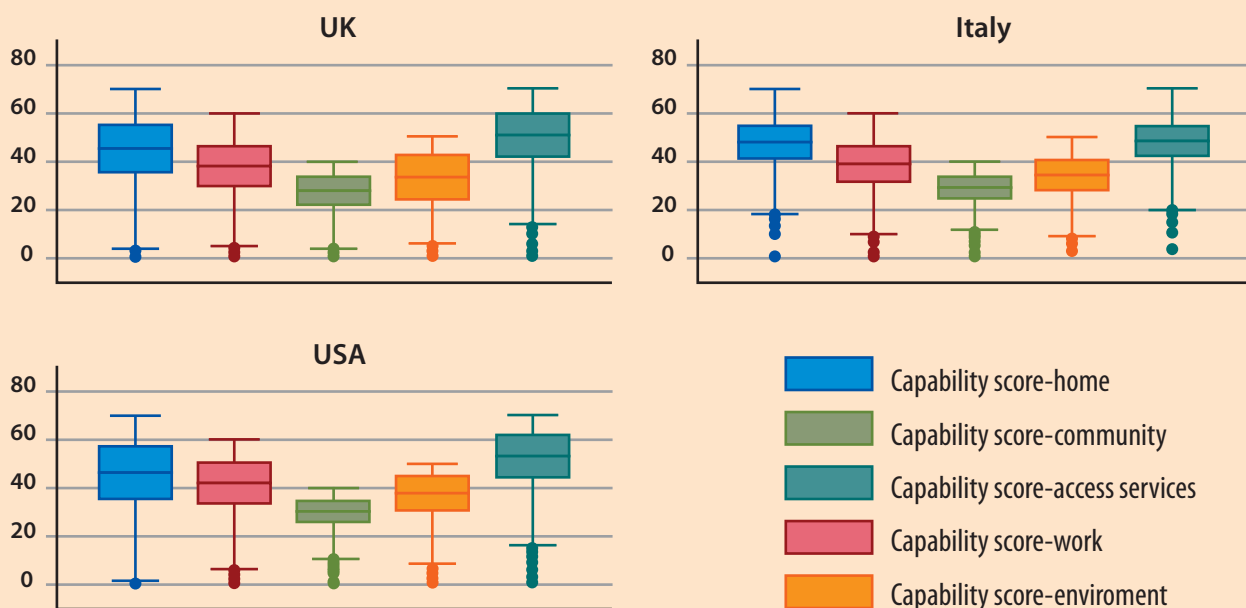
A second issue concerns debate around the validity of subjective indicators. There is a growing acceptance, that as part of a portfolio of indicators of human wellbeing, some subjective indicators should be present. Answers to questions about life satisfaction, once the preserve of psychologists are now widely used, for example, as a variable in economic analysis. In addition, there is also a recognition that even these experiences cannot always be usefully boiled down to a single variable —the things that make us happy are not necessarily the opposites of those that make us anxious, for instance. These subjective indicators have their problems —adapting to difficult circumstances makes subjective measures difficult to use as benchmarks. Besides, there is an asymmetry between high and low scores: expressions of unhappiness about an issue generally do indicate that it requires further attention.

Perhaps the third and most difficult theme is the measurement of concepts such as opportunities

or capabilities themselves. Initially, researchers felt that a person's opportunities were well nigh impossible to describe in full, but subsequent research has shown that both direct and indirect measures are possible [1, 10]. The (low) proportion of women on company boards or in government helps to make the point: evidence of unequal opportunities can be found if one is interested in looking.

These developments give rise to further questions about both science and impact, questions that can be closely related in this context. From an impact perspective, it is worth noting that Sen's framework has already inspired the UN to develop its Human Development Index (HDI), the OECD's Better Life Index [11] and a substantial report commissioned by the President of France [12]. The HDI was developed initially as an equally weighted average based on income, life expectancy and literacy; and has been influential in development circles as a numerical input into policy debate. However, it does not easily discriminate between higher-in-

Example of Multi-dimensional Wellbeing Indicators for USA, UK and Italy



Graphs by country

Source: [1] and YOUGOV.

come countries whose scores are close to the maximum. And for developing countries, other priorities to do with extreme poverty and gender inequality have had to be added to the suite of measures that the UNDP publishes.

One recent report, from a country relatively high up the ladder of wellbeing, argues that comparing country rankings is less interesting than, say, finding out what countries that do well have in common. Based on a range of sources including population surveys, it concludes that key elements are interpersonal trust, effective social security, wealth, freedom, decent job design and work life balance, and an effective civil and democratic society [13]. The fact that these ideas have moved from the realms of research into practice indicates the practical value and potential political support for such work. But there are still a number of issues that call for further consideration.

Money is important but it clearly isn't everything and such lists emphasise the importance of a range of social-institutional factors. The concept of social capital, as a result, developed some time ago in sociology and economics, would seem to be rather important. Therefore, as the OECD has recently pointed out [14], there is considerable work to be done before we can claim to have a decent measure of it.

Additionally, there has been much debate about whether focus should be given to a dashboard of indicators or an index [15]. Indices are often easy to construct but in this context can be difficult to justify. If activities, and experiences and opportunities and their distribution matter to us, how could we find a set of weights that would allow us to calculate in a single number, a country's wellbeing? And should be done about children and senior citizens? In reality, most practical value seems to lie in understanding the key drivers of different aspects of wellbeing.

That said, this seems to be an area where progress is being made by those willing to try things out, acknowledge the difficulties and search for improvements rather than waiting for a gold standard alternative to GDP. Developing these new measures helps us both monitor the things that matter in life but also think through what our priorities really are.

References

- [1] Anand P., Roope L., and Gray A. (2014). Multi-dimensional Measures of Life Quality Measures: A Sen Based Approach for the Assessment of Progress, Discussion Paper, Open and Oxford Universities.
- [2] Benjamin, D. Heffetz, O. Kimball, M.S. Szembrot, N. (2012). Beyond happiness and satisfaction: toward well-being indices based on stated preference, NBER w18374.
- [3] Deaton, A. (2008). Income, health and wellbeing around the world, *Journal of Economic Perspectives*, 22, 53-72.
- [4] Hu, Y., Stewart-Brown, S., Twigg, L., & Weich, S. (2007). Can the 12-item General Health Questionnaire be used to measure positive mental health? *Psychological Medicine*, 37(7), 1005-1014.
- [5] Huppert, F.A., and So, T.T. (2013). Application of a New Conceptual Framework for Defining Well-Being, *Social Indicators Research*, 110 (3), 837-61.
- [6] Maggiori, F. (2013). The good society: defining and measuring wellbeing. *Journal de Ciencias Sociales*, 1 (1).
- [7] Wolf, J. and Avner de-Shalit (2007). *Disadvantage*, Oxford, Oxford University Press.
- [8] Sen, A.K. (1985). *Commodities and Capabilities*, Dordrecht, North Holland.
- [9] Beyond GDP, http://ec.europa.eu/environment/beyond_gdp/index_en.html
- [10] Di Tommaso, M. L. (2007). Children capabilities: a structural equation model for India, *Journal of Behavioural and Experimental Economics*, 36 (3), 436-50.
- [11] OECD Better Life Compendium, <http://www.oecdbetterlifeindex.org>
- [12] Stiglitz, J. Sen, A.K., Fitoussi, P. (2009). Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress.
- [13] The Happy Danes, Copenhagen, Happiness Research Institute, undated.
- [14] How's Life? 2013 Measuring Well-being, OECD Better Life Initiative.
- [15] Ravallion, M. (2012). Mashup Indices of Development, *World Bank Research Observer*, 27 (1), 1-32.

Base de datos de mortalidad en Latinoamérica

(*LAMBdA*, por sus siglas en inglés)

Reseña

Alberto Palloni, Guido Pinto e Hiram Beltrán Sánchez

LAMBdA es un proyecto de la Universidad de Wisconsin-Madison dirigido por el doctor Alberto Palloni, director del Centro de Estudios de la Demografía de Salud y Envejecimiento (CDHA, por sus siglas en inglés), en colaboración con los doctores Guido Pinto Aguirre e Hiram Beltrán Sánchez. Esta base es de acceso gratuito y puede consultarse en la dirección www.ssc.wisc.edu/cdha/latinmortality. El proyecto ha sido financiado con fondos de investigación del Instituto Nacional de Salud de Estados Unidos de América y el *Fogarty International Center*, a través del programa *Global Research Training in Population Health*.

Características de *LAMBdA*

La base de datos fue creada para apoyar el estudio empírico de las tendencias históricas de mortalidad en países latinoamericanos después de su independencia. Provee información para el estudio reciente de las tendencias de mortalidad y es idónea en particular para analizar la mortalidad después de la Segunda Guerra Mundial en edades adultas mayores. Cubre el periodo entre 1848 y el 2014 con información de la población total de censos de población, número de muertes por edad, tasas de mortalidad y tablas de vida.

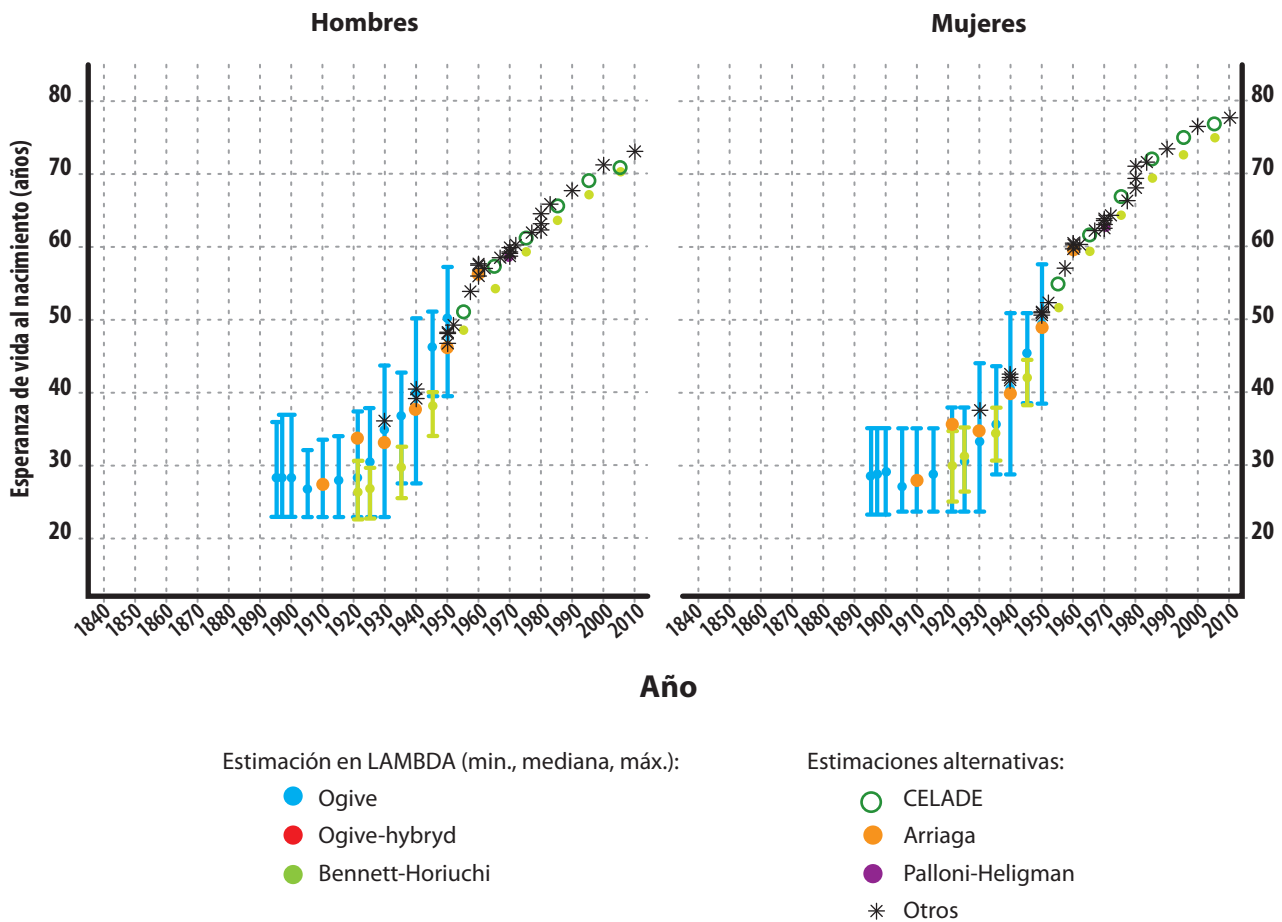
Las fuentes incluyen datos censales obtenidos de las oficinas estadísticas de cada país y, para algunos ca-

sos, del Fondo de Población de las Naciones Unidas. El número de muertes proviene de anuarios estadísticos de cada país de 1900 a 1930, así como de anuarios estadísticos de la Organización de las Naciones Unidas y la base de mortalidad de la Organización Mundial de la Salud (OMS) de 1936 a la fecha. Por último, el número de muertes por causas se tomó de la base de mortalidad de la OMS.

Una característica importante de *LAMBdA* es que provee tanto datos crudos obtenidos de fuentes oficiales de información (e.g., censos y estadísticas vitales) en los últimos 170 años como tasas de mortalidad ajustadas y sus correspondientes tablas de vida. Dichos ajustes permiten análisis de tendencias a través del tiempo y comparaciones entre naciones.

Actualmente, *LAMBdA* contiene alrededor de 250 tablas de vida para 18 países de Latinoamérica, las cuales provienen de estimaciones de mortalidad que han sido ajustadas por el equipo de *LAMBdA*, ajustes que se engloban en dos grandes grupos: a) por la cobertura relativa del número de muertes y b) corrección de la mala declaración de la edad. Los métodos usados en éstos proceden de entre 10 y 12 técnicas demográficas que han mostrado ser óptimas (en términos de menor error medio cuadrado) en un extenso estudio de simulación que reproducía errores conocidos o esperados en los datos. Cabe resaltar que los ajustes se aplicaron de forma consistente en la totalidad de los países y en todos

México: estimaciones de esperanzas de vida al nacimiento, estimados en *LAMBdA* entre 1895 y el 2010, incluyendo estimaciones alternativas de varios autores



los años de información disponible; de esta manera, las tasas de mortalidad resultantes y sus respectivas tablas de vida han sido optimizadas para proveer comparabilidad entre naciones y a través del tiempo; por ejemplo, la figura muestra resultados de esperanzas de vida al nacimiento en México entre 1899 y el 2010 estimados en *LAMBdA*, incluyendo estimaciones alternativas de varios autores.

Uso de *LAMBdA* en investigaciones futuras

Esta base de datos permitirá el estudio de tendencias y patrones de mortalidad en la región, incluyendo

nuevas investigaciones para entender las dinámicas de mortalidad en adultos mayores; por ejemplo, *LAMBdA* se está usando en la actualidad para estimar nuevos modelos de mortalidad en Latinoamérica, para generar tendencias específicas de la esperanza de vida al nacimiento en cada país incorporando intervalos de confianza, para estimar modelos del curso de vida que asocien mortalidad en edades tempranas y en edades adultas por cohorte, así como para estimar patrones de mortalidad en adultos mayores.

LAMBdA continuará su actualización y se espera que el contenido de la base aumente para seguir agregando información que permita el estudio de la mortalidad en estos países.

Colaboran en este número

Mariano Rojas

Es doctor en Economía por *The Ohio State University*. Actualmente, es profesor de Economía en la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO), sede México, y en la Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla. Perteneció al Sistema Nacional de Investigadores, nivel III. Es coordinador de la iniciativa *Midiendo el Progreso de las Sociedades: una Perspectiva desde México*, la cual es auspiciada por el Foro Consultivo Científico y Tecnológico, así como vicepresidente de la *International Society for Quality of Life Studies*; además, funge como corresponsal del proyecto global de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. Ha publicado más de 90 artículos en libros y revistas arbitradas y ha editado seis libros. Su principal área de investigación gira en torno al estudio del bienestar subjetivo y la felicidad.

Contacto: mariano.rojas.h@gmail.com

Víctor Manuel García Guerrero

Estudió Actuaría, la Maestría en Investigación de Operaciones y el Diplomado en Econometría Avanzada en la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM); además, es doctor en Estudios de Población por el Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales (CEDUA) de El Colegio de México (COLMEX). Hoy en día se desempeña como profesor-investigador y coordinador académico de la Maestría en Demografía del CEDUA-COLMEX. Fue profesor de FLACSO sede México, del Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM) y de la Facultad de Ciencias de la UNAM. Es candidato a investigador nacional por el Sistema Nacional de Investigadores del CONACYT. Ha sido asesor y consultor en métodos demográficos para el CONAPO, entre otras instituciones. Es miembro de la SOMEDE, PAA, ALAP y IUSSP. Sus temas de investigación son de estimaciones y proyecciones de población, demografía formal, dinámica y análisis demográfico.

Contactos: vmgarcia@colmex.mx y vicmgg@gmail.com

Jorge Yamamoto Suda

Es psicólogo social y antropólogo. Se desempeña como profesor del Departamento de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Fundó el Grupo de Investigación en Bienestar, Cultura y Desarrollo de la misma Universidad y es *Visiting Research Fellow* en el *Centre for Development Studies* de la Universidad de Bath en el Reino Unido.

Contacto: jyamamo@pucp.pe

María Graciela Freyermuth Enciso

Es licenciada en Medicina por la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), con estudios de Maestría en Medicina Social en la Universidad

Autónoma Metropolitana (UAM)-Xochimilco y doctora en Antropología Social por la UNAM. En la actualidad, es investigadora titular del Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social (CIESAS)-Sureste y secretaria técnica del Observatorio Mortalidad Materna en México. Sus proyectos se centran en la salud reproductiva, violencia de género, políticas de salud en contextos multiculturales, migración y específicamente en la muerte materna y mortalidad femenina en la región de los Altos de Chiapas.

Contacto: gracielafrayermuth54@hotmail.com

Marisol Luna Contreras

Estudió Actuaría en la Facultad de Ciencias de la UNAM, es especialista en Estadística Aplicada por el Instituto de Investigaciones en Matemáticas Aplicadas y en Sistemas (IIMAS) y maestra en Población por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO)-México. Es profesora e investigadora de la FLACSO-México donde, además, funge como coordinadora de la Unidad de Métodos e Información Estadística (UMIE). Sus trabajos de investigación versan sobre la salud reproductiva de los jóvenes, la salud y mortalidad materna, el acceso y calidad de la atención de la salud y el gasto en salud de los hogares.

Contacto: mssluna@flacso.edu.mx

Rodrigo Negrete Prieto

Nació en la ciudad de México en 1961. Es economista egresado de la UNAM e investigador del INEGI, especialista en encuestas en hogares, indicadores de mercado laboral y el marco conceptual para la medición estadística del trabajo. Ha publicado artículos en revistas como *Nexos* y *Este País*.

Contacto: rodrigo.negrete@inegi.org.mx

Ana Miriam Romo Anaya

Nació en Sonora en 1978. Es egresada de la carrera de Matemáticas Aplicadas de la Universidad Autónoma de Aguascalientes con Maestría en Estadística Oficial del Centro de Investigación en Matemáticas, AC. En la actualidad se desempeña como asistente de Investigación en el INEGI, especializada en estadística multivariada.

Contacto: miriam.romo@inegi.org.mx

Paul Anand

Is Professor of Economics Decision Sciences and Philosophy at the Open University, and Research Associate in Health Economics at Oxford University. He holds a doctorate from Oxford University in the area of economics and philosophy. He currently teaches economics, and conducts a research on the measurement and analysis of life quality using a Sen-Nussbaum capability approach. In the past he has taught and researched at Oxford, York and Cambridge Universities, and has acted as a consultant for the OECD and UK's National Health Service. He also has made significant contributions to the foundations of utility theory (Rational Choice Under Risk) published by

Oxford University Press and over the past 15 years has been director of the capability measurement project which was one of the first to develop direct measures of human capabilities which can be used to broaden considerably the Human Development Index. He is currently completing a short popular book entitled 'Happiness Explained', is the Trustee of a UK charity that supports research dissemination and use. He lives in Oxford with his partner and two children.

Contact: paul.anan@open.ac.uk

Alberto Palloni

Es doctor en Sociología y Demografía por la Universidad de Washington. En la actualidad se desempeña como director del Centro de Estudios Demográficos de la Salud y Envejecimiento (CDHA, por sus siglas en inglés) de la Universidad de Wisconsin-Madison (UWM); ha sido vicepresidente y presidente de la Sociedad Norteamericana de Población (PAA, por sus siglas en inglés). Ha colaborado como asesor de varias instituciones incluyendo el Fondo de Población de las Naciones Unidas, la Organización Panamericana de la Salud y el Banco Mundial; ha sido profesor visitante en instituciones de investigación en México, Brasil, Costa Rica e Italia. Ha recibido numerosos reconocimientos por su contribución a los estudios de población y ha sido elegido como *Fellow* de la Sociedad Norteamericana de Sociología y la Academia Norteamericana de Ciencias y Artes.

Contacto: palloni@ssc.wisc.edu

Guido Pinto Aguirre

Es doctor en Sociología por la Universidad de Wisconsin-Madison. En la actualidad se desempeña como investigador en el CDHA de la UWM. Durante los últimos 20 años ha trabajado en diferentes áreas de investigación relacionadas con estudios de población, incluyendo fecundidad, salud reproductiva, desarrollo económico y la aplicación de métodos estadísticos, demográficos y econométricos.

Contacto: pinto@ssc.wisc.edu

Hiram Beltrán Sánchez

Es doctor en Demografía por la Universidad de Pennsylvania. En la actualidad se desempeña como investigador asociado en el CDHA de la UWM. Ha sido investigador visitante en el Instituto Max-Planck de Demografía en Rostock, Alemania; en el Centro de Investigación en Envejecimiento (ARC, por sus siglas en inglés) de la Universidad de Estocolmo; en el Instituto Karolinska en Estocolmo, Suecia; en el Centro de Gerontología de la Universidad del Sur de California en Los Ángeles, Cal., Estados Unidos de América; y en el Centro de Estudios de Población y Desarrollo de la Universidad de Harvard. Su principal área de investigación es la demografía de la salud en México y Latinoamérica, así como la aplicación y desarrollo de métodos demográficos a estudios de mortalidad en edades adultas y adultas mayores.

Contacto: beltrans@ssc.wisc.edu

**Lineamientos para publicar en
REALIDAD, DATOS Y ESPACIO.
REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA**

Los trabajos presentados a REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA deberán tratar temas de interés relativos a la situación actual de la información estadística y geográfica.

Sólo se reciben para su posible publicación trabajos inéditos, en español o inglés. Por ello, es necesario anexar una carta dirigida al editor de REALIDAD, DATOS Y ESPACIO. REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA, en la que se proponga el artículo para su publicación y se declare que es inédito y que no se publicará en otro medio. En esta carta deben incluirse los datos completos del autor o autores, institución, domicilio completo, correo electrónico y teléfono. El envío de los artículos debe dirigirse a la atención de la M. en C. Virginia Abrín Batule, virginia.abrin@inegi.org.mx (tel. 5278 10 00, ext. 1161).

Los trabajos se tienen que presentar en versión electrónica (formato *Word* o compatible), en la cual se incluyan las imágenes, gráficas y cuadros (en el formato de los programas con que fueron generados y en archivos independientes, tales como Adobe Photoshop, Adobe Illustrator, TIF, EPS, PNG o JPG, con una resolución de 300 dpi y en un tamaño de 13 x 8 cm). Las expresiones y/o algoritmos, enviarlas con el formato anterior. Se sugiere una extensión de 15 cuartillas, tipo de letra Helvética, Arial o Times de 12 puntos e interlineado de 1.5 líneas.

Los artículos deben incluir: título del trabajo, nombre completo del autor o autores, institución donde trabaja y cargo que ocupa, teléfonos, correo electrónico, breve semblanza del autor o autores (que no exceda de un párrafo de cinco renglones), resúmenes del trabajo en español e inglés (que no excedan de un párrafo de 10 renglones), palabras clave en español e inglés (mínimo tres, máximo cinco) y bibliografía u otras fuentes.

Las referencias bibliográficas deberán presentarse al final del artículo de la siguiente manera: nombre del autor comenzando por el o los apellidos; título del artículo (entrecomillado); título de la revista o libro donde apareció publicado (en cursivas); editor o editorial; lugar y año de edición. En el caso de las fuentes electrónicas (páginas *Web*) se seguirá el mismo orden que en las bibliográficas, pero al final entre paréntesis se pondrá DE (dirección electrónica), la fecha de consulta y la liga completa. Omitir las que se mencionen como notas a pie de página.

Todos los artículos recibidos serán sometidos a evaluación y el proceso de dictaminación será de acuerdo con la metodología de doble ciego (autores y dictaminadores anónimos).

**GUIDELINES FOR PUBLISHING IN
REALITY, DATA AND SPACE.
INTERNATIONAL JOURNAL OF STATISTICS AND GEOGRAPHY**

The papers submitted to Reality, Data and Space. International Journal of Statistics and Geography, must deal with issues of interest relating to state-of-the-art statistical and geographical information.

Only unpublished works, in English or Spanish will be accepted for possible publication. Therefore, it is required to attach a letter addressed to the Publisher of Reality, Data and Space. International Journal of Statistics and Geography, proposing the article for publication and stating it is unpublished material and it will not be published in any other way. The letter must include the full details of the author or authors, institution, full address, e-mail and telephone number. The dispatch of the articles should be directed to the attention of the M. C. Virginia Abrín Batule, virginia.abrin@inegi.org.mx (tel. 5278 10 00, ext. 1161).

Contributions must be submitted in electronic format (Word format or compatible), containing the images, charts and tables (in the original format of the software they were created on, and in separate files, such as Adobe Photoshop, Adobe Illustrator, TIF, EPS, PNG or JPG, with a resolution of 300 dpi and a 13 x 8 cm size of). The equations and or the algorithm send it in the same form. An extension of 15 pages, Helvetica, Arial or Times 12 points typeface, and a spacing of 1.5 lines is suggested.

The articles should include: title, full name of the author or authors, institution where he/she works and her/his position, phone, e-mail, a brief biography of the author or authors (not exceeding a 5 lines paragraph), summaries of the work, in English and Spanish (not exceeding a 10 lines paragraph), keywords, in English and Spanish (minimum 3, maximum 5) and bibliography reference list.

Bibliographical references must appear at the end of the article as follows: Author's name beginning with the surname; article's Title (in quotation marks); Title of the magazine or book where it was published (in italics); Publisher or editorial; house and year of the edition. In the case of electronic sources (Web pages) it will be used the same arrangement as for bibliographical references, but it will be followed by the mention DE (dirección electrónica, in Spanish) between brackets, the date of consultation and the full link.

All contributions received will be subject to evaluation and the approval process will be carried according to the methodology of double-anonymity (anonymous authors and adjudicators).

Personas de edad en México

Personas de 60 años y más

Población en 2014
11.7 millones
que representan **9.7%**
de la población total.

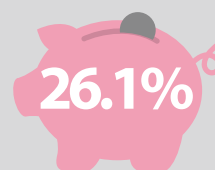
Tasa de participación económica
2.º trimestre de 2014



Al 2.º trimestre de 2014

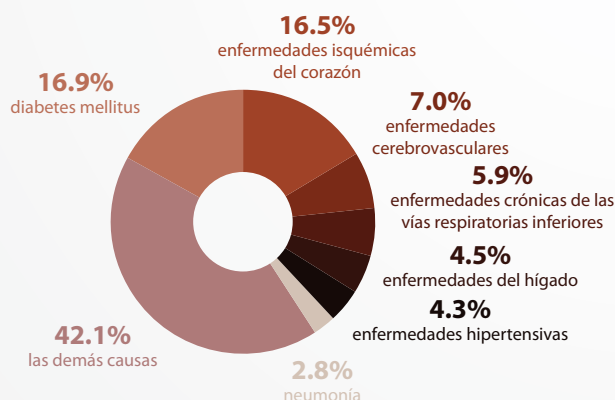


Una de cada tres personas (35.5%) era subordinada y remunerada, y sus condiciones laborales no eran del todo favorables, ya que la mitad de éstas no recibía prestaciones (49.2%).



26.1%
se encontraba pensionada.

Porcentaje de las defunciones por principales causas de muerte,* 2012



* Lista especial de tabulados (tabulación 1 para la mortalidad). CIE-10
Fuente: INEGI. Estadísticas de mortalidad, 2012. Base de datos.

En 2012

De las 602 mil muertes,

61.9%

correspondió a personas de 60 años y más.

18.7%

de los fallecidos no tenía derechohabencia a servicios de salud.

Fuentes: CONAPO. Proyecciones de la población de México, 2010-2050.

INEGI. Estadísticas de mortalidad, 2012. Consulta interactiva de datos. México, INEGI, 2012.

Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo 2014. Segundo trimestre. Base de datos. México, INEGI, 2014.

INEGI-IMSS. Encuesta Nacional de Empleo y Seguridad Social, 2013. Base de datos.

Conociendo México

01 800 111 46 34 • www.inegi.org.mx • atencion.usuarios@inegi.org.mx

INEGI Informa

@INEGI_INFORMA



**INSTITUTO NACIONAL
DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA**

