

Transiciones epidemiológicas en Venezuela: diferencias territoriales en las causas de muerte, 2000-2010*

Epidemiological Transitions in Venezuela: Spatial Differences in the Causes of Death, 2000-2010

Jenny García Arias

jenny.garcia@ined.fr

ORCID: 0000-0001-9007-7324

Investigadora posdoctoral en el Institut National d'Études
Demographiques, Francia

Resumen

En el intento de construir marcos teóricos que sintetizen las razones que se han dado para explicar los cambios en los perfiles epidemiológicos a lo largo de la historia, surge la teoría de la transición epidemiológica. Muchos han sido los cuestionamientos que se han hecho a esta teoría, entre ellos los realizados por Frenk et al. (1991a) quienes apuntan a la idea de un modelo de transición alternativo para América Latina, llamado polarizado-prolongado. Por medio de la comprobación de las hipótesis de este modelo de transición, se analiza la estructura de las causas de muerte en Venezuela en la consideración del sesgo urbano, durante los años 2000 a 2010. Para ello se hace uso de correlaciones (bivariadas y parciales) y regresiones simples de las tasas estandarizadas de mortalidad de la población de 5 y más años de edad. Los resultados obtenidos señalan el acercamiento al modelo propuesto en la estructura y evolución del perfil epidemiológico en Venezuela. A pesar de las variaciones entre sexos, los diferenciales introducidos por la urbanización explican gran parte de la polarización y superposición de las etapas encontradas en el perfil.

Palabras clave

Estructura de causas de muerte

Patrones de mortalidad

Transición epidemiológica

Modelo polarizado-prolongado

Mortalidad en Venezuela

* Artículo derivado de la tesis de Maestría en Demografía en la Universidad Federal de Minas Gerais-Cedeplar, presentada y aprobada en abril de 2014.

Abstract

In the attempt to build theoretical frameworks that synthesize the explanations given for changes in epidemiological profiles throughout history, the theory of epidemiological transition arises. Many have been the questions made to this theory, among them those made by Frenk et al. (1991a) who point to the idea of an alternative transition model for Latin America, called polarized-prolonged. Through the verification of the hypotheses of this transition model, the structure of the causes of death in Venezuela is analyzed in the consideration of the urban bias, during the years 2000 to 2010. For this, correlations are used (bivariate and partial) and simple regressions of the standardized mortality rates of the population aged 5 and over. The results obtained indicate the approach to the proposed model in the structure and evolution of the epidemiological profile in Venezuela. Despite the variations between the sexes, the differentials introduced by urbanization explain much of the polarization and overlap of stages found in the profile.

Keywords

Structure of causes of death
Mortality patterns
Epidemiological transition
Polarized-prolonged model
Mortality in Venezuela

Enviado: 22/03/22
Aceptado: 01/09/22

Introducción

La teoría de la transición epidemiológica surge como un marco analítico para el estudio del descenso de la mortalidad en el mundo y los cambios en los perfiles epidemiológicos a lo largo de la historia. El término transición epidemiológica se refiere al cambio en las causas de enfermedad y muerte, y a los patrones de edad en la que estas se manifiestan; así, sintetiza el paso de etapas dominadas por enfermedades infecciosas a otras dominadas por enfermedades crónicas degenerativas o causadas por el ser humano (Frederiksen, 1966; Horiuchi, 1997; Olshansky y Ault, 1986; Omran, 1971, 1983, 1998 y 2005). Muchos han sido los cuestionamientos realizados a la transición epidemiológica, la gran mayoría de ellos se concentra en señalar la idea de progreso evolucionista y unilineal de las sociedades que le subyace; así como la limitada interpretación que da a las particularidades introducidas por los contextos históricos diferenciales (Barret et al., 1998; Caselli et al., 2002; Gaylin y Kates, 1997), lo que termina por socavar su potencialidad como marco teórico generalizable (Sudharsanan et al., 2022). En busca de explicaciones más exhaustivas y de carácter interdisciplinario, han surgido propuestas alternativas a la teoría de la transición epidemiológica clásica, como la transición de la salud (Caldwell, 1993; Caselli et al, 2002; Vallin y Meslé, 2004), la transición del riesgo (Smith, 1991) y la

transición de la atención sanitaria (Frenk et al., 1991b). Todas ellas apuntan al reconocimiento de una dinámica mucho más compleja que la simple evolución de los perfiles epidemiológicos.

Desde el contexto latinoamericano, Frenk et al. (1991a, 1994) avanzaron a la par de la propuesta de Omran en búsqueda de un marco analítico adaptable a la forma en que se ha producido el descenso de la mortalidad en América Latina, sus determinantes y la evolución de los patrones existentes de morbimortalidad. Los autores introducen la idea de un modelo polarizado-prolongado de transición epidemiológica, liberado de connotaciones unidireccionales (Di Cesare, 2011), y que incorpora cómo las desigualdades históricas de la región han mediado en la manera en que las subpoblaciones se benefician del progreso. De esta manera, la doble carga (i.e. simultánea importancia de causas de muerte por enfermedades transmisibles y no transmisibles) que enfrentan los países latinoamericanos viene de las desigualdades sociales y territoriales introducidas por la urbanización, el origen étnico, de género y clase social (Curto, 1993; Marinho et al., 2013).

El perfil epidemiológico de Venezuela, durante la segunda mitad del siglo XX, se caracterizó por el aumento de la esperanza de vida, la disminución de la mortalidad infantil, el incremento de la proporción de defunciones de adultos mayores y de las muertes por enfermedades cardíacas, cerebrovasculares y cáncer. Esto a razón de las mejoras en la calidad de vida de la población y la expansión de la cobertura del sistema de salud (Avilán, 1998; UNFPA, 2006). En paralelo, un número significativo de muertes por causas infecto-contagiosas asociadas a la falta de acceso a los servicios básicos de saneamiento, así como de muertes por causas externas en hombres entre 15 y 34 años de edad completan el cuadro de las principales causas de muerte en el país (Di Brienza, Freitez y Romero, 2010).

Dado que las condiciones de vida de Venezuela están marcadas por el desarrollo desigual de sus espacios, es en las ciudades donde se tiene mayores oportunidades de empleo, de acceso a la educación, a los servicios básicos y al sistema público de salud, en especial en las ciudades cercanas a la capital (García y Tovar, 2011; Gruson, 2014, 2021), es de esperar que las trayectorias de las causas de muerte dentro del perfil epidemiológico del país varíen a la luz de las desigualdades territoriales de su población.

Así, el objetivo de este documento es analizar la estructura de las causas de muerte durante la primera década del siglo XXI en Venezuela a la luz de los

diferenciales introducidos por la urbanización o el sesgo urbano. El análisis de las causas se realiza considerando, por un lado, el modelo de transición epidemiológica polarizado-prolongado, propuesto para América Latina por Frenk et al. (1991a), cuyas características se asumen como hipótesis a probar en este trabajo. Por el otro, las técnicas planteadas por Preston (1976) en el análisis de la estructura de causas de muerte en el mundo. En el análisis de las desigualdades espaciales se divide al país en tres grandes grupos de entidades federales o divisiones administrativas mayores, categorizadas por la proporción de la población urbana¹ contenida en ellas. El periodo de análisis está delimitado por la disponibilidad de los datos con los niveles de desagregación requeridos para el desarrollo de esta investigación: causa básica de muerte, sexo, edad y lugar de residencia del fallecido; siendo necesario enfocarse en los años 2000 a 2010.

Los resultados vienen del análisis de correlación bivariada y parciales, así como de la construcción de un modelo lineal de variación entre las tasas brutas de mortalidad estandarizadas (TBM*) de la población de 5 y más años de edad por grupo de causas específicas. El análisis se limita a esta población dado que el interés es dar cuenta de las variaciones, territoriales y temporales, en la importancia relativa de las causas específicas de muerte dentro del perfil epidemiológico de la población.

Los datos utilizados provienen de los anuarios de Mortalidad del Ministerio del Poder Popular para la Salud de la República Bolivariana de Venezuela de los años 2000 a 2010. Los anuarios resumen la información contenida en los certificados emitidos por dicha institución ante cada defunción que llega al sistema de salud, haya ocurrido o no en algún recinto oficial. Previo a cualquier cálculo, se ha verificado la calidad de las estadísticas de defunciones en uso por esta investigación. Dos problemas se han identificado y ajustado durante la verificación: la completitud, que ha sido estimada por medio del método de generaciones extintas de Bennet y Horiuchi (1981, 1984) y las muertes con edades y causas no declaradas, que fueron incorporadas a la data considerando los pesos proporcionales de la estructura observada (Shryock y Siegel, 1980). Por su parte, la población utilizada para el cálculo de las tasas viene de las estimaciones oficiales producidas y publicadas por el Instituto Nacional de Estadísticas de Venezuela a nivel de entidades federales.

1 Por población urbana se considera oficialmente en Venezuela, a personas que viven en centros poblados con 2 500 o más habitantes.

Se espera que los resultados obtenidos en este documento den evidencia del rol del sesgo urbano en la distribución de las causas específicas de muerte en Venezuela. En ese sentido, el marco dado por Frenk et al. (1991a) en su crítica a la transición epidemiológica guía el análisis de las desigualdades introducidas por la urbanización en los perfiles epidemiológicos de las subpoblaciones en Venezuela.

Más allá de la transición epidemiológica

Con el término transición epidemiológica Omran resume los cambios en los patrones de enfermedad y causa de muerte vistos en los países europeos y Estados Unidos durante el siglo XIX y XX. La premisa principal del planteamiento original es que la mortalidad es un factor fundamental en los ciclos de crecimiento y decrecimiento que acompañan la dinámica poblacional (Omran, 1971); por tanto, los cambios complejos en los patrones de salud y enfermedad han sido consecuencia de la interacción de estos con los patrones demográficos, económicos y sociológicos determinantes de la modernización de los países occidentales (Bernabeu y Robles, 2000). Más allá de la mera descripción y/o explicación de los factores de morbimortalidad de una población, la transición epidemiológica apunta a construir una teoría de la población a partir del análisis de los perfiles epidemiológicos y sus cambios.

En el marco de la transición epidemiológica, las sociedades experimentan el proceso de modernización en etapas o edades: La edad de la peste y la hambruna, la edad de las pandemias retraídas y la edad de las enfermedades degenerativas o producidas por el ser humano. Cada una de ellas es asociada a la predominancia de un grupo de causas específicas de muerte sobre otro, así como de la postergación de la muerte hacia edades cada vez más avanzadas. El avance de cada etapa en una población viene dado por la influencia de determinantes específicos: 1) ecobiológicos, relacionados con la resistencia creada por la población ante los agentes de las enfermedades; 2) socioeconómicos, políticos y culturales, identificados como los estilos de vida, hábitos, higiene y nutrición, y, por último, 3) médicos y de salud pública que incluyen medidas curativas y preventivas adoptadas por un sistema de salud, así como de sanidad pública. De la misma forma, las variaciones en la temporalidad del paso de una etapa a otra son clasificadas por el autor por medio de distintos modelos: clásico u occidental (Inglaterra y Gales), acelerado (Japón) y atrasado (Chile y Ceilán) (Horiuchi, 1997; Omran, 1971).

Muchos han sido los cuestionamientos que se han hecho a la teoría de la transición epidemiológica, desde la necesidad de actualizar las etapas o determinantes descritos en la propuesta inicial (Horiuchi; 1997; Olshansky y Ault, 1986; Rogers y Hackenberg, 1987), hasta la impugnación a su consistencia interna y validación universal (Barret et al., 1998, Mackenback, 1994, 2022; Trowell y Burkitt, 1981). El supuesto del progreso evolucionista y unilineal de las sociedades detrás del modelo ha sido tal vez el elemento más criticado (Frenk et al., 1991b; Orta, 2013; Robles et al., 1996), así como también, la noción optimista de la continua y eventual eliminación de las enfermedades infecciosas por enfermedades “civilizadas” o producidas por el ser humano (Caselli et al., 2002; Gaylin y Kates, 1997; Vallin y Meslé, 2004). A pesar de todas las críticas, es innegable la gran influencia que la teoría de la transición epidemiológica ha tenido sobre el estudio de la mortalidad humana.

En busca de marcos analíticos adaptables a la forma en que se ha producido el descenso de la mortalidad en América Latina, Frenk et al. (1991a, 1994) construyen una propuesta teórica que cuestiona los diferentes modelos planteados por la transición epidemiológica. Esta propuesta toma el nombre de transición de la salud y se utiliza para expresar cómo los determinantes culturales, sociales y comportamentales conllevan cambios continuos y diferenciales en el estado de salud y sobrevivencia de la población. En lugar de una única transición lineal, tanto la propuesta inicial como la ampliada por otros autores proponen que los cambios en los perfiles epidemiológicos varían entre las subpoblaciones.

Durante el siglo XX, Latinoamérica experimentó un descenso acelerado de la mortalidad; sin embargo, esta disminución se ha caracterizado por ser reversible, discontinua y obediente a patrones diferentes a aquellos presentados por los países desarrollados (Palloni, 1981). Frenk et al. (1991a) sintetizan los cambios en los perfiles epidemiológicos de la región en un modelo al que llaman *polarizado-prolongado*, el cual estaría caracterizado por:

- *Superposición de etapas* que hace referencia a la incidencia simultánea de enfermedades infecciosas con aquellas de naturaleza crónica y degenerativa.
- *Contratransición* que se refiere a la reaparición de enfermedades infecciosas ya controladas, como paludismo, malaria, el dengue o el cólera.
- *Transición prolongada* que alude a un estancamiento continuo en la dualidad de perfiles epidemiológicos.

- *Polarización epidemiológica*, en el reconocimiento de las desigualdades presentes a lo interno de los países, la superposición de etapas ocurre porque los grupos más desfavorecidos de la población mantienen un perfil epidemiológico distinto de aquel de los más favorecidos. Esta distinción entre subpoblaciones introduce contextos diferenciados que generan la polarización epidemiológica en los análisis nacionales (Frenk et al., 1991a, 1994).

La mortalidad en Venezuela

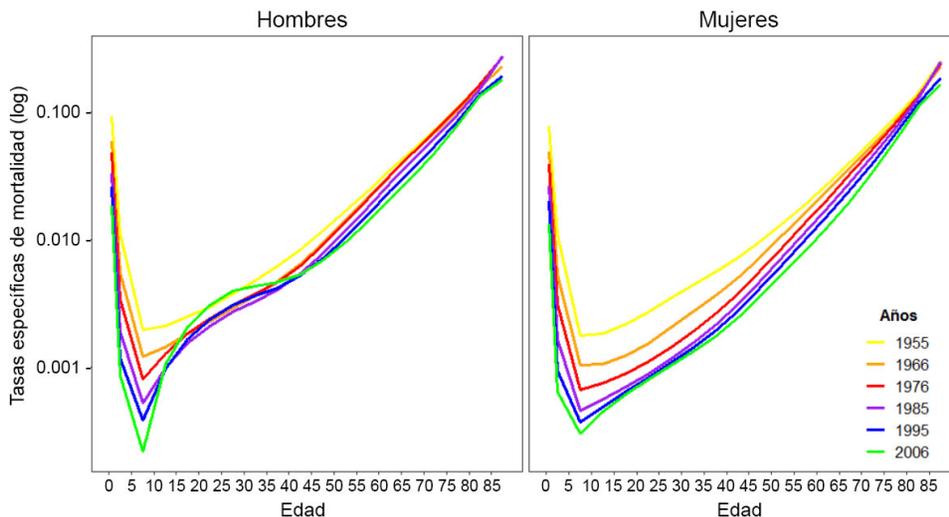
Los cambios en los patrones de fecundidad y de mortalidad, responsables del crecimiento poblacional, llevaron a la población venezolana a multiplicarse 5,8 veces a sí misma, al pasar de 5 a casi 29 millones de habitantes desde 1950 hasta 2010. Durante este periodo, el descenso de la mortalidad fue constante, aunque a ritmos diferentes; entre 1936 y 1950 la mortalidad descendió con tal intensidad que la esperanza de vida aumentó en un año por año calendario. Estas primeras ganancias en la esperanza de vida se concentraron en la población masculina, con solo dos años de diferencia para la mitad del siglo XX, 54,78 años para los hombres y 52,77 para las mujeres (UNFPA, 2006). El descenso inicial de la mortalidad se atribuye a la reducción del paludismo y la malaria por el uso del DDT (Bidegain, 1991).

El descenso de la mortalidad se acelera aún más en la década de los años cincuenta; adicional al declive previo, el número de muertes por tuberculosis desciende 50 %; lo que lleva la tasa bruta de mortalidad a bajar 30 % en solo 10 años. En total, las tasas brutas históricas de mortalidad cayeron 60 % entre los años 1960 y 2010, pasando de 7,6 a 4,5 por cada 1000 habitantes². Las ganancias han estado fuertemente influidas por la disminución de la mortalidad infantil (Romero, 1999).

Es notable la reducción de las tasas específicas de mortalidad para todos los grupos de edad a lo largo del tiempo, en especial en el caso de las mujeres (ver gráfica 1). El grupo etario de 15 a 34 años de edad es el grupo con mayor diferencia entre sexos, incluso desde la estructura presentada en 1985 se logra captar la sobremortalidad masculina, que va incrementándose debido al alza de muerte por causas externas. Para 2005, la esperanza de vida al nacer de las mujeres se estimaba en 75 años, mientras que la de los hombres apenas en 67,6.

2 De acuerdo con la clasificación de Bajraj y Chackiel (1995), hasta 1970 la transición demográfica en Venezuela era *incipiente*. En el periodo de 1970 a principios de los años noventa era de transición *moderada* y desde entonces el país se identifica según este modelo como en *plena* transición.

Gráfica 1. Venezuela, tasas específicas observadas de mortalidad por edad y sexo, años intercensales 1955-2006.



Nota: Las tasas se presentan en escala logarítmica para facilitar su comparación. En Anexos, Cuadro 1 se incluye la esperanza de vida al nacer y a los 60 años correspondiente a las tasas específicas mostradas en la gráfica.

Fuente: Palloni, Pinto y Beltrán-Sánchez (2014).

En lo que a causas de muerte respecta, para los años sesenta, la disminución de la mortalidad se concentra en las muertes relacionadas con enfermedades infecciosas y parasitarias, como gastroenteritis, malaria, tuberculosis y paludismo; en adelante, estas van perdiendo peso dentro del total y empiezan a ser desplazadas por aquellas infecciosas y parasitarias asociadas a la mortalidad posneonatal, como diarreas, enteritis, etc., y por las enfermedades cardíacas, que se posicionan desde 1967 hasta la actualidad como la primera causa de muerte en el país. En ese mismo sentido, el cáncer va aumentando su presencia proporcional dentro de la estructura de causas de muertes, al pasar del quinto lugar en los años cincuenta (Avilán, 1998) a ser la segunda causa de muerte en la primera década del siglo XXI. Durante el mismo período, las enfermedades cardíacas y el cáncer respondían por 30 % del total de las muertes ocurridas en el país (Páez, 2019). Las causas cerebrovasculares, diabetes y externas completan las cinco principales desde los años ochenta hasta 2010.

El peso de las causas externas de muerte se hace evidente en Venezuela a partir de la década de los ochenta, y desde entonces ha aumentado progresivamente. Para 1995, del total de las muertes ocurridas, 7,22 % se debía a causas violentas y 8,27 % a accidentes de todo tipo, mientras que en 2010

son 13,15 y 6,64 % respectivamente (Di Brienza, Freitez y Romero, 2010). En la primera década del siglo XXI, Venezuela se encuentra entre los países del mundo con tasas de mortalidad juvenil más altas debido a causas violentas, y quinceavo en lo que respecta a accidentes de tránsito (Waiselfisz, 2008).

Adicionalmente, la mortalidad materna en Venezuela es, desde los años sesenta, una de las más altas de América Latina (Chackiel, 2004). Esta se redujo progresivamente en Venezuela hasta la década del setenta al pasar de aproximadamente 184 en los años 1940 a 69,69 por cada 100.000 nacidos vivos registrados³; y se ha mantenido estable desde entonces hasta 2010; es decir, durante cincuenta años, alrededor de 60 muertes por cada 100.000 nacidos vivos registrados. Dos terceras partes de estas muertes se deben a emergencias obstétricas relacionadas con malas condiciones en el embarazo, el parto o el puerperio, y vinculadas a disparidades territoriales, étnicas y sociales (UNFPA, 2006).

La presencia simultánea de causas de muerte pertenecientes a distintas etapas de la transición epidemiológica clásica de Omran (1971) confirma los señalamientos de Frenk et al. (1991a) para América Latina. Si bien es cierto que el predominio de causas infecciosas ha disminuido, estas siguen presentes en el perfil epidemiológico del país, tanto en epidemias emergentes y reemergentes (Lebrun, 2004), como endémicas; por ejemplo, el VIH/SIDA que escala posiciones a pesar de la implementación de programas de atención gratuita y universal (Risqueiz et al., 2011).

Las diferencias territoriales en la mortalidad han seguido el patrón de la urbanización; es en las áreas urbanas donde la esperanza de vida tiende a ser más alta, y más baja en las áreas rurales del país. Los diferenciales urbano-rurales en la mortalidad ya eran evidentes desde los años ochenta, cuando la esperanza de vida al nacer más baja se concentra en las entidades federales con mayor población rural del país, 56,4 años en los hombres y 60,0 años en las mujeres, mientras ya en las entidades urbanas llegaba a 66,7 en los hombres y 72,3 en las mujeres (Bidegain, 1989). Para el año 2001, la esperanza de vida en el Distrito Capital —entidad federal con más población urbana— era de 71,9 en los hombres y 78,2 mujeres, mientras que en Delta Amacuro —entidad federal más rural— era de 63,6 en los hombres y 66,6 para las mujeres (Freitez, 2003); con una diferencia de 8,3 y 11,8 años respectivamente.

3 Cifras Obtenidas del Informe de Mortalidad Materna e Infantil 1990-2009. Publicado por la Dirección de epidemiología y Oficina de análisis de la situación en salud del Ministerio del Poder Popular para la Salud en 2011 en http://www.mpps.gob.ve/index.php?option=com_phocadownload&view=sections

Indicadores y métodos de análisis

Para el estudio de la estructura de las causas de muerte en Venezuela se realiza un análisis de las tasas brutas de mortalidad estandarizadas (TBM*) de la población de 5 y más años de edad por grupos de causas específicas de muerte⁴ y sexo. Se aplica la estandarización directa de las tasas usando la estructura de la población total de Venezuela desagregadas en edades quinquenales. Las causas de muertes se agrupan según su parecido etiológico de acuerdo con las grandes secciones de la Clasificación Internacional de Enfermedades en su décima versión revisada (CIE 10). De esta manera, se obtienen 14 grupos de causas de muerte para el periodo de análisis 2000 a 2010, estas son: Infecciosas y parasitarias (4,8 %), anemias y deficiencias de la nutrición (0,8 %), maternas (0,3 %), cardíacas (22,5 %), cerebrovasculares (7,5 %), respiratorias (5,6 %), digestivas y genitourinarias (4,4 %), accidentes (7,5 %), violentas (13 %), cáncer (16,1 %), diabetes (6,1 %), anomalías genéticas (1,7 %), otras causas (4,8 %), desconocidas (0,5 %).

Por otra parte, la escala territorial considerada para el análisis son las entidades federales o divisiones administrativas mayores agrupadas de acuerdo con la proporción de la población urbana que estas contienen en el año 2001⁵. Se identifican tres grupos de entidades federales (ver cuadro 1).

Cuadro 1. Venezuela y grupo de entidades, indicadores de distribución de la población, año 2001.

Grupo de entidades	% población total	Entidades federales	% población urbana
Urbanas (08 EF)	46,6	Distrito capital, Aragua, Carabobo, Lara, Miranda, Nueva Esparta, Táchira y Vargas	>90 %
Moderadas (12 EF)	48,1	Anzoátegui, Bolívar, Cojedes, Falcón, Guárico, Mérida, Monagas, Portuguesa, Sucre, Yaracuy, Trujillo y Zulia	de 70 a 90 %
Rurales (04 EF)	5,4	Amazonas, Apure, Barinas y Delta Amacuro	<70 %
Venezuela	100	24 entidades federales	88,4

Fuente: Elaboración propia a partir de cifras publicadas por el Instituto Nacional de Estadística de Venezuela en <http://www.ine.gov.ve/>

- 4 Las tasas estandarizadas se construyen considerando como población patrón la estructura total de población de Venezuela de 2005.
- 5 Por población urbana, se asume la población asentada en centro poblados reconocidos como urbanos, este criterio se estable en Venezuela de acuerdo con el número de habitantes concentrados en dicho centro poblado, 2 500 o más habitantes (Celade, 2009)

El primero, de entidades federales predominantemente *urbanas* conten-tivas de la población más envejecida del país, en oposición a un grupo de entidades más *rurales* cuya estructura de población es la más joven. En medio de estas, están aquellas entidades con presencia *moderada* de población urbana.

Calidad y cobertura de los datos

Las fuentes de datos utilizadas en este trabajo vienen de las estadísticas publicadas por el Ministerio del Poder Popular para la Salud (MPPS), institución encargada de emitir los certificados de defunción⁶ en los diferentes centros de atención de salud del país, públicos o privados al momento de ocurrida la muerte, por el médico tratante o de guardia⁷. La calidad de la información contenida en estos datos ha sido evaluada por medio de indicadores básicos (ver Anexos, cuadro 2) y muestra que la fuente cuenta con una calidad aceptable de información por edad, sexo y causa de muerte. No se detectaron elementos suficientes para considerar que hay preferencia de dígito en la declaración de la edad para ninguno de los grupos de entidad y sexo. Adicionalmente, los grupos mantienen niveles bajos de información perdida o no declarada por edad (el máximo porcentaje en todos los años analizados es de 0,23 % hombres y 0,07 % mujeres) y por causa de muerte (el máximo en los años considerados es de 0,61% hombres y 0,19 % en mujeres). A pesar de las pequeñas proporciones de información no declarada por edades y causa de muerte, estas fueron incorporadas a la data mediante su distribución de acuerdo con los pesos proporcionales de la información declarada (Shryock y Siegel, 1980).

Respecto a la completitud del reporte de las defunciones, se evaluaron los reportes por grupos de entidad y sexo con distintos métodos de distribución de las muertes y se contrastaron con la distribución de población recogida por los censos 2001 y 2011, y con las estimaciones de población corregidas de los mismos censos. Se optó por ajustar los niveles de mortalidad de acuerdo con las estimaciones de completitud derivadas del método de Generaciones Sintéticas Extintas propuesto por Bennet y Horiuchi (1981); que como ya lo señalaban Palloni y Aguirre-Pinto es el método que produce menos errores ante los distintos escenarios encontrados en América Latina y el Caribe para

6 Se recuerda que los certificados de defunción considerados para este trabajo se rigen por las normas y disposiciones incluidas en CIU 10, Listado de Clasificación Internacional de causas de muerte, en su décima versión desde 1997.

7 Esto en caso de ser una muerte intrahospitalaria. Las muertes extrahospitalarias se rigen por un protocolo distinto, pues deben ser reconocidas por la medicina legal en centros especializados de medicina forense. De la misma forma que las muertes por causas violentas.

el periodo 1950 a 2000 (Palloni y Aguirre-Pinto, 2011). Este método resulta pertinente dada la baja presencia de migración interna e internacional registrada en Venezuela durante el periodo de estudio. Sin embargo, se advierte que la estimación de la completitud del reporte de defunciones por medio de métodos indirectos, si bien facilita el cálculo grueso de la cobertura intercensal, no logra capturar cambios (mejoras o empeoramiento) en el reporte. Durante el periodo de estudio, eventos como la expansión de servicios del sistema de salud (e.i. Misión Barrio Adentro), y la reubicación de las oficinas de registro civil en hospitales centrales ocurridas en el país pudieran estar mejorando el reporte de defunciones. De existir dichas mejoras, aun con el ajuste se estaría exagerando el nivel de mortalidad para el final del periodo, mientras se subestima al principio de este.

El porcentaje de completitud estimado va de 69,5 % correspondiente a las mujeres residentes en las entidades federales más rurales, en contraste con 99,1 % de la subpoblación con mayor completitud de las estadísticas de defunciones que son las mujeres residentes en las entidades federales más urbanas (ver detalles en cuadro 2 en Anexos). En adelante, todas las medidas de mortalidad presentadas en este trabajo han sido ajustadas en su completitud. Los ajustes se hacen de forma independiente para hombres y mujeres en cada uno de los grandes grupos de entidades, al igual que a escala nacional. Las estimaciones ajustadas de los indicadores clásicos de mortalidad, como las tasas de mortalidad y la esperanza de vida, a escala nacional por sexo, resultan cercanas a las calculadas para el país por organismos internacionales rectores en el área de estimaciones demográficas, razón por la cual se han considerado como aceptables (ver cuadro 3 en Anexos).

Por su parte, los datos de población considerados para el cálculo de las tasas de mortalidad vienen de las estimaciones oficiales producidas y publicadas por el Instituto Nacional de Estadísticas de Venezuela a nivel de entidades federales y desagregadas por grupos quinquenales de edad y sexo. Estas estimaciones de población están basadas en conciliaciones de los dos últimos censos de población y vivienda realizados en el país, 2001 y 2011. La omisión para estos censos estima en 7,8 y 6,5 % para los años 2001 y 2011, respectivamente (Celade, 2012).

Métodos de análisis de los datos

Este trabajo aplica las técnicas utilizadas por Preston (1976) en la evaluación de la estructura y los cambios en las causas de muerte a escala mundial para analizar la estructura de causas de muertes en Venezuela. Si bien es

cierto que su intención no era la comprobación de las hipótesis seguidas por este trabajo acerca del cumplimiento del modelo polarizado-prolongado de transición epidemiológica, las técnicas aplicadas resultan apropiadas y de simple interpretación para los fines aquí trazados.

Desde la literatura, se decide tomar como marco interpretativo las tres hipótesis señaladas por Frenk et al. (1991a) como distintivas del caso latinoamericano para analizar la estructura de causas de muerte en Venezuela. La primera hipótesis se refiere a que el perfil epidemiológico en Venezuela va a estar definido por una *superposición* de causas de muertes referentes a distintas etapas señaladas en la teoría clásica de la transición (Frenk et al., 1991a). Para probarlo es necesario cuantificar la contribución de las causas específicas de muerte al total de la mortalidad en el país durante el periodo; es decir, precisar numéricamente la contribución de las causas específicas a los cambios de mortalidad observados entre 2000 y 2010. Es por ello que se calculan los coeficientes de correlación bivariadas y de regresión simple para cada sexo, entre cada una de las tasas de causas específicas y la tasa total de las muertes combinadas a nivel nacional durante el mismo periodo.

Por medio de los coeficientes de regresión lineal simple, ajustada por el método de mínimos cuadrados para cada grupo de causas, se obtiene la contribución proporcional que cada una tendría al nivel total de la mortalidad, en el caso de que todo el resto de causas permanezcan intactas. Así, la sumatoria de los intercepto (de las ecuaciones obtenidas anuncia el punto de partida de cada causa específica, mientras que la sumatoria de la pendiente (da el cambio previsto de cada causa por una unidad variable de la tasa total. El coeficiente podría dar evidencia de la superposición de etapas de la transición epidemiológica clásica, en la medida en que apunte a contribuciones paralelas de causas de muertes identificadas como predominantes en etapas distintas de la transición; por ejemplo, si la contribución tanto de las causas transmisibles como las no transmisibles al cambio de la mortalidad total es similar en términos de dirección (negativas o positivas) y en magnitud (valor absoluto de la contribución). Por el contrario, no habría evidencia de la superposición de etapas en el caso de que las contribuciones de las causas transmisibles y no transmisibles se mostraran disímiles.

La segunda hipótesis se trata de la condición de *polarización epidemiológica* detrás de la superposición de etapas en los países latinoamericanos, que ocurre porque los pobres y rurales mantienen un perfil epidemiológico distinto del de los habitantes urbanos, en mejores condiciones de

vida. Partiendo de esto, se pretende determinar si existen variaciones en el modelo inicialmente estimado a nivel nacional cuando en el modelo se considera a los grupos de entidades. De esta manera, se construye un modelo para cada grupo de entidad independiente. El modelo estimado pasa de la forma:

$$T_{esp} = a_{esp} + b_{esp} * T_{total} \quad (1)$$

a

$$T_{esp} = a_{esp} + b_{esp} * T_{total} + c_{esp} * dummy \quad (2)$$

Cuando *dummy* es cada grupo de entidades.

El coeficiente C_{esp} en este modelo indica por cuánto en promedio las tasas de muerte por una causa específica en un grupo de entidades particular se manifiestan por encima o por debajo de las tasas específicas de esas causas cuando el modelo no considera los grupos de entidades (fórmula 1). Si la relación entre las causas específicas y la mortalidad total mantiene el mismo comportamiento independientemente del grupo de entidad al que se hace referencia, es decir si no hay diferencia significativa, la hipótesis de polarización no puede ser mantenida. Esto a razón de que la evidencia apuntaría a que la superposición de etapas continúa (o no) en todos los grupos de entidades. Al encontrar evidencias de superposición en los grupos sin polarización, se indicaría que la heterogeneidad de las subpoblaciones a lo interno de los grupos es mayor que aquella dada por el sesgo urbano.

Finalmente, se verifica la tercera hipótesis asociada a la *prolongación* de la polarización señalada por Frenk et al. (1991a) como propia del modelo transicional para América Latina. La prolongación implica la constancia en el tiempo del estado de superposición de etapas descritas por la teoría de la transición epidemiológica como consecutivas. Para la comprobación de esta hipótesis se considera la variación en el tiempo de la estructura de las causas de muerte. Estas se estiman por medio del coeficiente de correlación parcial entre las tasas específicas por causa de muerte y el año de ocurrencia de las defunciones. Así, los coeficientes dan cuenta de cambios en la contribución de cada causa de muerte al total de la mortalidad, en los distintos niveles de mortalidad analizados. Luego se realiza una segunda estimación de las correlaciones parciales, esta vez se incluye las variables *dummy* de identificación de cada grupo de entidad. Si la correlación sólo se muestra alta cuando no se considera a los grupos de entidades, las variaciones en el tiempo responderán a las diferencias en el comportamiento de las causas

específicas ante distintos niveles de mortalidad total. Ahora bien, si la correlación es alta, aun considerando a los grupos de entidades, se rechaza la hipótesis de prolongación de la superposición de etapas propiamente dicha, pues se está más bien ante el reajuste propio de un proceso transicional, en el que el cambio en los perfiles epidemiológicos se estaría dando a lo interno de cada grupo de entidad.

Resultados

De la agrupación de causas y entidades federales realizadas se obtienen 660 tasas estandarizadas —por causas de muerte y su total— para cada sexo, correspondiente al desglose de 4 escenarios territoriales (3 grupos de entidades federales y el país como un todo) en 11 puntos del tiempo (44 niveles de mortalidad total posibles), para probar las hipótesis planteadas en el modelo polarizado-prolongando.

Superposición de etapas de la transición epidemiológica clásica en el perfil nacional

Se asume la relación lineal entre las causas específicas de muerte y el nivel total resultante de la combinación de todas las causas, para crear generalizaciones estadísticas que permitan dar cuenta de la contribución de cada causa a la variación total de la mortalidad nacional. Los resultados obtenidos para las tasas por sexo se presentan en el cuadro 2. Se muestran correlaciones bivariadas entre las tasas totales de mortalidad y cada grupo de causas de muerte. Este coeficiente precisa la relación entre el nivel de mortalidad de la causa específica y el nivel de mortalidad total para cada sexo.

Así mismo, en el cuadro 3 se resumen los parámetros de las regresiones simples. Con el coeficiente de la pendiente b_{esp} se muestra la variación en cada unidad de la tasa total ocurrida debido a cada causa específica, en el supuesto de que la suma de todas las otras causas permaneciera igual. Así bien, el signo negativo o positivo del coeficiente da cuenta del carácter contributivo (si es positivo) o reductor (si es negativo) de cada causa sobre el nivel total de mortalidad. La fuerza negativa o positiva que acompaña a un grupo específico de causas no hace descender el nivel total en sí misma, en tanto que el resto de las causas no actúen en los mismos niveles fijos expuestos. Es por esta razón que la suma de los coeficientes no es de números absolutos y lleva en cuenta la tendencia positiva o negativa de la pendiente.

Cuadro 2. Venezuela, coeficientes de correlación y parámetros de la regresión lineal simples de las tasas estandarizadas total con cada uno de los grupos de causas en los años de 2000 a 2010.

Causas de muerte	Correlaciones bivariadas			Parámetros de la regresión					
				Hombres			Mujeres		
	Hombres		Mujeres	Todas las causas					
	Todas las causas	Sin causas violentas		a	b	Error estándar de b pendiente	a	b	Error estándar de b pendiente
			Intercepto	Pendiente		Intercepto	Pendiente		
Infeciosas	0,250	0,634**	0,907**	0,123	0,024	0,015	-0,063	0,056	0,004
Anemias	0,509**	0,654**	0,899**	-0,078	0,018	0,005	-0,047	0,019	0,001
Materna	-	-	0,823**	-	-	-	-0,372	0,133	0,014
Cardiaca	0,488**	0,969**	0,950**	-0,111	0,257	0,071	-0,014	0,264	0,013
Cerebrovasculares	0,287	0,932**	0,949**	0,114	0,052	0,027	0,019	0,096	0,005
Respiratorias	-0,288	-0,716**	0,673**	0,462	-0,026	0,013	0,117	0,032	0,005
Intestinales	0,300*	-0,272	0,390**	0,058	0,042	0,020	0,062	0,026	0,009
Accidentes	0,651**	0,860**	0,863**	-2,989	0,586	0,105	-0,120	0,075	0,007
Violentas	0,199	-	0,114	-0,297	0,240	0,183	0,098	0,006	0,007
Cáncer	-0,587**	-0,741**	0,955**	1,706	-0,131	0,028	0,401	0,114	0,005
Diabetes	-0,440**	-0,387**	0,639**	0,708	-0,062	0,020	0,111	0,056	0,010
Anomalías genéticas	-0,247	-0,104	-0,018	0,032	-0,002	0,001	0,017	0,000	0,001
Otras	-0,198	0,292	0,474**	0,662	-0,066	0,051	-0,066	0,078	0,022
Desconocidas	0,569**	0,797**	0,818**	-0,390	0,069	0,015	-0,143	0,045	0,005

*La correlación es significativa al nivel 0,05 (bilateral).

**La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral). Ver las tasas brutas de mortalidad estandarizadas (TBM*) y esperanza de vida (en años) de la población de 5 y más años de edad por grupos de entidad federal y sexo en cuadro 4 en Anexos.

Fuente: Elaboración propia. Datos de mortalidad del MPPS, 2000 a 2010. Estimaciones oficiales de población 2000-2020 del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Cuadro 3. Variaciones encontradas (C_{esp}) en cada grupo de entidades respecto al modelo del perfil epidemiológico nacional por sexo, 2000-2010.

Causas de muerte	Hombres			Mujeres		
	Urbanas	Moderadas	Rurales	Urbanas	Moderadas	Rurales
Infecciosas			0,028*	0,014	-0,013*	0,016
Anemias			0,009*	0,008*	-0,006*	0,007*
Materna						0,111*
Cardiaca	-0,155*	0,114	0,145*		0,036	-0,101*
Cerebrovasculares	-0,054*	0,027	0,070*		0,015*	-0,037*
Respiratorias	0,015		-0,050*	-0,024*	0,018*	
Intestinales			-0,037	-0,023		0,057*
Accidentes	-0,232*	0,154	0,334*	-0,019		0,029
Violentas	0,413*	-0,240	-0,467*	0,041*	-0,035*	0,044*
Cáncer	0,040*		-0,097*			
Diabetes		0,038*	-0,053*	-0,050*	0,040*	-0,034
Anomalías genéticas						-0,003*
Otras		-0,056	0,064	0,077*		-0,105*
Desconocidas	-0,022*		0,054*		-0,016*	0,047*

* Coeficientes significativos al 0,01 para ambos sexos.

Fuente: Elaboración propia. Datos de mortalidad del MPPS, 2000 a 2010. Estimaciones oficiales de población 2000-2020 del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Todos los valores utilizados se refieren al promedio trianual de las tasas estandarizadas. Se incluyen en el cuadro solo los coeficientes significativos al 0,05 y 0,01 para ambos sexos.

Para las mujeres, todas las relaciones entre las causas específicas y el total son positivas; es decir, no hay ninguna causa cuyo efecto —manteniendo constante el resto de las causas— disminuya con el aumento del nivel de todas las causas combinadas. A modo general, entre estas se identifican tres grandes grupos de causas a partir de los resultados encontrados:

1. El primer grupo reúne las causas consideradas como crónico-degenerativas, conformado por las causas cardíacas, cerebrovasculares y cáncer, con una correlación mayor a 0,949 con todas las causas combinadas. Este grupo es el que más contribuye en los cambios del nivel de mortalidad, en 47,4 % en cada unidad de la mortalidad total.
2. El segundo grupo lo constituyen las causas infecciosas y parasitarias, anemias y deficiencias de la nutrición, causas maternas, accidentes y desconocidas. El 32,8 % del cambio en la tasa total es explicado por este grupo de causas, además, presenta una correlación alta con las causas totales; sin embargo, no tan altas como el primer grupo (0,823 a 0,907).
3. Por último, en el tercero se agrupan el resto de las causas cuya correlación sea menor a 0,823; este es responsable de 19,81 % de la variación sobre el nivel total de mortalidad: en este se encuentran las causas respiratorias, intestinales, violentas, diabetes, anomalías genéticas y otras causas.

Grosso modo, cerca de 50 % de la variación de la tasa total se debe a causas que apuntan a perfiles epidemiológicos caracterizados por enfermedades degenerativas, no trasmisibles (sistema circulatorio 36 % y cáncer 11,4 %), y el otro 50 % asociable a enfermedades transmisibles y externas. Ahora bien, de forma más precisa es importante señalar la importancia que tiene la mortalidad materna por sobre las otras causas de mayor ocurrencia en la contribución a la variación de la tasa total de mortalidad, 13,3 %, lo que es casi la mitad del total representado por el segundo grupo de causas.

El caso de los hombres resulta mucho más complejo de analizar dado el efecto de las causas violentas sobre la mortalidad total. En este sentido, se presentan las correlaciones bivariadas entre el total y cada causa considerando todas las causas (columna izquierda) y sin considerar las causas violentas (columna derecha). Al tomar todas las causas, los coeficientes de las correlaciones bivariadas son débiles, el mayor —por accidentes— apenas alcanza 0,651. Al quitar las causas violentas del total, aparecen correlaciones más altas que están asociadas al sistema circulatorio (cardíacas y

cerebrovasculares) y accidentes. Esto se debe a que las muertes por causas violentas se posicionan de forma diversa ante un mismo nivel de mortalidad; más adelante se explora en detalle esta contradicción. Por su parte, considerando los coeficientes de regresión, se identifica la contribución de tres grandes grupos de causas.

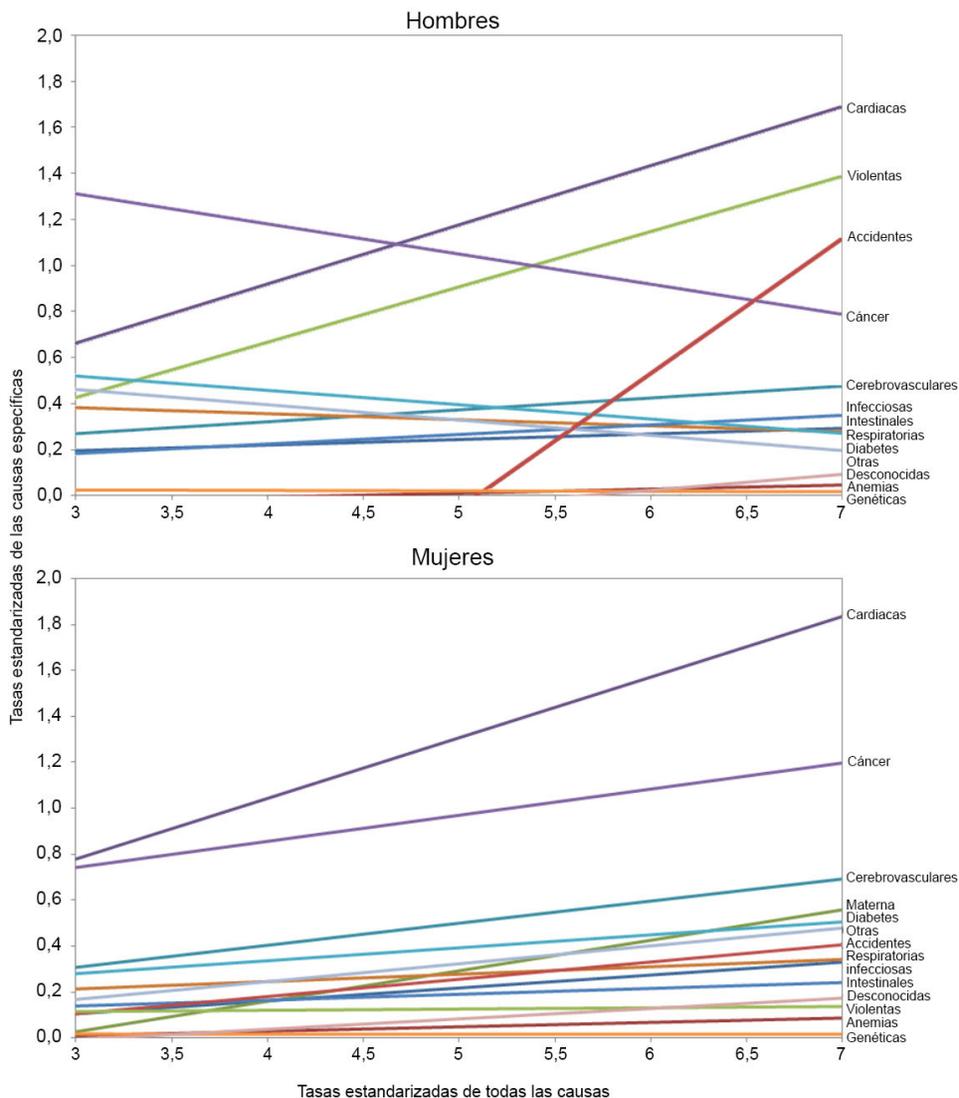
1. Se toman aquellas causas con mayor aporte en la variación del total, indudablemente que en el caso de los hombres son las causas externas. Estas explican 82,6 % de la variación positiva de cada unidad del total (accidentes 58,6 y violentas 24,0 %).
2. Las causas infecciosas y parasitarias, anemias, cardíacas, cerebrovasculares, intestinales y desconocidas son identificadas como el *segundo grupo*. Estas son responsables de 46,2 % del aumento por cada unidad de la tasa total.
3. Por último, el *tercer grupo* de causas lo componen las respiratorias, cáncer, diabetes, anomalías genéticas y otras causas que presentan una relación negativa en distintos grados que suma 28,5 % de la tasa total.

Basado en lo anterior, hay evidencia de que se cumple la primera hipótesis planteada en este trabajo. La existencia de una superposición de causas de muerte identificadas en diferentes etapas de la transición epidemiológica clásica al momento de analizar el perfil epidemiológico nacional, es decir, la incidencia simultánea de enfermedades infecciosas y parasitarias, maternas, anemias junto con causas crónico-degenerativas para ambos sexos y distintos niveles de mortalidad por todas las causas combinadas. Los coeficientes estimados de la regresión lineal obtenidos se resumen en la gráfica 2 con la intención de ilustrar la distribución de las causas de muerte en los diferentes niveles de mortalidad encontrados en Venezuela en el periodo 2000-2010. Evidentemente ninguna de las poblaciones analizadas cumple con esta distribución exacta de causas. Su exposición se utiliza para facilitar la comprensión de la contribución de las causas en los distintos niveles de mortalidad total por sexo.

La polarización y el sesgo urbano en la transición epidemiológica

Para determinar si existen variaciones en el modelo estimado de la estructura de causas de muertes asociado a la agrupación de las entidades se repite el modelo de regresión lineal realizado previamente entre cada causa de muerte específica y el total de las causas por sexo, incorporando una variable *dummy* para cada grupo de entidad.

Gráfica 2. Tasas específicas y totales estandarizadas para Venezuela en el periodo 2000-2010 (Ilustración del modelo de regresión lineal).



Fuente: Elaboración propia. Datos de mortalidad del MPPS, 2000 a 2010. Estimaciones oficiales de población 2000-2020 del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Se muestran en el cuadro 4 solo aquellos coeficientes de C_{esp} que obtuvieron niveles de significancia, estimada en 0,05 y 0,01 para cada grupo de entidades. Se obtienen 84 coeficientes de las regresiones lineales realizadas, de los cuales 63 % resulta con niveles de significancia aceptables; es decir, en 53 de los 84 coeficientes obtenidos el grupo de entidad de donde provienen los datos tiene un valor significativo para predecir la tasa específica por causa de muerte. De estos coeficientes con significancia, 45 % se concentra en el grupo de las entidades rurales.

Cuadro 4. Variaciones temporales en la contribución de causas específicas de muerte al nivel total de la mortalidad nacional y considerando el total de cada grupo de entidades (coeficientes de correlación parcial) por sexo durante el periodo 2000 a 2010.

Causas de muerte	Coeficientes de correlación			
	Hombres		Mujeres	
	Contribuciones al total	Contribuciones al total considerando los grupos de entidad	Contribuciones al total	Contribuciones al total considerando los grupos de entidad
Infecciosas	-0,786	-0,829	-0,156	-0,138
Anemias	-0,644	-0,664	-0,254	-0,244
Materna			0,612	-0,066
Cardiaca	-0,599	-0,945	-0,589	-0,444
Cerebrovasculares	-0,494	-0,745	-0,571	-0,559
Respiratorias	0,226	0,237	0,451	0,476
Intestinales	0,587	0,588	0,787	0,162
Accidentes	-0,013	0,366	0,693	0,036
Violentas	0,537	0,933	-0,021	0,406
Cáncer	-0,063	-0,549	0,007	0,432
Diabetes	0,369	0,515	0,515	0,700
Anomalías genéticas	0,016	-0,027	-0,779	-0,321
Otras	-0,870	-0,897	-0,835	-0,362
Desconocidas	-0,199	-0,140	0,510	-0,220

Fuente: Elaboración propia. Datos de mortalidad del MPPS, 2000 a 2010. Estimaciones oficiales de población 2000-2020 del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

La consideración espacial es más significativa en aquellas causas de muerte que tienen mayor peso dentro del total, estas son: causas violentas, accidentes, diabetes, cardíacas y cerebrovasculares. Las tasas de causas violentas son las únicas para las que —en todos los grupos de entidades y para ambos sexos— adquiere importancia el criterio territorial; en especial en el caso de los hombres en el que el coeficiente C_{esp} resulta particularmente alto en las entidades urbanas (por encima) y en las rurales (por debajo del promedio de las tasas por causas violentas para todas las poblaciones).

En el análisis de las causas de muertes de la población masculina, los coeficientes de C_{esp} indican el predominio de las causas pertenecientes a distintas etapas de la teoría clásica de la transición epidemiológica, entre

las entidades rurales y moderadas, con las urbanas. Con excepción de las causas principales, cuando una causa de muerte resulta significativa para un grupo de entidades no lo es para el otro. Así, la estructura de causas de los grupos de entidades urbanas se distancia del resto de las poblaciones del país. Las causas infecciosas y parasitarias, anemias y deficiencias de la nutrición, e intestinales, sólo son significativas en las entidades rurales. Esto converge con lo señalado por la segunda hipótesis planteada para este trabajo; si bien, el sesgo urbano pudiera diluir la superposición de perfiles.

Respecto a los patrones de causas de muerte en la población femenina, las tasas de causas infecciosas y parasitarias, anemias y deficiencias de la nutrición y diabetes son en las que mayor significancia tienen los grupos de entidades en la explicación de sus tasas. En este sentido, difieren del patrón observado en las causas de muertes de la población masculina. Es en las entidades moderadas en las que el aporte territorial contribuye a generar tendencias inversas en las tasas específicas a las entidades urbanas y rurales. El único caso en el que se evidencia la polarización entre el grupo de entidades federales es en las causas maternas. El mayor aporte en la explicación de las causas maternas, se encuentra en las entidades rurales, el cual no resulta significativo para el resto de las entidades. Para las mujeres no pareciera haber evidencia suficiente para comprobar la segunda hipótesis de polarización asociada a diferenciales urbano-rurales, puesto que la superposición de perfiles epidemiológicos no logra resolverse a partir del sesgo urbano.

Prolongación de la transición epidemiológica

Las tasas consideradas para este trabajo provienen de los años 2000 a 2010, periodo relativamente corto para atestiguar cambios significativos en la tendencia o estructura de las causas de muertes. A pesar de ello, pequeños cambios en la contribución de las causas específicas al nivel total pueden dar luces acerca de las tendencias incipientes en el predominio de una causa de muerte sobre las otras, *ergo*, de cambios en el perfil epidemiológico. Se estiman las variaciones que la estructura de las causas de muerte pueda tener en el tiempo a través de correlaciones parciales, pues estas representan los cambios en la contribución de cada causa al total de la mortalidad por sexo. En el cuadro 4 se presentan dos columnas por sexo, la primera muestra los cambios en la contribución de cada causa de muerte al total de la mortalidad; mientras en la segunda se distinguen las contribuciones cuando los grupos de entidades son considerados.

Los coeficientes de correlación muestran niveles significativos para las enfermedades infecciosas y parasitarias, anemias, cardíacas, cerebrovasculares y otras causas en el periodo considerado, y se obtienen aún más altos una vez que se considera a los grupos de entidades. Esto se aplica con mayor fuerza en el caso de los hombres. El signo negativo de los coeficientes para las causas no significa que estén efectivamente disminuyendo en el tiempo, sino que su contribución en el nivel total de las tasas ha disminuido. La correlación se hace aun mayor cuando se considera el grupo de entidades federales, lo que indica que hay una movilidad entre las causas de muerte a lo interno del grupo de entidades, rompiendo la posibilidad de que la polarización captada a partir del sesgo urbano sea prolongada. Esta movilidad no necesariamente viene por la disminución de las tasas de mortalidad de alguna causa específica en el tiempo, sino por el aumento del peso de las causas violentas en las entidades federales más urbanas, cuya mortalidad total resulta ser menor que en los otros grupos de entidades.

En el caso de las mujeres, el comportamiento es contrario, puesto que los coeficientes de correlación varían muy poco cuando se considera a los grupos de entidad; lo que desvanece la importancia de las correlaciones que se presentan entre las causas y la variable tiempo; de esta manera, ninguna causa presenta alguna variación significativa. En este sentido, aunque la polarización de las etapas no logra ser captada por el sesgo urbano, las evidencias parecieran apuntar a que la superposición de perfiles en las mujeres se encuentra prolongada en el tiempo.

Discusión

La mortalidad es uno de los fenómenos más estudiados por la demografía; su análisis permite dar cuenta de las condiciones de vida de una población; de las tres variables demográficas es la que mejor refleja las condiciones socioeconómicas de un territorio (Ervti y Segura, 2000). Las condiciones del contexto son determinantes en la ocurrencia de una defunción; pues como ya mencionaban Benach, Vergara y Muntaner (2008), incluso las conductas relacionadas con la salud o los mal llamados estilos de vida se enmarcan dentro de un contexto cultural, socioeconómico y político.

En este trabajo se construye un modelo lineal de cómo se estructuran las causas de muerte en Venezuela durante la primera década del siglo XXI, por medio del cual se resaltan las diferencias territoriales y temporales existente en el país. Se parte de la premisa de que la diversidad de escenarios

epidemiológicos encontrados depende de la capacidad del análisis de captar los factores que marcan las disparidades contextuales en la sociedad venezolana. En la segunda mitad del siglo XX, los diferenciales más significativos encontrados en el comportamiento de las variables demográficas para América Latina se atribuyen a tres tipos de desigualdades: 1) aquellas introducidas por la alta concentración de bienes y servicios en las ciudades principales, que ha dejado a las zonas rurales y ciudades pequeñas desprovistas; 2) a cómo los efectos de una urbanización acelerada y no planificada han resultado en la concentración de cinturones de pobreza y población marginal urbana, y 3) a la segregación de población de acuerdo con criterios de etnicidad (Schkolnik y Chackiel, 1997).

Las desigualdades existentes en la población venezolana resaltan en la medida en la que se considera el sesgo urbano como marco espacial de las disparidades. Si bien es cierto que las inequidades pueden responder a distintas categorías (género, raza, etnia, clase social, etc.), que no necesariamente cumplen un criterio de orden espacial, en el caso particular de Venezuela, las fracturas iniciales vienen dadas por la ruralidad (Colmenares, 2005). Esta característica permite trazar no sólo una guía de las desigualdades *per se*, sino también que estas sean geográficamente identificables.

Las hipótesis derivadas de las críticas a la transición epidemiológica clásica hecha por Frenk et al. (1991a) han sido evaluadas en este documento. En el proceso se dan evidencias de la ocurrencia simultánea de muertes por causas separadas por Omran como perteneciente a distintas etapas de la transición clásica. Este proceso, identificado como superposición de etapas, podría estar resumiendo la marcada diferencia entre estados de pobreza rural con estados mórbidos pretransicionales en oposición a poblaciones urbanas con patrones de morbilidad postransicionales. De hecho, si se evalúa la estructura de causas dentro de lo establecido por la transición epidemiológica clásica, los tres tipos de causas de muerte (infecciosas y parasitarias, crónico-degenerativas y externas) tienen en paralelo un peso importante en la mortalidad para ambos sexos en el país. Esta situación fue percibida por Vallin y Meslé (2004) en el análisis de causas de muerte de Dinamarca durante el siglo XX, en el que identifican tanto en el tiempo como en su conjunto que las causas predominantes en la estructura apuntaban hacia la tercera etapa sin haber disminuido la importancia de aquellas causas de muerte de la segunda (Vallin y Meslé, 2004).

Algunos autores latinoamericanos ya habían señalado la existencia de perfiles duales de salud como indicativos de los modos de desarrollo de los países de la región. Una acelerada urbanización y un alto contraste entre mucha riqueza en recursos naturales y extrema pobreza en la población se identifican como los elementos detrás de las principales desigualdades. Susana Curto (1993), por ejemplo, identifica en su análisis sobre las inequidades geográficas, un quiebre en los perfiles epidemiológicos a lo interno de los países dado por el sesgo urbano: Latinoamérica no está dominada por enfermedades infecciosas y parasitarias, la presencia de éstas se encuentra focalizada en las áreas rurales pobres, así como la alta incidencia de causas externas en las áreas urbanas marginales (Curto, 1993). Para Di Cesare, esta superposición de perfiles de morbimortalidad se da en una etapa extendida en el tiempo, y varía apenas en una mínima diferencia cuantitativa (Di Cesare, 2011).

Otros estudios han analizado esta misma situación a nivel subnacional, en el caso de Brasil, expuesto por Prata (1992), Sabino et al. (2007), apunta en este mismo sentido de superposición de perfiles epidemiológicos. Sus estudios señalan que la polarización es más fuerte en Brasil por la regionalización del país que por el propio sesgo urbano. La región norte y nordeste tiende a manifestar un perfil epidemiológico dominado más por las causas infecciosas y parasitarias mientras que las regiones sur, sureste por enfermedades crónico-degenerativas. De la misma forma es identificado para Nicaragua por Di Cesare (2007) al analizar los perfiles epidemiológicos a escala departamental.

En el caso de Venezuela, la persistencia e incluso el aumento de las desigualdades sociales en el sesgo urbano parecen explicar las diferencias encontradas en las estructuras de causas de muerte para los años considerados. La polarización epidemiológica podría obedecer a los procesos históricos que han conjugado el desarrollo en la mejora de la calidad de vida urbana. Esta polarización, como se demostró en el análisis de las variaciones al modelo de regresión estimado para la estructura de causas de muertes por cada grupo de entidades federales (C_{esp}) se capta con mayor claridad en el caso de los hombres, cuyo comportamiento de la estructura de causas difiere considerablemente entre el grupo de entidades. En el caso de las mujeres, la polarización en las causas de muertes identificadas en distintas etapas no logra ser captada por el sesgo urbano, salvo la excepción de las muertes por causas maternas. Esto pudiera obedecer a que, para las mujeres,

las condiciones que se relacionan con el estrato social pueden tener mayor peso que la diferenciación geográfica en algunas causas de muerte específicas (Risque et al. 2010), lo que sería aconsejable seguir investigando.

Ambos procesos de superposición y polarización se mantienen prolongados en el tiempo de estudio; es decir, existe poca movilidad en la incidencia de las causas de muerte dentro del total de la mortalidad, lo que da pie a apuntar al estancamiento del perfil epidemiológico general. Esta condición, bien es cierto, podría estar influida por el corto periodo analizado en este trabajo, solo 11 años. Idealmente, el análisis de periodos más largos permitiría corroborar o negar esta condición de estancamiento. Desafortunadamente, la falta de estadísticas de causas de muerte a niveles geográficos desagregados en Venezuela dificulta esta tarea. La fuente de datos usada para este trabajo, los anuarios del ministerio del Poder Popular para la Salud, dejaron de ser publicados en 2012. Las estadísticas de defunciones disponibles son solo aquellas agregadas a nivel nacional, y hasta la fecha de elaboración de esta investigación incluye las defunciones ocurridas en el país hasta 2016.

Otra limitación encontrada en los datos tiene que ver con los niveles ideales de agregación para llevar a cabo este análisis. Dado que la información de lugar de residencia del difunto no incluye la distinción urbano o rural, la intención inicial de esta investigación era la agrupación de divisiones político-administrativas menores a las entidades federales, con las que fuese posible construir grupos enteramente urbanos y rurales de territorios, por tanto, aún más homogéneos en términos de urbanización y de su estructura de población. Sin embargo, al intentar agrupar las divisiones administrativas menores fue notable el impacto que la localización de los centros de atención en salud tiene sobre el registro de las defunciones. Las divisiones administrativas menores, con una alta concentración de centros de atención de salud públicos y privados, manifiestan tasas más altas de mortalidad que otras unidades territoriales con condiciones precarias de atención, aun cuando se considera el lugar de residencia habitual del difunto como referencia geográfica. Esto se debe a problemas en la declaración del lugar de residencia real de los occisos al momento de realizar el certificado médico. Asimismo, la propia naturaleza de la fuente de información utilizada, los anuarios del Ministerio del Poder Popular para la Salud, introduce sesgos en el nivel de completitud encontrado en términos geográfico. El grupo de entidades más rurales es evaluado como aquel con menor completitud en sus reportes y, por tanto,

el que requirió un ajuste mayor de sus tasas. Este grupo de entidades es también el que menor presencia del sistema público de salud tiene en sus territorios. Mientras las entidades más urbanas y moderadas cuentan con 2,1 y 1,8 médicos por 100.000 habitantes respectivamente, las más rurales llegan a 1,4; la misma distinción ocurre con la presencia de centros hospitalarios (MPPS, 2004).

Ahora bien, los resultados obtenidos en este documento parecieran corresponderse con el análisis de la estructura de causas de muertes realizado por Preston (1976), en los que se utilizó como unidad de análisis a distintos países alrededor del mundo, desde finales del siglo XIX hasta 1972. Preston logra identificar 165 escenarios posibles en los que enmarca distintos niveles de mortalidad. El autor concluye que, ante distintos niveles de mortalidad, la importancia que cobran las causas de muerte específicas en la contribución del comportamiento total varía. Así, las muertes asociadas a enfermedades respiratorias, infecciosas y parasitarias contribuyen cada vez menos al nivel total presentado por todas las causas combinadas, y esa disminución en la contribución es aún más pronunciada en cuanto más bajo sea el nivel de mortalidad por todas las causas que tenga la población. La disminución de la importancia de este tipo de causas, contrario a lo que apunta la literatura, no ocurre como un cambio drástico luego de la segunda guerra mundial, sino de forma continua en el tiempo. Adicionalmente, menciona que el paso del predominio de las enfermedades infecciosas a las degenerativas ocurre en la medida en que se va reduciendo el nivel de todas las causas combinadas, lo que deja claro que el tipo de causas degenerativas predominante en la estructura va a variar según el sexo. Las diferencias entre las estructuras de causas de muerte femeninas y masculinas están relacionadas a cómo las diferencias en los niveles de urbanización introducen cambios en las proporciones presentes de cáncer y enfermedades cardiovasculares, dos de los tipos más frecuentes de causas degenerativas (Preston, 1976).

En el mismo sentido en que apuntan los resultados obtenidos por Preston (1976), la estructura de causas de muerte para la primera década del siglo XX en Venezuela está dominada por las enfermedades del sistema circulatorio. En el caso de las mujeres, estas compiten con las muertes asociadas al cáncer y a la diabetes. La tendencia se intensifica en las entidades más urbanas, las cuales presentan los niveles más bajos de mortalidad por todas las causas. Mientras tanto, en las entidades más rurales, aún queda un importante número de muertes atribuibles a enfermedades transmisibles y causas exógenas, del tipo infecciosas y parasitarias, maternas y deficiencias

de la nutrición, cuya contribución está a la par de las causas de muerte vinculadas al sistema circulatorio. En el caso de los hombres, el predominio de causas de muerte relacionadas al sistema circulatorio compite con las tasas por muertes de causas externas, particularmente aquellas relacionadas con eventos violentos, concentradas en las entidades más urbanas. Por el contrario, en el escenario de las entidades más rurales, pareciera estar aún el proceso de ascenso de las causas del sistema circulatorio ante las causas infecciosas, anemias e intestinales.

Posterior al periodo analizado en este trabajo, Venezuela entra en un periodo de profunda crisis socioeconómica que ha representado el aumento de los niveles aquí estudiados de mortalidad. La escasez de comida, medicinas, vacunas y el deterioro del sistema de salud ha llevado al aumento de muertes por causas crónicas degenerativas; así como a la reaparición de enfermedades infecciosas anteriormente erradicadas, como la difteria, y al aumento de epidemias antes controladas como el sarampión y la malaria (García, Correa y Rousset, 2019), además de la fuerte crisis causada por la pandemia de COVID-19 en 2020 y 2021. Paralelamente, el aumento de la violencia ha ubicado al país entre los más peligrosos del mundo, con altas tasas de homicidios que revierten las ganancias previas en la esperanza de vida masculina (García y Aburto, 2019). Todos estos elementos apuntan a la continuación de muchos de los resultados obtenidos en este trabajo; un perfil epidemiológico caracterizado por una superposición de etapas, entendidas desde la transición clásica, la polarización de perfiles de las subpoblaciones urbano-rurales y el estancamiento del progreso en la disminución de la mortalidad, especialmente aquellas atribuibles a causas infecciosas y parasitarias.

Conclusiones

Las primeras consideraciones acerca de los determinantes en el descenso de la mortalidad en el mundo se centraron en lo ocurrido en los países europeos. Es por ello que en la literatura especializada el descenso de la mortalidad ha sido fuertemente relacionado con el crecimiento económico. Cuando los análisis se enfocaron en los países de ingresos bajos y medios, las comprobaciones empíricas posibles, dada la disponibilidad de datos, desestimaron el peso del desarrollo económico y, por el contrario, reconocieron la importancia del papel jugado por la incorporación de tecnologías médicas y medidas de salud pública. Estos hallazgos han sido interrelacionados en la

construcción de marcos teóricos para el análisis general de la mortalidad en el mundo, de los que surgen modelos con pretensiones sintetizadoras de los cambios, y uno de los más replicados es el de la transición epidemiológica.

Con base en las críticas y revisiones hechas por una larga lista de autores a la teoría de la transición epidemiológica, se proponen marcos más abiertos y de carácter interdisciplinario para la comprensión de los cambios en los patrones de morbilidad y de las causas de muertes en las poblaciones. Entre estos surge la transición de la salud (Caldwell, 1993; Caselli, Meslé y Vallin, 2002), la transición del riesgo (Smith, 1991) y la transición de la atención sanitaria (Frenk et al., 1991a); con estos términos se quiere apuntar al reconocimiento de dinámicas sociales mucho más complejas y desiguales que determinan que los cambios de las características epidemiológicas no son ni lineales, ni unidireccionales, y más importante aún, no son universales. Esto en razón de que los diferentes contextos en torno a las subpoblaciones llevan a estas a beneficiarse diferencialmente del progreso.

Los marcos analíticos usados como modelos explicativos para el descenso de la mortalidad en el mundo, antes presentados, no difieren en los contenidos; de hecho, desde la transición epidemiológica a la transición de atención sanitaria se hace referencia a los cambios en la distribución de las muertes y las enfermedades en una población, en las estructuras etarias, y a la relación de ambos con el descenso de la mortalidad. La diferencia está en liberar las interpretaciones del carácter de inevitabilidad de la ocurrencia lineal de una única transición epidemiológica, de la cual está cargada la teoría clásica.

Los acomodos al contexto latinoamericano de la teoría clásica son posibles en la medida en que el concepto fue adquiriendo, por una parte, un carácter interdisciplinario y, por otro, se alejó de las connotaciones evolucionistas. Solo así es posible una comprensión más holística de la heterogeneidad en los perfiles epidemiológicos observados en América Latina, tanto intra como interpaíses. En este sentido, es necesario plantear modelos explicativos más exhaustivos, que lleven a incorporar elementos culturales y comportamentales propios de la población latinoamericana como determinantes de los cambios en los patrones de mortalidad, sin limitarse al reacomodo de los modelos clásicos sintetizadores de realidades ajenas a la región. La deuda pendiente es quizás la construcción de marcos interpretativos para la epidemia de la violencia, y de los diferenciales encontrados en términos de raza, etnia y género, más allá del marco de la transición epidemiológica.

Bibliografía

- Avilán, J. (1998). Situación de salud en Venezuela según las estadísticas de mortalidad 1940-1995. *Gaceta Médica de Caracas*, 106(2), 169-196. http://saber.ucv.ve/ojs/index.php/rev_gmc/article/view/21571
- Bajraj, F. y Chackiel, J. (1995). La población en América Latina y el Caribe: Tendencias y percepciones. *Notas de Población*, 62, 11-54 (1c/dem/g.164), Santiago de Chile. <http://hdl.handle.net/11362/38588>
- Barret, R., Kuzana, C., Dade, T. y Armelagos, G. (1998). Emerging and Re-emerging Infectious Diseases: The Third Epidemiologic Transition. *Annual Reviews of Anthropology*, vol. 27, 247-271 (octubre). <https://doi.org/10.1146/annurev.anthro.27.1.247>
- Benach, J., Vergara, M. y Muntaner, C. (2008). Desigualdad en salud: La mayor epidemia del siglo XXI. *Papeles de Relaciones Ecosociales y Cambio Global*, 103, 29-40. https://www.fuhem.es/papeles_articulo/desigualdad-en-salud-la-mayor-epidemia-del-siglo-xxi/
- Bennett, N. G. y Horiuchi, S. (1981). Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population. *Population Index*, 47(2), 207-221. <https://doi.org/10.2307/2736447>
- Bennett, N. G. y Horiuchi, S. (1984). Mortality Estimation from Registered Deaths in Less Developed Countries. *Demography*, 21(2), 217-233. <https://doi.org/10.2307/2061041>
- Bernabeu Mestre, J. y Robles, E. (2000). Demografía y problemas de salud. Unas reflexiones críticas sobre los conceptos de transición demográfica y sanitaria. *Política y Sociedad*, 35, 45. <https://revistas.ucm.es/index.php/POSO/article/view/POSO0000330045A>
- Bidegain, G. (1989). *Desigualdad social y esperanza de vida en Venezuela*. Working Paper, núm. 34, Caracas: IIES-UCAB. <https://catalogosiidca.csuca.org/Record/UCR.000586270>
- Bidegain, G. (1991). *La mortalidad en Venezuela: Conocimiento actual*. Caracas: Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales-Universidad Católica Andrés Bello. Documento de trabajo, pp. 124-149.
- Caldwell, J. C. (1993) [1982]. Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health in the Third World. *Social Science & Medicine*, 36(2), 125-135. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(93\)90204-h](https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90204-h)
- Caselli, G., Meslé, F. y Vallin, J. (2002). Epidemiologic Transition Theory Exceptions. *Genus*, 58(1), 9-51. https://www.demogr.mpg.de/Papers/workshops/020619_paper40.pdf
- Celade. (2007). Observatorio Demográfico de América Latina y el Caribe 2007: Mortalidad. *Observatorio Demográfico de América Latina*, 4 (LC/G.2350-P). <http://hdl.handle.net/11362/7121>

- Celade. (2009). Urbanización en perspectiva. *Observatorio Demográfico*, año IV, núm. 8 (octubre) (LC/G.2422-P). <http://hdl.handle.net/11362/7124>
- Celade. (2012). *Principales cambios en las boletas de los censos latinoamericanos de las décadas de 1990, 2000 y 2010*. Serie Manuales, núm. 80 (LC/L.3734). Santiago de Chile: CEPAL. <http://hdl.handle.net/11362/5523>
- Chackiel, J. (2004). *La dinámica demográfica en América Latina*. Serie de Población y Desarrollo núm. 52 (LC/L.2127-P), Santiago de Chile: Celade. <http://hdl.handle.net/11362/7190>
- Chackiel, J., Macció, G. (1978). *Evaluación y corrección de datos demográficos*. Celade, serie B, núm 39, Santiago de Chile. <http://hdl.handle.net/11362/8614>
- Colmenares, M. M. (2005). Exclusión social y diversidad racial y étnica en Venezuela. En Anitza Freitez et al. (eds.), *Cambio demográfico y desigualdad social en Venezuela al inicio del tercer milenio*, Caracas, AVEPO, pp. 215-250.
- Curto de Casas, S. I. (1993) [1982]. Geographical Inequalities in Mortality in Latin America. *Social Science & Medicine*, 36(10), 1349-1355. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(93\)90227-u](https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90227-u)
- Delgado, M. (2011). Población urbana en Venezuela: Una mirada al pasado y una visión prospectiva del presente y el futuro. En Anitza Freitez et al. (eds.), V Encuentro Nacional de Demógrafos y Estudiosos de la Población Venezolana: *Después de 200 años presente y futuro de la población venezolana*. Caracas, pp. 221-248.
- Di Brienza, M., Freitez, A. y León, A. (2003). ¿El censo 2001, revela avances en la calidad de la información? *Revista Temas de Coyuntura*, (47), 7-39 <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/temasdecoyuntura/article/view/1669>
- Di Brienza, M., Freitez, A. y Romero, D. (2010). La mortalidad juvenil por causas violentas en Brasil y Venezuela 1997-2007. Trabajo presentado en el IV Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en La Habana, Cuba, del 16 al 19 de noviembre de 2010.
- Di Cesare, M. (2007). Interacciones entre transición demográfica y epidemiológica en Nicaragua: Implicancias para las políticas públicas de salud. *Notas de Población*, núm. 89 (LC/L.2822-P), 147-186. <http://hdl.handle.net/11362/7220>
- Di Cesare, M. (2011). *El perfil epidemiológico de América Latina y el Caribe: Desafíos, límites y acciones*. Colección Documento de Proyectos (LC/W.395). Santiago de Chile: Celade- CEPAL. <http://hdl.handle.net/11362/3852>

- Erviti Díaz, B. y Segura, T. (2000). *Estudios de población, texto básico*. La Habana: Universidad de La Habana. https://files.sld.cu/prevemi/files/2017/08/estudios_poblacion.pdf
- Frederiksen, H. (1966). Determinants and Consequences of Mortality and Fertility Trends. *Public Health Reports* (1896-1970), 81(8), 715-727. <https://doi.org/10.2307/4592815>
- Freitez, A. (2003). Situación demográfica en Venezuela al inicio del tercer milenio. *Revista Temas de Coyuntura*, (47), 45-97. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/temasdecoyuntura/article/view/1670/1447>
- Frenk, J., Frejka, T., Bobadilla, J., Stern, C., Lozano, R. y Sepúlveda, J. (1991a). La transición epidemiológica en América Latina. *Bulletin of the Pan American Health Organization*, 111(6), 485-496. <https://iris.paho.org/handle/10665.2/16560>
- Frenk, J., Bobadilla, J. L., Stern, C., Frejka, T. y Lozano, R. (1991b). Elements for a Theory of the Health Transition. *Health Transition Review: The Cultural, Social, and Behavioural Determinants of Health*, 1(1), 21-38. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10148802/>
- Frenk, J., Lozano Ascencio, R. y Bobadilla, J. (1994). La transición epidemiológica en América Latina. *Notas de Población*, (60), 79-101. <http://hdl.handle.net/11362/12808>
- Gaylin, D. S. y Kates, J. (1997) [1982]. Refocusing the Lens: Epidemiologic Transition Theory, Mortality Differentials, and the AIDS Pandemic. *Social Science & Medicine*, 44(5), 609-621. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(96\)00212-2](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(96)00212-2)
- García, J. y Tovar, L. (2011). Mapa y brechas: inequidades en el nivel de vida de Venezuela, 1977- 2009. *Revista Venezolana de Economía y Ciencias Sociales*, 17(2-3), 161-178. <http://saber.ucv.ve/bitstream/10872/18038/1/CAMBIOS%20EN%20LA%20FORMACION%20DE%20LOS%20HOGARES%20VENEZOLANOS.pdf>
- García, J., Correa, G. y Rousset, B. (2019). Trends in Infant Mortality in Venezuela between 1985 and 2016: A Systematic Analysis of Demographic Data. *The Lancet Global Health*, 7(3), e331-e336. [http://doi.org/10.1016/s2214-109x\(18\)30479-0](http://doi.org/10.1016/s2214-109x(18)30479-0)
- García, J. y Aburto, J. (2019). The Impact of Violence on Venezuelan Life Expectancy and Lifespan Inequality. *International Journal of Epidemiology*, 48(5), 1593-1601. <https://doi.org/10.1093/ije/dyzo72>
- Gruson, A. (2014). Un mapa de posiciones neosociales: Estratos sociales y ámbitos urbano-regionales en Venezuela. *Revista Temas de Coyuntura*, (58), 7-32. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/temasdecoyuntura/article/view/1658>

- Gruson, A. (2021). Los ámbitos urbano-regionales de Venezuela: Estructura espacial de oportunidades. *Revista Temas de Coyuntura*, (72-73), 7-24. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/temasdecoyuntura/article/view/4787>
- Horiuchi, H. (1997). *Epidemiological Transitions in Human History*. Ponencia presentada en Symposium on Health and Mortality: Issues of Global Concern, del 19 al 22 de noviembre 1997, Bruselas, https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/files/documents/2020/Jan/un_1999_health_and_mortality_issues_of_global_concern.pdf
- Instituto Nacional de Estadísticas de Venezuela-INE. Estimaciones de población [archivo de trabajo].
- Lebrun, C. (2004). *Enfermedades emergentes y reemergentes en Venezuela: Una perspectiva epidemiológica y su impacto demográfico*. Ponencia presentada en II Encuentro de Demógrafos y Estudiosos de la Población Venezolana, del 24 al 16 de noviembre. Caracas: AVEPO, UCAB. http://www.redeconomia.org.ve/redeconomia/admin_redeconomia/uploads/temas%20de%20investigacion/20081242249560a1363642.pdf
- Mackenbach, J. (2022). Omran's 'Epidemiologic Transition' 50 Years on. *International Journal of Epidemiology*, 51(4), 1054-1057. <https://doi.org/10.1093/ije/dyac020>
- Marinho, F., Solís, P., Gawryszewski, V. y Gerger, J. (2013). Epidemiological Transition in the Americas: Changes and Inequalities. *The Lancet*, (381) Special Issue, S89. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61343-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61343-4)
- Ministerio del Poder Popular para la Salud. Anuario de Mortalidad. Caracas. 2000-2010.
- Ministerio del Poder Popular para la Salud. Bases de Datos de Mortalidad 2000-2010.
- Ministerio del Poder Popular para la Salud (2004). *Consolidado del Registro de Establecimientos Hospitalarios Adscritos al Ministerio de Salud y Desarrollo Social a Nivel Nacional*.
- Olshansky, S. J. y Ault, A. B. (1986). The Fourth Stage of the Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases. *The Milbank Quarterly*, 64(3), 355-391. <https://doi.org/10.2307/3350025>
- Omran, A. R. (1971). The Epidemiologic Transition. A Theory of the Epidemiology of Population Change. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 49(4), 509-538.
- Omran, A. (1983). The Epidemiologic Transition Theory. A Preliminary Update. *Journal of Tropical Pediatrics*, 29(6), 305-316. <https://doi.org/10.1093/tropej/29.6.305>

- Omran, A. R. (1998). The Epidemiologic Transition Theory Revisited Thirty Years Later. *World Health Statistics Quarterly*, 53(2-4), 99-119. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/330604>
- Omran, A. R. (2005) [1971]. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. *The Milbank Quarterly*, 83(4), 731-757. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x>
- Orta, R. (2013). ¿Transición demográfica o cambio demográfico y transición epidemiológica o cambio epidemiológico en Venezuela? *Cuadernos de la Escuela de Salud Pública*, 1(85), 29-36. http://saber.ucv.ve/ojs/index.php/rev_edsp/article/viewfile/4276/4093
- Páez S., G. (2019). Transición epidemiológica en Venezuela: Evolución y principales causas de muerte, 1950-2017. *Rev Geogr Ven*, 60(1), 12-27. <https://www.redalyc.org/journal/3477/347766121002/>
- Palloni, A. (1981). Mortality in Latin America: Emerging Patterns. *Population and Development Review*, 7(4), 623-649. <https://doi.org/10.2307/1972801>
- Palloni, A. y Pinto-Aguirre, G. (2011). Adult Mortality in Latin America and The Caribbean. En R. Rogers y E. Crimms (eds.), *International Handbook of Adult Mortality*, pp. 1-6. <https://doi.org/10.1007/978-90-481-9996-9>
- Palloni, A., Pinto, G. y Beltrán-Sánchez, H. (2014). *Latin American Mortality Database (Lambda)*. [machine-readable database]. Madison: University of Wisconsin. <https://www.ssc.wisc.edu/cdha/latinmortality/>
- Prata, P. (1992). A Transição Epidemiológica No Brasil. *Cadernos De Saúde Pública*, 8(2), 168-175. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X1992000200008>
- Preston, S. (1976). *Mortality Patterns in National Populations: With Special Reference to Recorded Causes of Death*. Nueva York: Academic Press. <https://archive.org/details/mortalitypattern0000press/page/n1/mode/2up>
- Risquez, A., Echezuria, L. y Rodríguez-Morales, A. J. (2010). Epidemiological Transition in Venezuela: Relationships between Infectious Diarrheas, Ischemic Heart Diseases and Motor Vehicles Accidents Mortalities and the Human Development Index (HDI) in Venezuela, 2005-2007. *Journal of Infection and Public Health*, 3(3), 95-97. <https://doi.org/10.1016/j.jiph.2010.05.002>
- Risquez, A., Rodríguez, A., Castro, M., Beber, K., Jiménez, F. y Correia, K. (2011). Comportamiento de las causas de mortalidad general en Venezuela entre los trienios 1996-98 y 2006-2008. Ponencia presentada en V Encuentro Nacional de Demógrafos y Estudiosos de la Población Venezolana: Después de 200 años presente y futuro de la población venezolana. Caracas.
- Robles, E., Bernabeu, J. y Benavides, F. (1996). La transición sanitaria: una revisión conceptual. *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XIV(1), 117-144. <http://hdl.handle.net/10045/20273>

- Rogers, R. y Hackenberg, R. (1987). Extending Epidemiologic Transition Theory: A New Stage. *Social Biology*, 34(3-4), 234-243. <http://doi.org/10.1080/19485565.1987.9988678>
- Romero M., D. E. (2014). Parte I. La transición de la mortalidad y la evolución socioeconómica de Venezuela. El deterioro en la década de los ochenta. *Revista Temas de Coyuntura*, (29), 37-52. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/temasdecoyuntura/article/view/2050>
- Sabino, W., Regidor, E. y Otero, A. (2007). Evolución desigual de las causas de muerte en las regiones de Brasil. *Gaceta Sanitaria*, 21(6) (noviembre-diciembre), 480-484. <http://doi.org/10.1157/13112242>
- Schkolnik, S. y Chackiel, J. (1997). América Latina: La transición demográfica en sectores rezagados. *Notas de Población*, (67-68), 7-53 (LC/DEM/G.186, LC/G.2048-P). <http://hdl.handle.net/11362/12673>
- Shryock, E. y Siegel, J. (1980). *The Methods and Materials of Demography*. 4a edición. Washington, DC: Bureau of The Census. http://www.ru.ac.bd/wp-content/uploads/sites/25/2019/03/402_9_Shryock_Methods-and-Meterials.pdf
- Smith, K. R. (1991). Managing the Risk Transition. *Toxicology and Industrial Health*, 7(5-6), 319-327. <https://doi.org/10.1177/074823379100700535>
- Sudharsanan, N., Aburto, J., Riffe, T. y Van Raalte, A. (2022). Commentary: Large Variation in the Epidemiological Transition across Countries: Is it Still Valuable as a Mortality Theory? *International Journal of Epidemiology*, 51(4), 1057-1061. <https://doi.org/10.1093/ije/dyab107>
- Trowell, H. y Burkitt, D. (1981). *Western Diseases, their Emergence and Prevention*. Edward Arnold Publisher, Ltd. <https://vdoc.pub/documents/western-diseases-their-dietary-prevention-and-reversibility-2ut4fu13dd20>
- UNFPA. (2006). *Población, desigualdad y políticas públicas: un diálogo político estratégico*. Fondo de Población de Naciones Unidas: Análisis de situación de Venezuela, año 2006. Caracas. https://www.unfpa.org/sites/default/files/admin-resource/Venezuela-Poblacion-desigualdad-y-politicas-publicas_0.pdf
- Vallin, J. y Meslé, F. (2004). Convergences and Divergences in Mortality. A New Approach to Health Transition. *Demographic Research*. Special Collection 2, Article 2, pp. 11-44. <http://www.demographic-research.org/special/2/2/>
- Waiselfisz, J. J. (2008). *Mapa da violência: Os jovens da América Latina*. RITLA, Instituto Sangari, Ministério da Justiça. http://www.ritla.org.br/index.php?option=com_contentytask=viewylang=ptyid=4759

Anexos

Cuadro 1. Esperanza de vida al nacer y a los 60 años para los años intercensales 1955-2005, según sexo

Años	Esperanza de vida al nacer		Esperanza de vida a los 60 años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1955	55.6	58.6	14.1	15.7
1966	60.8	64.6	14.7	16.4
1976	62.1	67.8	14.5	17.0
1985	65.0	70.6	15.4	17.8
1995	66.8	72.7	16.6	19.0
2005	67.6	74.9	17.5	20.2

Fuente: Palloni, A., Pinto, G. y Beltrán-Sánchez, H. (2014). *Latin American Mortality Database (Lambda)*. [Machine-readable database], Madison: University of Wisconsin.

Cuadro 2. Venezuela y grupo de entidades. Índices de evaluación de calidad de la información. Registro de Defunciones del MPPS, años 2000-2010.

Grupo de entidades	Myers		Whipple		% de edad desconocida		% causas de muerte no declarada		% de completitud*
	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	
Hombres									
Urbanas	-0,7	1,1	102,3	107,4	0,02	0,1	0,3	0,5	97,8
Moderadas	-0,8	1,4	99,1	104,5	0,05	0,1	0,2	0,6	87,4
Rurales	-1,1	1,9	102,4	112,4	0,06	0,3	0,9	0,2	71,9
Venezuela	-0,6	1,3	101,0	105,8	0,04	0,2	0,4	0,6	90,4
Mujeres									
Urbanas	-0,5	0,8	98,8	104,3	0,01	0,05	0,3	0,1	99,1
Moderadas	-0,6	0,9	98,6	105,9	0,03	0,07	0,3	0,1	81,2
Rurales	-1,3	1,6	92,7	110,8	0,03	0,09	0,1	0,2	69,5
Venezuela	-0,7	1,3	99,6	104,9	0,01	0,07	0,1	0,2	85,1
Límites aceptables	-5	5	100,0	110,0					

Nota: El índice de Myers se usa para determinar la preferencia que pueda existir por cualquier dígito en la declaración de la edad, se estima mediante la diferencia de una distribución hipotética y real de la población entre 10 y 79 años de edad. Mientras menor sea el índice más débil sería la atracción; por tanto, los datos tendrán mejor calidad; la atracción positiva o negativa por debajo de 5 es considerada como alta calidad de los datos. El índice de Whipple precisa la preferencia en la declaración por los dígitos 0 y 5; para calcularlo se suma la población de 23 a 62 años. El índice de Whipple contempla una escala de preferencia en la que clasifica los cocientes obtenidos: de 100 a 105 como datos muy precisos, de 105 a 110 relativamente precisos y más de 110 va de datos aproximados, imprecisos a incorrectos (Chackiel y Macció, 1978).

*La completitud se estima por medio del método de generaciones sintéticas extintas en la variante de Bennet y Horiuchi (1984) utilizando la población censal ajustada para los años 2001 y 2011.

Fuente: Elaboración propia a partir de cifras publicadas por el Ministerio del Poder Popular para la Salud, 2000-2010.

Cuadro 3. Tasas estandarizadas de mortalidad de 5 y más años de edad y esperanza de vida a los 5 años de edad observadas y ajustadas por completitud en Venezuela.

Años	Hombres					Mujeres				
	Observadas		Ajustadas		e5 estimada por Naciones Unidas*	Observadas		Ajustadas		e5 estimada por Naciones Unidas*
	Tasas de >5	e5	Tasas de >5	e5		Tasas de >5	e5	Tasas de >5	e5	
2000	5,4	67,4	6,0	66,3		3,6	74,0	4,1	72,9	
2001	5,3	68,1	5,8	67,0		3,6	74,4	4,1	73,2	
2002	5,7	67,2	6,3	66,1	66,8	3,7	73,9	4,3	72,8	72,4
2003	5,5	67,9	6,0	66,9		3,6	74,7	4,1	73,6	
2004	5,5	68,3	6,0	67,2		3,5	74,9	4,1	73,9	
2005	5,7	68,1	6,2	67,0		3,6	75,2	4,1	74,2	
2006	5,9	67,7	6,5	66,5		3,6	75,4	4,1	74,4	
2007	6,2	67,3	6,8	66,2	67,6	3,7	75,3	4,3	74,2	73,2
2008	6,1	67,8	6,7	66,7		3,7	75,6	4,2	74,5	
2009	6,0	68,1	6,6	67,0		3,8	75,3	4,4	74,2	
2010	6,1	68,1	6,7	67,0		3,9	75,3	4,5	74,2	

*Estimaciones de la esperanza de vida a los 5 años tomadas de las tablas de vida publicadas en el marco del World Population Prospect versión 2012, publicado por la División de Estadísticas de Naciones Unidas.

Fuente: Estimaciones propias de las tasas estandarizadas de mortalidad a los 5 y más años y esperanza de vida a los 5 años de edad. Los datos de defunciones vienen del Ministerio del Poder Popular para la Salud, mientras que la población viene de las estimaciones de población del Instituto Nacional de Estadísticas, ambas de Venezuela. Se ajustan las tasas corrigiendo la completitud estimada por medio del método de generaciones sintéticas extintas en la variante de Bennet y Horiuchi (1984).

Cuadro 4. Tasas brutas de mortalidad estandarizadas (TBM*) y esperanza de vida (en años) de la población de 5 y más años de edad por grupos de entidad federal y sexo.

Años	Hombres						Mujeres					
	Urbanas		Moderadas		Rurales		Urbanas		Moderadas		Rurales	
	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5
2000	6,1	66,0	5,4	67,2	5,2	67,7	4,0	73,5	3,8	73,0	3,7	72,1
2001	6,1	66,1	5,7	66,8	5,5	67,0	4,1	73,4	4,0	72,6	3,7	72,4
2002	5,6	66,7	5,4	67,7	5,3	67,7	4,2	73,5	3,9	73,3	3,8	71,8
2003	6,5	65,9	5,9	66,6	5,8	66,3	4,3	73,6	4,2	72,4	4,2	70,5
2004	6,1	66,9	5,8	67,1	5,7	66,9	4,1	74,4	4,1	73,0	3,9	71,8
2005	6,0	67,5	5,9	67,2	5,6	67,2	4,0	74,8	4,1	73,2	3,9	71,9
2006	6,2	67,3	6,0	67,0	6,0	66,5	4,1	75,0	4,0	73,6	3,7	72,8
2007	6,7	66,5	6,2	67,0	6,5	65,3	4,2	75,1	4,0	73,9	3,6	73,5

(continúa)

Cuadro 4 (continuación)

Años	Hombres						Mujeres					
	Urbanas		Moderadas		Rurales		Urbanas		Moderadas		Rurales	
	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5	TBM*	e5
2008	7,0	66,0	6,4	66,8	6,6	65,5	4,4	74,8	4,1	73,8	3,5	74,1
2009	7,0	66,5	6,2	67,3	6,5	65,9	4,3	75,4	4,1	74,0	3,9	72,9
2010	6,8	67,0	6,3	67,3	6,3	66,4	4,4	75,3	4,4	73,4	4,0	72,5

Fuente: Estimaciones propias de las tasas estandarizadas de mortalidad a los 5 y más años con base en los datos de defunciones del Ministerio del Poder Popular para la Salud y las estimaciones de población por entidad federal del Instituto Nacional de Estadísticas, ambas de Venezuela. Se ajustan las tasas corrigiendo la completitud estimada por medio del método de generaciones sintéticas extintas en la variante de Bennet y Horiuchi (1984).