



**HAL**  
open science

# Estimación del sub-registro de la Mortalidad Adulta en las Divisiones Administrativas Mayores de Venezuela, 2001-2011

Jenny Garcia

## ► To cite this version:

Jenny Garcia. Estimación del sub-registro de la Mortalidad Adulta en las Divisiones Administrativas Mayores de Venezuela, 2001-2011. Revista Temas de Coyuntura, 2022, 85 (1), pp.34-58. hal-04812001

HAL Id: hal-04812001

<https://hal.science/hal-04812001v1>

Submitted on 29 Nov 2024

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - ShareAlike 4.0 International License



## La estimación del subregistro de la mortalidad adulta en las divisiones administrativas mayores de Venezuela, 2001-2011

*Jenny García*

ORCID: 0000-0001-9007-7324

[jenny.garcia@ined.fr](mailto:jenny.garcia@ined.fr)

Doctora en Demografía por la Universidad de París I Panthéon-Sorbonne.

Investigadora postdoctoral en el Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED).

Investigadora invitada en la Escuela de Salud Pública de la Universidad Johns Hopkins.

### Resumen

Este artículo estima la cobertura del registro de defunciones en las divisiones administrativas mayores (DAM) de Venezuela en el periodo 2001-2011. Para ello se emplean dos tipos de métodos: el método de la ecuación de equilibrio del crecimiento (EEC) y el método de generaciones sintéticas extintas (GSE). Los datos evaluados provienen de los anuarios de mortalidad del Ministerio del Poder Popular para la Salud y de los censos de población. Se demuestra la conveniencia de los métodos solo en las variantes que relajan el supuesto de estabilidad. Su aplicación combinada es necesaria en el caso de las DAM más rurales, mientras que en las DAM más urbanas se señala la conveniencia del uso del GSE ajustando los rangos de edad a 30+ y 65+. Se demuestra la falta de mejora en la completitud del registro. Las DAM urbanas y las defunciones masculinas muestran los mejores niveles de cobertura.

Palabras clave: Generaciones sintéticas extintas, método de la ecuación de equilibrio del crecimiento, estadísticas vitales, cobertura de registro de defunciones, diferenciales subnacionales.

## Estimating the Completeness of the Adult Mortality Registration Among the Major Administrative Divisions of Venezuela, 2001-2011

### Abstract

This article estimates the completeness of the reported death by the Venezuelan major administrative divisions (MAD) between 2001 and 2011 by applying two death distribution methods: the general growth balance (GGB) and the synthetic extinct generations (SEG). Data comes from the Mortality Yearbooks published by the Ministry of People's Power for Health and the 2001 and 2011 population censuses. The best-performed variants of these methods are those relaxing the stability assumption. The combined application of the GGB and SEG is necessary in the case of the most rural DAMs, whereas in the most urban ones, the most convenient method is the SEG when adjusting the age ranges from 30+ to 65+. Results tell about the lack of improvement in the completeness of the registry in comparison with previous decades. Urban DAMs and male deaths show the best completeness levels.

Keywords: Synthetic extinct generations, general growth balance, death registration, civil registration and vital statistics, completeness, subnational differentials.

## 1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la población en la consideración analítica de indicadores e índices sintéticos asociados en exclusividad a un país como un todo uniforme oculta fenómenos que están en realidad afectando de forma diferenciada a grupos específicos. En la segunda mitad del siglo XX, los comportamientos demográficos diferenciales en los países latinoamericanos han sido atribuidos a tres tipos de desigualdades (1) aquellas introducidas por la urbanización, (2) por la desigualdad económica y (3) por la segregación de población de acuerdo con criterios de etnicidad (Schkolnik y Chackiel, 1997). Estos tres procesos se reconocen, a modo muy general, como los causantes principales de la existencia de población rezagada y en tanto de los diferenciales a lo interno de los países.

La posibilidad de acceder a información confiable que permita analizar a profundidad las desigualdades internas ha sido un reto histórico, aunque bien se ha reconocido la mejora de la cobertura y calidad de la información proveniente de registros, encuestas y censos demográficos a nivel nacional para todos los países de la región desde la década de los años 70 (Jaspers-Fajier y Orellana, 1994); la poca confiabilidad de su desagregación continúa siendo un obstáculo importante en el análisis de las brechas existentes en la población.

El estudio de la mortalidad en América Latina no queda exento de esta situación. Grandes avances se han dado en la medición de la mortalidad infantil, en especial desde la segunda mitad del siglo XX. No obstante, este no ha sido el camino seguido para la medición de la mortalidad adulta; la existencia de registros incompletos no ha impulsado masivamente<sup>1</sup> a los países de la región a generar alternativas que permitan su estimación indirecta en la espera de mejoras notorias en los registros (Palloni y Pinto-Aguirre, 2011).

La incertidumbre en las estimaciones de mortalidad adulta a nivel nacional y subnacional se ha cubierto a través del uso de métodos que suponen la existencia de un número importante de defunciones subregistradas por omisión. Los métodos de estimación de mortalidad adulta se dividen en tres grandes grupos: los métodos de sobrevivencia intercensal, los métodos de distribución de las defunciones y los métodos de sobrevivencia de parientes (Hill, 2003). La aplicación de uno u otro depende tanto de la información disponible como de la correspondencia entre los supuestos que los definen y las características propias de la población.

Existen diferentes opiniones con respecto al grado de desempeño de todos estos métodos. Sin embargo, en la última década pareciera haberse reducido la discusión entre los estudiosos del área acerca de la pertinencia de la aplicación de los métodos de distribución de las defunciones. Dos métodos y sus variantes han sido evaluados como los más adecuados: (1) el método de la ecuación de equilibrio del crecimiento (EEC) y (2) el método de generaciones

---

<sup>1</sup> Se reconoce que algunos países de la región han incluido ítems que permiten la estimación indirecta de la mortalidad adulta a través de censos y encuestas demográficas, pero esta inclusión no ha sido una práctica generalizada. Adicionalmente, para algunos países la información recogida en los censos no siempre alcanza niveles de omisión aceptables para ser usadas en estimaciones generalizables (Dick Jasper en Naciones Unidas, 2008).

sintéticas extintas (GSE) (Queriroz y Swayer, 2012; Hill, 2003; Hill *et al.*, 2005; Hill *et al.*, 2009; Palloni *et al.*, 2015; Moultrier *et al.*, 2013).

Con miras a la construcción de indicadores confiables de mortalidad desagregados capaces de resumir las brechas sociales existentes en la región, se tiene el objetivo de identificar la pertinencia del uso de los métodos de distribución de las defunciones para estimar la mortalidad adulta en la evaluación de cobertura de los registros de mortalidad a lo interno de los países latinoamericanos para la primera década del siglo XX. A efectos de este documento, se toma a Venezuela como ejemplo para precisar la aplicación de los métodos antes señalados en escenarios heterogéneos en términos de la dinámica de la población y el acceso de esta a los servicios públicos.

Dado que en el caso particular de Venezuela las fracturas entre los grupos poblacionales se hacen reconocibles en la medida en la que se considera el sesgo urbano como marco espacial de las disparidades (Colmenares, 2005), es posible, entonces, supeditar que la cobertura institucional de los eventos vitales varíe en tanto con la geografía del país. De la misma forma que la estructura del sistema de salud, el acceso a servicios de infraestructura públicos y el equipamiento urbano se transforman en elementos definitorios de los contextos urbano-rurales de la población; es esperable la existencia de una completitud diferencial de los registros de defunciones. Siendo este el supuesto central de este ejercicio, se construye una agrupación de las divisiones administrativas mayores (DAM) de Venezuela durante la primera década del siglo XXI de acuerdo con su nivel de urbanización<sup>2</sup>. El resultado es tres grandes grupos de entidades federales: el primero, predominantemente urbano<sup>3</sup> (más del 90 % de su población vive en ciudades) el segundo, con valores de población urbana moderados (de 70-90 %) y un tercero donde domina un mayor porcentaje de población rural (menos del 70 % de población reside en ciudades)<sup>4</sup>. De aquí en adelante, estos grupos de DAM se nombran como “urbanas”, “moderadas” y “rurales”, respectivamente. La división de las DAM permite tener tres ejemplos distintos de estructuras poblacionales (ver Anexo 1) y de niveles esperados de cobertura de los registros de defunciones.

Una vez delimitados los grupos, se plantea indagar sobre dos hipótesis específicas: 1) ante una estructura poblacional portadora de tasas de crecimiento por grupos de edad muy disímiles, los métodos de estimación de mortalidad adulta pierden pertinencia de no flexibilizar el supuesto de estabilidad, 2) el uso combinado de los métodos

---

<sup>2</sup> No se encontró en la literatura ninguna referencia a estimaciones de cobertura del registro de estadísticas vitales a escala de las DAM para Venezuela en el periodo seleccionado.

<sup>3</sup> La definición de población urbana viene dada por el tamaño poblacional del centro poblado, establecido en 2500 habitantes.

<sup>4</sup> Venezuela está formada por 24 divisiones administrativas mayores que reciben el nombre oficial de entidades federales. Estas han sido agrupadas en tres: urbanas, moderadas y rurales. Para el año 2001, el grupo de entidades identificadas como urbanas corresponde a 8 entidades: Distrito Capital, Aragua, Carabobo, Lara, Miranda, Nueva Esparta, Táchira y Vargas (contentivas del 46,6 % de la población total del país); el grupo de entidades moderadas resume 12 entidades: Anzoátegui, Bolívar, Cojedes, Falcón, Guárico, Mérida, Monagas, Portuguesa, Sucre, Yaracuy, Trujillo y Zulia, que suman el 48 % de la población venezolana y, por el último, el grupo de las entidades rurales, que incluye 4 entidades: Amazonas, Apure, Barinas y Delta Amacuro (5,4 % de la población total del país).

de EEC y GSE ofrece estimados más confiables que los obtenidos con la aplicación de solo uno de ellos para todos los escenarios internos distinguibles.

Una breve evaluación de la calidad de los datos usados es presentada dada la influencia que pueden tener errores de contenido en el cumplimiento de los supuestos que respaldan los modelos de estimación utilizados. Adicionalmente, a modo comparativo, se muestra para los últimos 50 años (1960-2010) la recopilación de estimaciones de la cobertura de las estadísticas vitales a nivel nacional realizada por distintos investigadores.

## **2. MÉTODOS DE DISTRIBUCIÓN DE LAS DEFUNCIONES PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA**

Los métodos de distribución de las defunciones se basan en el supuesto de estabilidad demográfica de la población, en el que la salida y entrada de efectivos son equivalentes para reconstruir la distribución real de las defunciones una vez que la estructura observada es comparada con la distribución estimada de población. Aplicados a las estadísticas vitales, comparan la estructura etaria de las defunciones registradas con la enumeración poblacional del periodo correspondiente para calcular un diferencial único (estimado-observado), que corrige todas las tasas específicas de mortalidad por edad. Estos métodos no prevén incluir correcciones a la estructura de mortalidad dada originalmente por los datos, puesto que se asume que la estructura registrada es verdadera (Hill, 2003).

Puntualmente, se consideran en este trabajo los dos métodos aludidos en un párrafo precedente utilizados para la estimación de la distribución de defunciones en la población adulta: 1) el método EEC–Brass (1975) y la variante de Hill (1987), y (2) el método de GSE, en las variantes de Preston y Coale (1980, 1982) y Benneth y Horiuchi (1981, 1984). La intención de comparar estos métodos radica en la diferencia de sus supuestos.

### **2.1. El método de la ecuación de equilibrio del crecimiento (EEC)**

#### **2.1.1. Método de la ecuación del equilibrio de Brass (1975)**

El método de Brass es el primer método creado para la estimación de cobertura del registro de defunciones. Brass parte de la articulación de dos conceptos: el primero, la idea básica de equilibrio, en el que las fuerzas de los componentes demográficos modelan una población determinada, sumado a un segundo, el de las poblaciones estables. Se asume, de esta forma, que la tasa de crecimiento de la población de cada uno de los grupos de edad que la componen es constante; así su estructura es invariable a través del tiempo (Hill, 1987). Entonces, la tasa de natalidad (entradas a cada grupo) va a ser igual a la suma de las tasas de crecimiento más la tasa de mortalidad (salidas de cada grupo de edad); siendo que las tasas de entrada y salida están linealmente relacionadas.

$$\frac{N_x}{N_{x+}} = r_{x+} + \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \quad (1)$$

Donde  $N_x$  es el número de personas a la edad exacta  $x$  y  $N_{x+}$  las personas de  $x$  y más años (representando esta relación las tasas de entrada), mientras que  $D_{x+}$  el número de muertes de personas de  $x$  y más años transformado en tasa en la relación con  $N_{x+}$  (que representa las tasas de salida) y  $r$  a la tasa de crecimiento (Naciones Unidas, 1986). Ahora bien, si el  $D_{x+}$  observado es incompleto y debe ser reemplazado por la suma de este con las muertes omitidas por el registro, entonces, al determinar la cobertura del registro se obtendría un coeficiente  $C$  que multiplicaría el  $D_{x+}$  observado.

$$D_{x+} = C_x * D_{x+} Obs \quad (2)$$

Luego,

$$\frac{N_x}{N_{x+}} = r + C_x * \left(\frac{D_{x+}}{N_{x+}}\right) \quad (3)$$

Dado que la relación entre las tasas de entrada y salida es lineal, entonces, el cálculo de  $C_x$  es igual a la pendiente de la línea derivada de los puntos  $\frac{N_x}{N_{x+}}$  y  $\left(\frac{D_{x+}}{N_{x+}}\right)$ .

Esto supone que (1) la población base es estable y cerrada, es decir, que mantiene tasas de fecundidad y mortalidad constantes en el tiempo, y no sufre efectos de la migración en los distintos grupos de edad; (2) los datos de la población son iguales en términos de cobertura que los datos de mortalidad y (3) no existen errores en la declaración de la edad (Agostinho, 2009). El incumplimiento de estos supuestos genera vicios en los resultados, alguno de los cuales pueden ser mejorados dependiendo del nivel de desviación de linealidad derivado de las tasas de entrada y salida a los grupos de población; para ello, se seleccionan grupos específicos de la población que puedan estar en menor medida afectados por cambios bruscos en las tasas de fecundidad y mortalidad o por mala declaración de la edad.

### 2.1.2. Método de la ecuación general del equilibrio de Hill (1987)

Kenneth Hill construye una variante en la que se generaliza el método elaborado por Brass, manteniendo sus supuestos y adaptando su uso a poblaciones no estables (Hill, 1987). Para su aplicación, a diferencia del método desarrollado por Brass, es necesario tener acceso a dos conteos poblacionales que puedan ser contrastados y así obtener las tasas de crecimiento específicas para cada grupo de edad, no siendo necesario el supuesto de estabilidad. De esta manera, la ecuación 1 se transforma en:

$$\frac{N_x}{N_{x+}} - r_{x+} = \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \quad (4)$$

Este método permite en su aplicación no solo estimar el subregistro de muertes, sino también la omisión para cada conteo poblacional. De esta forma, siendo que  $k_1$  es la omisión del primer conteo y  $k_2$  del segundo, las tasas de entrada de población menos las tasas de crecimiento tienen una relación lineal con las tasas de defunciones (Agostinho y Queiroz, 2008):

$$\frac{N_x}{N_{x+}} - r_{x+} = \frac{1}{t} * \ln\left(\frac{k_1}{k_2}\right) + \frac{(k_1+k_2)^{\frac{1}{2}}}{c} * \frac{D_{x+}}{N_{x+}} \quad (5)$$

Sin embargo, la sensibilidad de la variante elaborada por Hill (1987) ante los efectos que la migración pueda tener en la estructura de población hace que su estimación no sea tan precisa cuando se está considerando poblaciones subnacionales o países caracterizados por grandes flujos de migración (Hill y Queiroz, 2010). El efecto de flujos migratorios en  $r_{x+}$ , en especial en las edades en la que la migración es más alta, hace que se sobreestime la omisión de los censos y subestime la mortalidad (Hill y Choi, 2009). En este sentido, es necesaria la incorporación de las tasas netas de migración por edad  $nm_{(x+)}$  en el cálculo de las tasas de crecimiento.

## 2.2. El método de generaciones sintéticas extintas (GSE)

Los métodos de generaciones sintéticas extintas están basados en el método de las generaciones extintas planteado por Vicent, en el cual el número de personas de edad  $x$  en determinado tiempo pasado se puede estimar al acumular todas las muertes ocurridas en la población en edad  $x$  y más, cuando el último de los miembros de la cohorte haya muerto, quedando extinta toda la cohorte (Vicent, 1951).

### 2.2.1. Generaciones sintéticas extintas de Preston y Coale (1980, 1982)

Preston y Coale (1980) combinan la idea de la cohorte extinta con los supuestos de las poblaciones estables. En ellas, la estructura por edad puede ser expresada como la función de las tasas demográficas actuales y estas a su vez como las tasas demográficas pasadas y futuras, relacionadas con las tasas de crecimiento de los grupos de edad. La distribución de las muertes en la población actual  $x$  se puede ajustar y aproximarla a la distribución de las muertes futuras de la cohorte de edad actual  $x$  (Bennett y Horiuchi, 1981). Entonces, el número de defunciones debe ser coherente con el tamaño de la población (Preston y Horiuchi, 1988).

A diferencia del método desarrollado por Brass, la estructura de la población en este método es estimada a partir de la distribución de edad de las muertes (Hill, 2003). Es necesario tener los datos de las defunciones y la población estimada a medio año por grupos quinquenales de edad y sexo, más una tasa de crecimiento estimada. Este método mantiene como supuestos que (1) las tasas de crecimiento son estables para todas las edades, (2) la distribución de las edades es estable y (3) la declaración de la edad en ambas datas es exacta.

La idea del método consiste en estimar la población en un periodo específico como si el comportamiento de todas las tasas de las cohortes contenidas fuese el mismo. Así, la población estimada en una edad  $x$  representa, en este orden, los sobrevivientes del nacimiento a la edad  $x$  incluyendo el efecto del factor  $\exp(-rx)$  sobre los nacimientos, cuando  $r$  es la tasa de crecimiento (Naciones Unidas, 1986). Si el registro de las muertes fuese exacto, la población estimada  $\hat{N}_x$  debe ser igual a la población observada  $N_x$ .

$$\hat{N}_x = \sum_{a=x}^w D(a) \exp(r(a-x)) \quad (6)$$

### 2.2.2. Generaciones sintéticas extintas de Bennett y Horiuchi (1981, 1984)

Bennett y Horiuchi (1981) relajan el principio de estabilidad introducido por el método en la versión trabajada por Preston y Coale (1980), simulando que la población observada para cada grupo quinquenal de edad es aproximadamente igual al número correspondiente en la población estable inferida del número de persona a la edad  $x$  y  $x+5$  y las tasas de crecimiento específicas por edades observadas entre los dos conteos de población (Bennett y Horiuchi, 1981). Se utilizan las tasas de crecimiento calculadas para el periodo entre las poblaciones usadas y se expande la distribución de las muertes como en una población estacionaria (Hill, 2003).

La consideración de una población estacionaria, tal y como es manejado en la construcción de las tablas de vida, permite que la aplicación del método de generaciones sintéticas extintas sea realizada de forma trasversal a la distribución por edad de las muertes actuales, ya que se garantiza que la distribución por edad de cualquier cohorte es igual a la población del periodo actual. De allí que el número de muertes a la edad  $x$  en un tiempo  $t$  será igual al número de muertes actuales más el efecto del *exp* ( $-rt$ ). Entonces, la diferencia entre la población con la suma de todas las muertes actuales y modeladas como futuras de las cohortes  $\hat{N}_x$ , con la suma de la población con las muertes observadas por grupos de edad  $N_x$ , da cuenta de la completitud del registro  $C_x$  (Dorrington *et al.*, 2013). Cuando:

$$\hat{N}_x = \hat{N}_{x+5} \exp(5 * 5r_x) + 5Dx \exp(2,5 * 5 r_x) \quad (7)$$

Los supuestos de este método apuntan a (1) tener una cobertura del registro y de la población base razonablemente aceptables e igual para todas las edades, (2) además de que los efectos de la migración sobre la población han sido nulos o pequeños, o puedan ser incluidos en los estimados. Sin embargo, para cada incumplimiento de estos supuestos están contempladas alternativas que permitan incluir información que elimine vicios en los resultados, incluir la omisión censal diferenciada por sexo y edad, en caso de que se rompa el supuesto que la omisión censal sea invariable en los dos conteos de población usados. Lo que convierte el cálculo de las tasas de crecimiento en:

$$5r_x = \frac{\ln\left(\frac{5N_x(t_2)}{5N_x(t_1)}\right)}{t_2-t_1} - \frac{5NM_x}{(t_2-t_1)(5N_x(t_1)*5N_x(t_2))^{\frac{1}{2}}} + \delta \quad (8)$$

En donde  $5NM_x$  es el saldo migratorio y  $\delta$  es el diferencial de la omisión censal entre los dos conteos de población para cada grupo quinquenal de edad.

Cada uno de los métodos expuestos tiene ventajas y limitaciones que se verán con mayor claridad en el ejercicio práctico aquí realizado, así como en la correspondencia entre sus supuestos y la dinámica poblacional de las DAM de Venezuela. Sin embargo, algunos requerimientos son constantes a los 4 métodos aquí propuestos: 1) que la cobertura del registro sea igual para todas las edades y 2) que la declaración de la edad en las fuentes utilizadas sea exacta. Es decir, que no exista sesgo en la edad del registro o el conteo de población a utilizar. Por esta razón, se presenta brevemente la revisión de la calidad del contenido en la variable edad y sexo de ambas fuentes a considerar.

### 3. FUENTES DE DATOS Y SU CALIDAD

#### 3.1. Fuentes de datos

En la estimación de cualquier indicador básico de mortalidad es necesario contar con la población expuesta al riesgo de muerte (personas-años de vida) y el número de defunciones ocurridas en un tiempo  $t$ . Se toman los Censos de Población y Vivienda realizados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en los años 2001 y 2011 para el cálculo de las personas-año de vida, mientras que las defunciones vienen de los anuarios de mortalidad publicados por el Ministerio del Poder Popular para la Salud (MPPS)<sup>5</sup>.

#### 3.2. Evaluación de la calidad de los datos

Los errores de contenido más comunes encontrados en los datos de censos y registros en la región están en la declaración del sexo y la edad (Palloni y Aguirre-Pinto, 2011). Proporciones significativas de mala declaración de la edad introducen sesgos en los supuestos requeridos por los métodos de estimación a aplicar, por lo que una evaluación previa sobre la calidad de la declaración de la edad y sexo, tanto de los censos de población como de los anuarios de mortalidad, es realizada considerando tres indicadores: el índice combinado de Naciones Unidas, el índice de Myers y la evaluación de exageraciones en la edad declarada siguiendo la propuesta de Coale y Kisher (1986)<sup>6</sup>.

Para los censos de población de los años 2001 y 2011, la preferencia de dígitos y sexos encontrada no resulta ser significativa. Tanto a nivel nacional como para las DAM, los índices calculados de Naciones Unidas refieren la existencia de *datos muy precisos* (índices menores a 20). El mismo señalamiento es hecho por Di Brienza y colegas en su evaluación del censo del año 2001, a escala nacional y por entidad federal, así como en los resultados obtenidos por la encuesta evaluativa del censo 2001 (Di Brienza, Freitez y León, 2003). La estimación de errores en la declaración de la edad también se sitúa dentro del margen de referencia indicado como *aceptables* (0,45 y 5,32 hombres y 1,18 a 16,68 en las mujeres) en la propuesta de Coale y Kisher (1986). Cabe aclarar que en ninguno de los dos conteos de población utilizados existe no-respuesta en las variables edad o sexo.

Por su parte, el registro de defunciones (2001-2011)<sup>7</sup> tampoco presenta casos de no-respuesta en la variable sexo. Sin embargo, sí existe una pequeña proporción de datos con edad desconocida, pero que nunca sobrepasa del 0,23 %

<sup>5</sup> Las defunciones en Venezuela son publicadas por dos fuentes oficiales: 1) el Ministerio del Poder Popular para la Salud (MPPS) a través de los anuarios de mortalidad y 2) el Instituto Nacional de Estadística (INE), publicadas como sumarios del registro de estadísticas vitales (ver en Anexo 3. Tasas brutas observadas y estimadas, 1980-2011). El registro de defunciones del MPPS tiende a presentar una cobertura más alta que el del INE. Por esta razón, se tomaron las cifras del MPPS como insumo base para este trabajo.

<sup>6</sup> Las exageraciones en la edad declarada tienden a concentrarse en edades avanzadas, es decir, en los adultos mayores. Para comprobar su existencia se hacen cortes de la población mayor de 60 años y se examina la relación de sus proporciones.

<sup>7</sup> La evaluación paralela de preferencia de dígitos y sexos en la declaración que ofrece el Índice de Naciones Unidas es aplicado en los censos de población. En el registro de defunciones se considera solo el índice de Myers y ninguna medición que evalúe preferencia de sexos, debido a la existencia de patrones diferenciados de mortalidad entre hombre y mujeres no relativos a la declaración.

del total. Los resultados de los índices de Myers de atracción/rechazo en la declaración de la edad señalan la existencia de datos precisos en el registro de defunciones.

En resumen, todos los indicadores de calidad de la declaración de edad y sexo realizados comprueban la precisión y aceptabilidad de las fuentes utilizadas (ver Anexo 2. Resumen de indicadores de evaluación de calidad del registro de defunciones), sin requerir la aplicación de técnicas adicionales para su corrección, más allá de la distribución de las defunciones cuya edad fuese desconocida, al peso proporcional de la estructura de muertes observada (Shryock y Siegel, 1980).

### **3.3. Revisión histórica de la evaluación de la cobertura de las fuentes existentes**

Los errores en la cobertura de los datos son reconocidos como omisión en el caso de tratarse de censos y subregistro si de estadísticas vitales se está hablando. Con la intención de establecer un nivel esperado o referencial de la cobertura de las fuentes utilizadas, en esta sección se revisan las estimaciones históricas de cobertura realizadas por diferentes autores y métodos.

#### **3.3.1. Evaluación de la cobertura del censo**

Encuestas evaluativas posempadronamiento llevadas a cabo por el INE<sup>8</sup> al censo 2001 revelan una omisión global del 6,8 %. Sin embargo, son los hombres menores de 1 año y entre 15 y 24 años los grupos de población con mayor omisión. Así, es en las DAM urbanas donde se estimó que era mayor (7,3 %), comparadas con las moderadas (6,3 %) y rurales (6,5 %)<sup>9</sup>. Más recientemente, para el XIV Censo de Población y Vivienda realizado en el 2011, la omisión censal fue calculada por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) en 6,3 %<sup>10</sup> de la población total.

#### **3.3.2. Evaluación de la cobertura del registro de óbitos**

Diferentes estimativas de la cobertura a nivel nacional del registro de defunciones del MPPS se han calculado a través del tiempo. La variabilidad de los resultados obtenidos depende del método utilizado, así como del apego a los supuestos planteados. Existe en ellas el consenso respecto a la disminución continua de la proporción de defunciones no registradas desde los años 70.

---

<sup>8</sup> La encuesta evaluativa fue hecha para estimar la omisión de viviendas y personas a nivel nacional y por entidad federal. La muestra contempló 64 959 viviendas y se realizó siguiendo el método de Chandra-Sekar y Deming.

<sup>9</sup> Los cálculos aquí presentados de la omisión censal por grupo de entidades fueron realizados en base a las cifras de población empadronada y omitida por entidad federal presentada en Di Brienza y colegas (2003).

<sup>10</sup> El cálculo de la omisión para el censo 2011 no se realizó con encuesta de posempadronamiento como ocurrió en años anteriores, la cifra es la única referencia oficial de omisión presentada por el INE. Al momento de realizar este trabajo no han sido publicadas cifras oficiales de omisión censal desagregadas por sexo, grupos de edad o entidad federal.

**Cuadro 1. Venezuela, 1960- 2001. Subregistro de óbitos del MPPS según método de estimación, autor y periodo considerado**

Periodo	Autor	Método	% subregistro
1960-1965°	Paéz Celis (1976)		6,3 (H) y 3,6 % (M)
1971°	Chen y Picouet (1978)		4,8 % (H) y 7 % (M)
1960-1970	CELADE		De 24,8 % a 9,8 %
1975	Ministerio de sanidad y asistencia social	Área representativa de la mortalidad	Entre 3 % y 5 %
1961-1980°	Bidegain y Lopez (1985)	Estimación indirecta (Bourgeois-Pichat, Brass, Preston y Coale, Bennet y Horiuchi, Preston y Hill)	1961: aprox. 17 % 1971: aprox. 10 % 1980: 3 % a 2 %
1960 a 1985**	Jasper-Fajjer y Orellana (1994)		De 24,8 % a 12,7 %
1980 -1991	Arrias (1994)	Extrapolación de proyecciones de población	De 7 % a 4 %
1990-1995	Perdomo (1999)	Diferencial con tablas de vida de CELADE	4,4 %
1990-2001	Di Brienza y colegas (2003)	Hipótesis de proyecciones de población censo 1990	6,5 %
1990-2000	Di Brienza y colegas (2003)	Regresión lineal de error de cobertura con mínimos cuadrados	2,7 %
1990-1999	Di Brienza y colegas (2003)	Bennet y Horiuchi	7,9 %
2001*	OPS-Atlas de Indicadores Básicos de Salud, 2001 (2006)	No hay referencia en el documento	12,2 % a 2,4 %
1950-2010	Palloni, Pinto y Beltran Sanchez (2015)	Cocientes de completitud relativa en población de 5 y más años	10,5 %

Fuente: elaboración propia a partir de Di Brienza, M.; Freitez, A. y León, A. (2003). ¿El censo 2001, revela avances en la calidad de la información? *Revista Temas de Coyuntura* n.º 47, pp. 7-39. Universidad Católica Andrés Bello, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Caracas, Venezuela. \*Tomado de *Atlas de indicadores básicos de salud*, 2001 reseñado en Di Cessare (2011). “El perfil epidemiológico de América Latina y el Caribe: desafíos, límites y acciones”. Colección Documento de Proyectos CELADE-CEPAL, Santiago de Chile, 2011. \*\*Tomado de Jasper, D. y Orellana (1994). Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en América Latina. *Notas de Población*, n.º 60, pp 47-77. CELADE, Santiago, Chile. ° Bidegain (1991) “La mortalidad en Venezuela: conocimiento actual”. Instituto de investigaciones económicas y sociales de la Universidad Católica Andrés Bello, Caracas.

#### 4. RESULTADOS

Es de interés obtener un factor estimado de la cobertura del registro de defunciones de los años 2001 a 2011. Para ello, sumado a los censos de población y las defunciones publicadas por el MPPS de los años 2001 al 2011, se hace uso de las cifras de migración internacional puestas a disposición por el Departamento de Asuntos Económicos y

Sociales de las Naciones Unidas (2012), correspondiente a las rondas censales mundiales del año 2010, y de los estimados de los flujos de migración interna recopilado en matrices origen-destino de los censos (UNPD 2012).

En la aplicación de los métodos se producen gráficos que funcionan de diagnóstico rápido para la evaluación de la calidad de los datos y del cumplimiento de los supuestos que envuelven (Queiroz y Swayer, 2012). En este apartado serán presentados solo los gráficos resultantes de la evaluación de las defunciones masculinas. Se muestra inicialmente las versiones originarias de los dos métodos, Brass (1975) y Preston y Coale (1980), y más adelante sus variantes, Hill (1987) y Bennet y Horiuchi (1981).

La aplicación de las versiones originarias de los métodos da dos estimaciones del promedio de la cobertura del registro, una para el año 2001 y otra para el 2011, sin tomar en cuenta el comportamiento del periodo intermedio. Se asume aquí que la cobertura del registro de defunciones es un fenómeno de ocurrencia continua y estable del cual es posible hacer interpolaciones para el periodo intercensal no estimado.

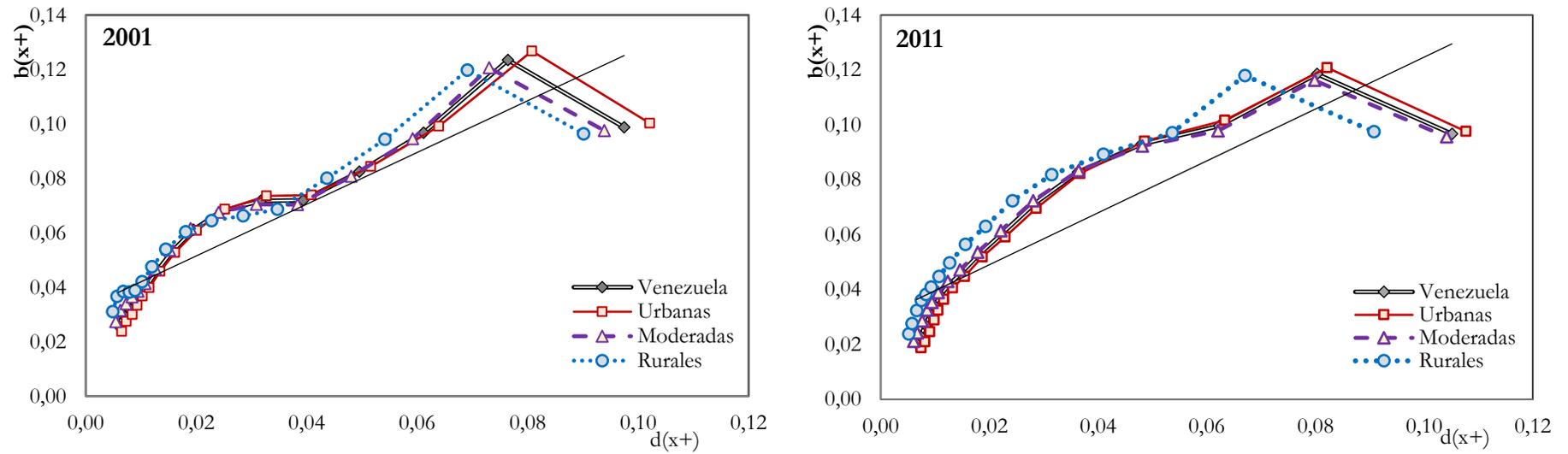
Si bien es cierto que el supuesto de estabilidad de las versiones originarias de los métodos no es cumplido por la población venezolana, su pertinencia está condicionada a la efectividad del ajuste de los estimados cuando se consideran solo los grupos intermedios de edad. De esta manera, para el método EEC de Brass, se calcula el promedio de la estimación lineal ajustada con el método de mínimos cuadrados para 10 combinaciones de los grupos de edad intermedios de la población. En el caso del procedimiento de GSE de Preston y Coale, se toma la mediana de las tasas de crecimiento en las edades comprendidas entre 20 y 60 años.

Se expone en el Gráfico 1 tanto la relación entre las tasas de entrada  $\frac{N_x}{N_{x+}}$  y salida  $\frac{D_x}{N_{x+}}$  para cada grupo de edad obtenidas del método EEC de Brass (1a), como los coeficientes resultantes de la relación  $\frac{\hat{N}_x a 80}{N_x a 80}$  del método GSE de Preston y Coale (1b).

Como se observa, en la relación de las tasas derivadas del método de EEC de Brass (Gráfico 1a), no hay linealidad, en especial en las edades medias, por lo que descartar las edades mayores como ajuste no es una estrategia exitosa para alcanzar estimados confiables. Los resultados obtenidos apuntan a que en el año 2001 la cobertura del registro de las defunciones masculinas más alta es de 81,5 % y en el año 2011 es de 69,4 % (ver Cuadro 2). Se identifican niveles de subregistro más altos en las DAM más urbanas que en las menos urbanas. Esto sucede porque las DAM urbanas son las que presentan mayor variación al supuesto de estabilidad en las edades intermedias. Los resultados obtenidos con EEC de Brass pierden validez pues obedecen exclusivamente al efecto que la no-estabilidad de la población produce en el método (Naciones Unidas, 1986), sin posibilidad de ajuste.

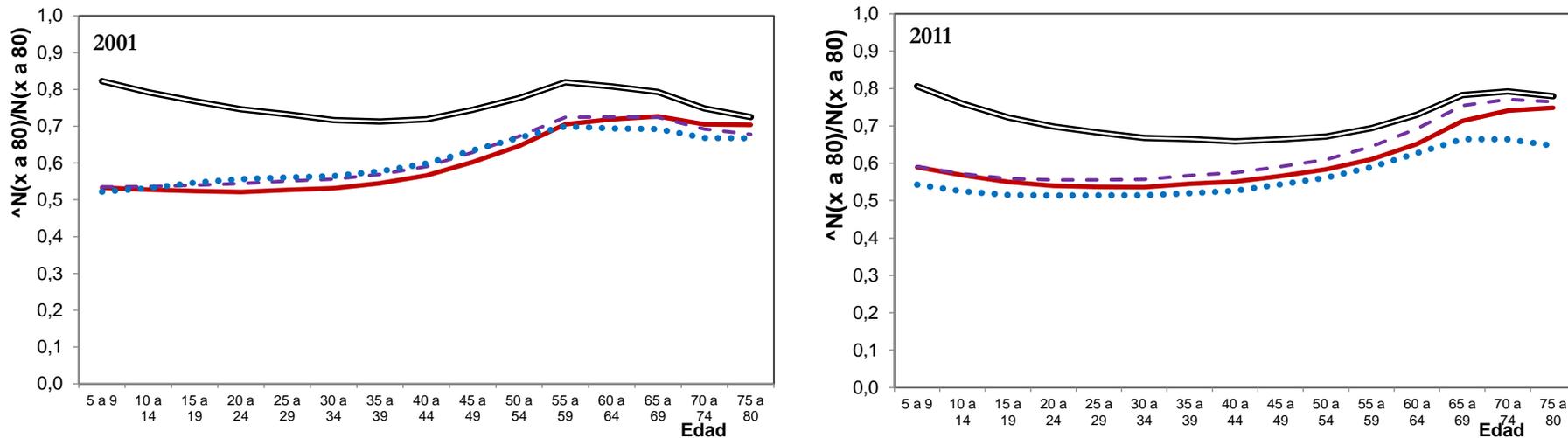
Gráfico 1. Venezuela y grupos de DAM, 2001 y 2011. Cobertura del registro de defunciones masculinas

1a. Método de EEC de Brass: tasas parciales de natalidad  $N(x)/N(x+)$  contra tasas parciales de mortalidad  $D(x+)/N(x+)$



Fuente: Cálculos propios con base en datos de mortalidad del MPPS, Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011, del INE.

1b. Método de GSE de Preston y Coale: coeficientes de  $\hat{N}_{(x a 80)} / N_{(x a 80)}$  por grupos de edad



Fuente: Cálculos propios con base en datos de mortalidad del MPPS, Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011, del INE.

Por su parte, el método de GSE de Preston y Coale es aplicado construyendo una población estimada a partir de las defunciones, en la que la edad de ponderación del intervalo abierto  $z(a)$  (en este caso 80 años), se asume a partir de los coeficientes del modelo de mortalidad oeste. La cobertura del registro de defunciones es obtenida con la mediana de los coeficientes resultantes de la relación  $\frac{\bar{N}_{x a 80}}{N_{x a 80}}$ . Mientras más próximo a uno (1) sea el coeficiente, más completa será la cobertura del registro.

En el Gráfico 1b se muestra cómo los coeficientes mantienen valores un poco más altos en las primeras edades, que luego tienden a disminuir en las edades intermedias, modelando en la relación de  $\frac{\bar{N}_{x a 80}}{N_{x a 80}}$  una curva convexa. Este resultado se debe a estar contemplando una tasa de crecimiento considerablemente menor a la que rige a los grupos de población intermedios y muy alta para los primeros grupos de edad. Las medidas de ajuste al método, de promediar los coeficientes obtenidos en los grupos de edad intermedia, tampoco logran resolver la ruptura de los supuestos. Con la aplicación del GSE (Preston y Coale) se obtienen porcentajes de cobertura<sup>11</sup> que son aún menores a los estimados por EEC de Brass para todos los casos (ver Cuadro 2).

Considerando los resultados obtenidos por los dos métodos antes expuestos, parece necesario descartar su pertinencia. Tal como señalaban Agostinho y Queiroz (2008) en el caso de los datos nacionales brasileños del periodo 1980-2000, la violación de los supuestos de los métodos se impone, anulando su aplicación. Los ajustes de reacomodos en los rangos de edad están dirigidos a superar errores más relacionados con la calidad del contenido de los datos –exageración y mala declaración de la edad– que con el equilibrio de las entradas y salidas poblacionales. Así, para ninguna de las estructuras poblacionales de las DAM resultan convenientes, pues en todas ellas coexisten generaciones que han experimentado tasas de fecundidad y mortalidad disímiles. Se cumple así la primera hipótesis planteada en este trabajo que apunta a la ineficacia de la aplicación de métodos de estimación adulta que no flexibilicen el supuesto de estabilidad.

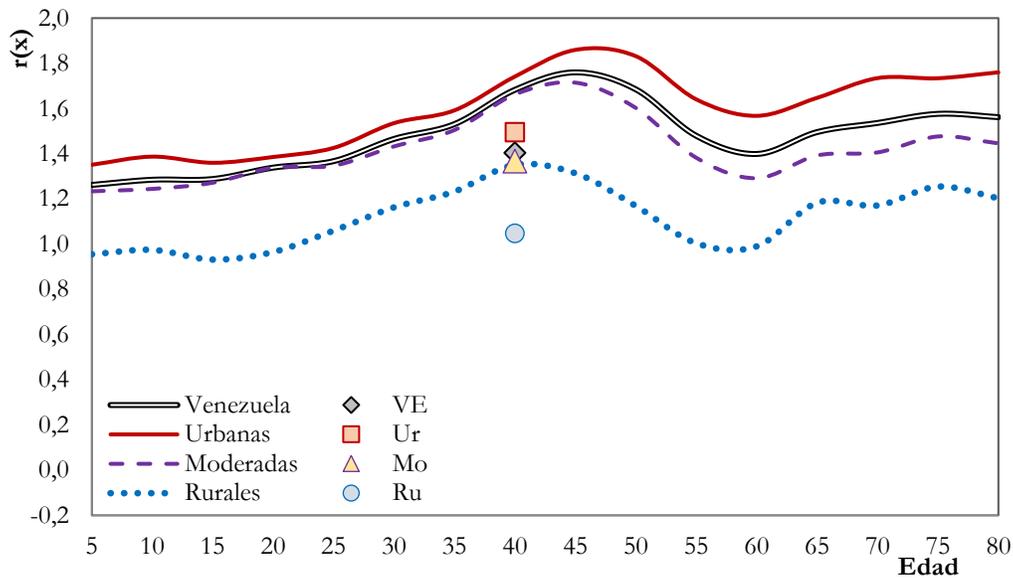
Los cambios experimentados por las generaciones coexistentes en las estructuras poblacionales consideradas se resumen en el Gráfico 2 a través de las tasas de crecimiento intercensal de los grupos de edad. Las formas de las curvas de crecimiento por grupos de edad muestran exactamente lo esperado: tasas más altas para los grupos poblacionales intermedios y más bajas para los primeros años de edad en ambos periodos (1990-2001, 2001-2011). Las medianas de las tasas de crecimiento distan de representar a todos los grupos de la población.

---

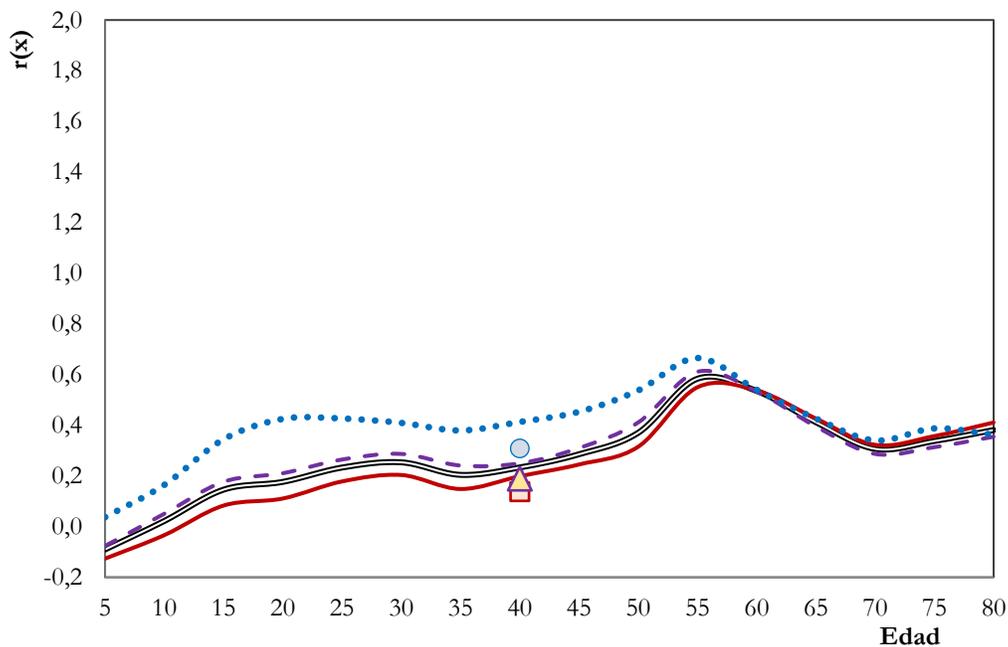
<sup>11</sup> La cobertura de las defunciones femeninas de los años 2001 y 2011 fue estimada en 62,3 % y 49,9 %, respectivamente.

Gráfico 2. Venezuela y DAM, 1990-2001 y 2001-2011. Tasas de crecimiento de los grupos de edad en el periodo intercensal

1990-2001



2001-2011



Fuente: cálculos propios con base en cifras de los Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011 del INE.

Se evalúan, entonces, las versiones de los métodos en el que el supuesto de estabilidad ha sido flexibilizado. El resultado viene como el promedio de la cobertura de las defunciones para todo el periodo 2001-2011.

Se toma el método de EEC en la variante de Hill (1987). Este método permite incluir la información de las tasas de crecimiento y migración para cada grupo de edad manteniendo la relación lineal planteada por el método de Brass. Se realiza el cálculo de los estimados en dos grupos, el primero en la variante estricta de Hill de 1987 y el segundo incluyendo las tasas de migración<sup>12</sup> por grupos de edad, tal y como fue incorporado en aplicaciones posteriores por el mismo autor. Se presenta en el Gráfico 3 la relación entre las entradas  $b_{x+} - r_{x+}$  y las salidas  $d_{x+}$  cuando las tasas de migración son consideradas. Para todos los grupos, la relación entre las tasas se encuentra muy próxima a la linealidad, en especial para la estimación a nivel nacional y de las DAM moderadas.

Al incluir la migración en los cálculos, los estimados permanecen sin mayor alteración para el nivel nacional y las DAM (menos de 1 %). Solo para las DAM urbanas resulta significativa esta variación de menos del 1 %, dado que convierte el estimado de cobertura del registro de defunciones masculinas de 100,58 % a 99,83 %. No por ser altas las tasas de migración *per se*, sino más bien por la sensibilidad del método a la inclusión de la migración.

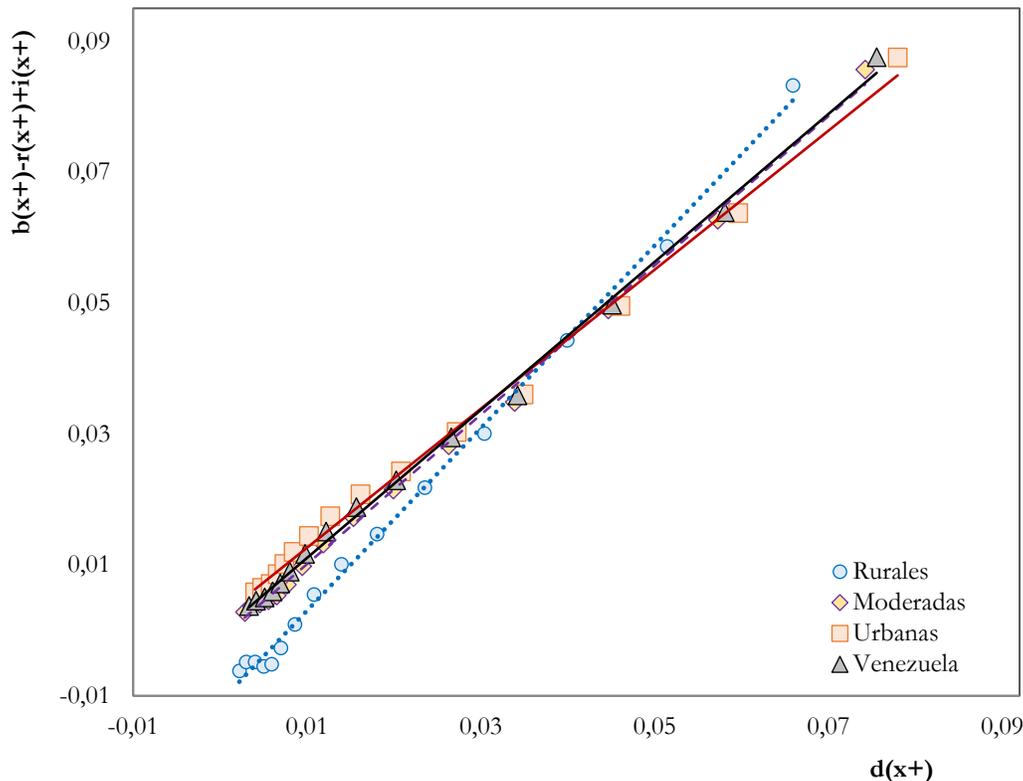
Ahora bien, evaluando en general los estimados de cobertura, los resultados parecen más acorde con los obtenidos históricamente (ver Cuadro 2 y Anexo 3). Sin embargo, algunos elementos resultan importantes a destacar en la aplicación del método:

- En el grupo de DAM menos urbanas se presenta mayor “error” en las tasas de crecimiento por edad captados por el intercepto del modelo lineal (-0,0156), que el resto de los estimados.
- El método –con excepción de las DAM urbanas– estima que el nivel de la omisión censal es mayor que el subregistro de las defunciones para ambos sexos. Sin embargo, la omisión censal es calculada como menor en las DAM urbanas que en el resto del país, oponiéndose a lo señalado históricamente en las encuestas poscensales evaluativas.
- Una vez ajustados los datos de las DAM urbanas y menos urbanas, persisten algunas diferencias mínimas entre las tasas y la línea de ajuste que podría deberse a migración no captada por el censo en las DAM menos urbanas (tasas por debajo de la línea entre los 20 y 34 años) y en las DAM urbanas (tasas por encima del modelo lineal en los grupos de edad de 30 a 49 años).

---

<sup>12</sup> Para la estimación del subregistro nacional se construyen los saldos migratorios por edad: en los datos de inmigración, la estructura por edad y sexo es tomada directamente de los datos censales y ajustada a través de la distribución proporcional de los casos (Shryock y Siegel, 1980), al total corregido publicado por el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de las Naciones Unidas en el año 2012. Por su parte, para la emigración se utiliza la estructura de población de los venezolanos emigrados a los Estados Unidos reportados por el censo estadounidense del año 2010, por ser este el destino de mayor atracción para los emigrantes (41,64 % de los emigrantes venezolanos). La información de migración interna para las DAM se obtiene de las matrices origen-destino.

**Gráfico 3. Venezuela y DAM, 2001-2011. Cobertura del registro de defunciones masculinas, método EEC Hill:  $d_{x+}$  contra  $b_{x+} - r_{x+}$**



Fuente: Cálculos propios con base en datos de mortalidad del MPPS, Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011 del INE.

El último método por considerar es el de GSE propuesto por Bennett y Horiuchi (1981, 1984). Se construye, entonces, una población desde un estimado lógico de la esperanza de vida del intervalo abierto de edad (en este caso 80 años)<sup>13</sup>, y a partir de este se simula la población estimada desde la suma de las defunciones y los flujos migratorios. El cociente entre el estimado de la cohorte de óbitos y la población da el nivel de cobertura del registro para cada grupo de edad. De este conjunto, se toma el 50 % del valor de la media y el 25 % del 1.º y 3.º cuartil de los cocientes de  $\frac{5\hat{N}_x}{5N_x}$  para los grupos de edad de 30+ y 65+ con la intención de identificar los estimados más sólidos. Los resultados del cociente por grupos de edad se muestran en el Gráfico 4.

<sup>13</sup> La esperanza de vida a los 80 años ha sido estipulada con base en las tablas de mortalidad quinquenales publicadas por CELADE (2007) para Venezuela. Se ha considerado para el nivel nacional la esperanza de vida a los 80 años, correspondiente al periodo 2005-2010 (7,26 para los hombres y 8,22 años para las mujeres). En el caso de las regiones, la esperanza de vida supuesta se disminuye en 1 año para cada región, siendo el mínimo de  $e_{80}$  el colocado para el grupo de entidades rurales. Con la esperanza de vida a los 80 años ya precisada, se calcula la población estimada del último intervalo utilizando la siguiente fórmula  $\hat{N}_A = D_a \left( \frac{\exp(r_A * e_A) - (r_A * e_A)^2}{6} \right)$ .

Las estimaciones de completitud de las defunciones masculinas obtenidas a nivel nacional dicen de niveles similares a los resultados obtenidos cuando se aplica ECC en la variante de Hill (ver Cuadro 2), cifra también coherente con las presentadas por Di Brienza, Freitez y León<sup>14</sup> en la evaluación del registro en el periodo 1990-2001 y con las publicadas por la Organización Mundial de la Salud (OMS). Empero, al momento de revisar la cobertura del registro con este mismo método para las DAM, los resultados muestran algunas tendencias contraintuitivas:

1. Las DAM urbanas muestran menor completitud que las menos urbanas, pero mucha mayor estabilidad para todos los grupos de edad menores a 60 años.
2. Las DAM menos urbanas, para ambos sexos, presenta sobrerregistro, producto de promediar niveles de coberturas muy disímiles para los grupos de edad (ver Gráfico 4). Los estimados para las DAM moderadas y menos urbanas presentan: alto sobrerregistro en las primeras edades y alto subregistro en los adultos mayores.
3. La completitud del registro de muertes de mujeres es significativamente baja en las entidades más urbanas, comparadas con el resto de las estimaciones de cobertura realizadas.

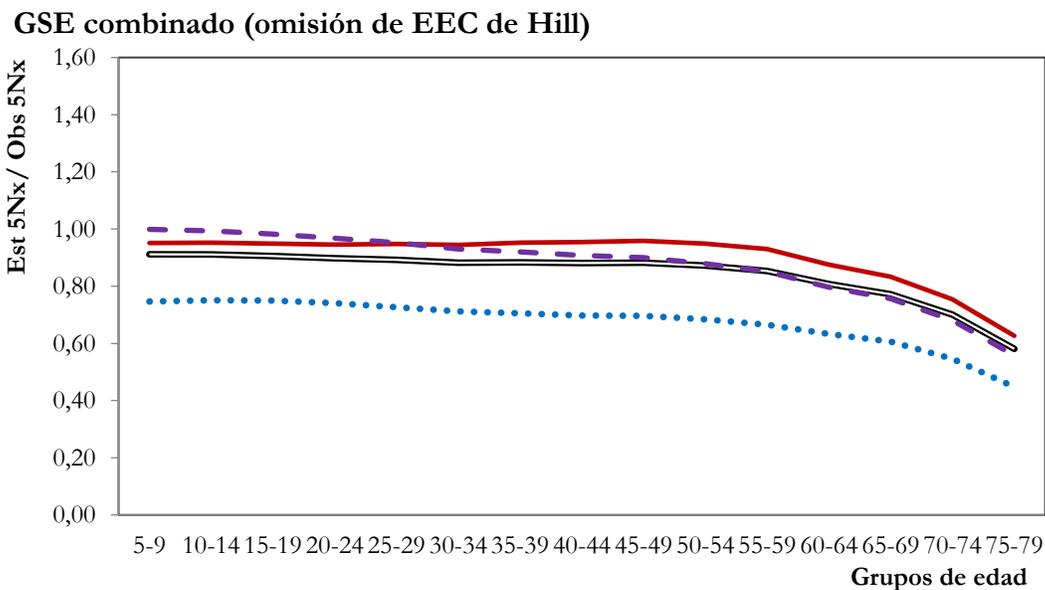
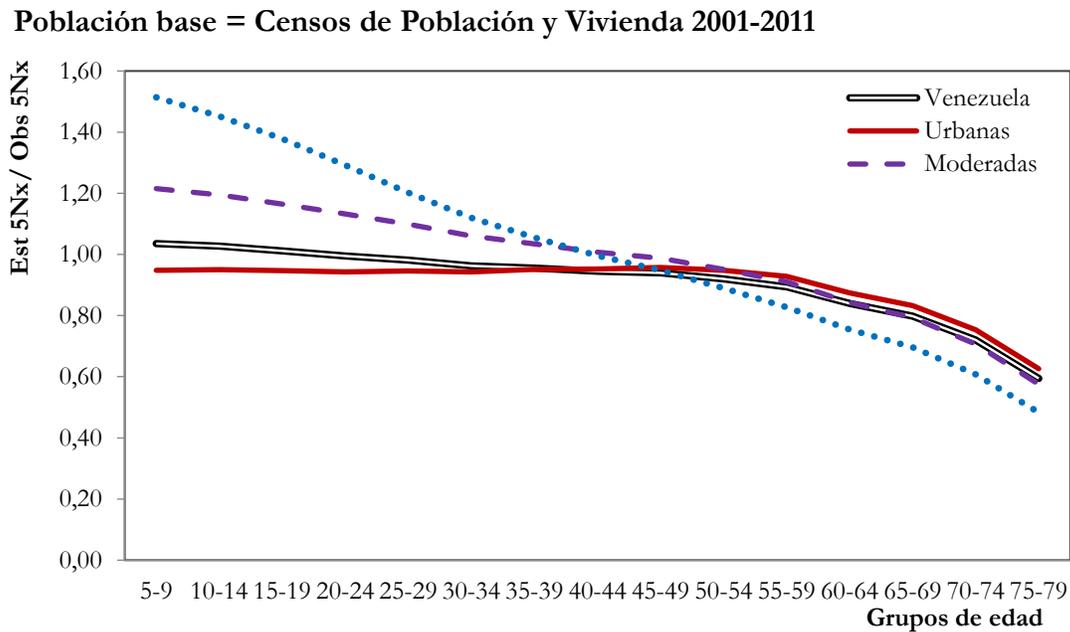
Los resultados obtenidos a nivel de las regiones pueden estar siendo viciados por la no inclusión de los diferenciales en la omisión censal. Desafortunadamente, el censo 2011 no contó con encuesta evaluativa, por lo tanto, no se tiene un estimado de la omisión desagregada por grupos de edad, sexo y DAM. Así que, para corroborar si los resultados obtenidos están efectivamente viciados por la omisión censal, se probó el método GSE (Bennet y Horiuchi) con las proyecciones de población elaboradas por INE como base (ver resultados en Cuadro 2). Con esta estrategia se calculan nuevos coeficientes  $\frac{5\hat{N}_x}{5N_x}$  tanto para el total nacional como para las DAM. Al usar las proyecciones de población, es notoria la estabilización de la estimación entre los grupos de edad menores a 60 años; además, los estimados de cobertura se ordenan de mayor a menor entre las DAM de urbanas a moderadas y menos urbanas, como era de esperarse. De esta forma, se comprueba que la ineficacia del método para la estimación de la cobertura en las DAM menos urbanas y moderadas puede ser superada si se corrige la población base. Así, la última estrategia es incorporar la omisión censal identificada por el modelo EEC de Hill al cálculo de GSE de Bennet y Horiuchi, usando el método combinado.

En resumen, si bien es cierto que los métodos considerados resultan mucho más eficaces en las variantes en las que se flexibiliza el supuesto de estabilidad. El uso de los métodos por separado también muestra limitaciones para alguno de los casos presentados, siendo más coherentes los estimados obtenidos de la combinación de ambos cuando existen diferenciales importantes en la omisión censal.

---

<sup>14</sup> Di Brienza, Freitez y León, en la evaluación de la cobertura del registro de mortalidad en el periodo intercensal 1990-2001, señalan una cobertura de 92,1 % para ambos sexos a nivel nacional, utilizando el método de Bennet y Horiuchi, sin incluir migración o diferenciales de omisión censal por edad.

Gráfico 4. Venezuela y DAM, 2001-2011. Subregistro de defunciones masculinas, método GSE Bennet y Horiuchi: cocientes de  $\frac{5\hat{N}_x}{5N_x}$



Fuente: Cálculos propios con base en datos de mortalidad del MPPS, Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011, proyecciones oficiales de población 2000-2020 del INE.

No se pueden identificar suficientes elementos en los diagnósticos gráficos que indiquen que para todos los escenarios planteados sea más eficiente el uso combinado de los métodos; por ejemplo, para las DAM moderadas, resulta mucho más coherente los estimados obtenidos en la aplicación del método de EEC de Hill, en el que se

nota una clara linealidad en el balance de las tasas, una vez realizado el ajuste por el modelo lineal (ver Gráfico 3), mientras que para las DAM urbanas, el método de GSE de Bennet y Horiuchi parece ser el más eficiente dado la estabilización de los coeficientes  $\frac{5\hat{N}_x}{5N_x}$  sin necesidad de incluir la omisión (ver Gráfico 4). No se cumple, entonces, la segunda hipótesis planteada por este trabajo.

Se muestra en el Cuadro 2 el resumen de todos los estimados obtenidos por los diferentes métodos para ambos sexos.

**Cuadro 2. Venezuela y DAM, 2001-2011. Subregistro de defunciones del MPPS según método de estimación**

Grupos	Ecuación de equilibrio del crecimiento EEC			Generaciones sintéticas extintas GSE				Combinados EEC (Hill) y GSE (ByH)
	Brass		Hill	Preston y Coale		Bennet y Horiuchi		
	2001	2011	2001-2011	2001	2011	Censo	Proyecciones	
<b>Defunciones masculinas</b>								
Urbanas	22,6	35,9	0,2	46,1	44,2	5,5	2,2	5,3
Moderadas	17,8	30,6	5,8	43,7	42,7	-0,6	12,6	9,5
Rurales	18,1	37,0	16,6	42,9	47,4	-0,3	28,1	30,2
Venezuela	20,4	33,5	3,9	24,3	31,2	5,8	9,65	12,1
<b>Defunciones femeninas</b>								
Urbanas	30,7	46,7	-1,3	58,5	56,0	18,8	7,5	11,8
Moderadas	27,6	42,6	6,9	59,5	55,4	5,8	18,8	7,0
Rurales	25,2	43,0	19,1	65,4	61,0	5,4	30,5	25,0
Venezuela	29,0	44,5	5,9	37,7	50,1	14,8	14,92	13,4

## 5. CONSIDERACIONES FINALES

Se ha probado que, una vez flexibilizado el supuesto de estabilidad, las particularidades de la estructura de la población a considerar dejan de tener efecto en la eficacia del método de estimación de mortalidad adulta. La pertinencia de los métodos expuestos para la determinación de la cobertura del registro de defunciones está más asociada a “variaciones” en la calidad/coertura de la información conciliada que a la calidad en sí misma de los datos o incluso a la dinámica de los fenómenos demográficos.

Al tener datos aceptables en términos de contenido, se pudo evaluar la sensibilidad de los métodos ante distintos escenarios de subregistro/omisión de los insumos utilizados. Así, el método más pertinente para la estimación de la cobertura resultó ser el método de generaciones sintéticas extintas propuesto por Bennet y Horiuchi (1981), como ya lo señalaba Palloni y Aguirre-Pinto, es el método que produce menos errores ante los distintos escenarios

encontrados en América Latina y el Caribe para el periodo 1950 a 2000 (Palloni y Aguirre-Pinto, 2011). Empero, su eficacia real solo se alcanza cuando la omisión censal se mantiene relativamente estable entre los grupos de edad. En escenarios en los que la omisión haya variado para los conteos poblacionales, efectivamente, resulta más apropiado al combinarlo con el método de ecuación del equilibrio en la variante de Hill (1987).

Por su parte, el método EEC de Hill conviene solo si es posible incluir información confiable de migración para todos los grupos de edad. Esta restricción se hace difícil de superar en la medida que la información obtenida de los censos verifica solo la migración realizada desde la mitad del periodo intercensal.

Los estimados obtenidos para Venezuela y los grupos de DAM expresan un estancamiento en la ampliación de la cobertura del registro de defunciones a escala nacional, que sigue manteniendo los mismos niveles identificados por distintos autores para los años 90. Las defunciones masculinas cuentan con mayor cobertura en los registros que las femeninas, esto pudiese estar ligado a la obligatoriedad del reporte de las muertes por causas violentas, única causa de muerte que muestra un diferencial importante entre sexos y que está concentrado en las DAM urbanas, espacio geográfico en el que mayor diferencia hay en la cobertura por sexo.

Como se esperaba para todas las variantes, las estimaciones apuntan a un menor subregistro en las DAM urbanas comparadas con las moderadas y menos urbanas. El subregistro de las defunciones masculinas identificado en las DAM menos urbanas resulta cinco veces más alto cuando se coteja con el estimado para las DAM urbanas. En el caso de las femeninas, el diferencial entre los subregistros se estima como mínimo en el doble. De estas brechas internas podría estarse derivando el estancamiento en las mejoras históricas de la cobertura del registro. Sin embargo, una evaluación más profunda del funcionamiento de los métodos para grupos de edad y en menores de 5 años sigue siendo necesaria para la elaboración de un diagnóstico más exhaustivo.

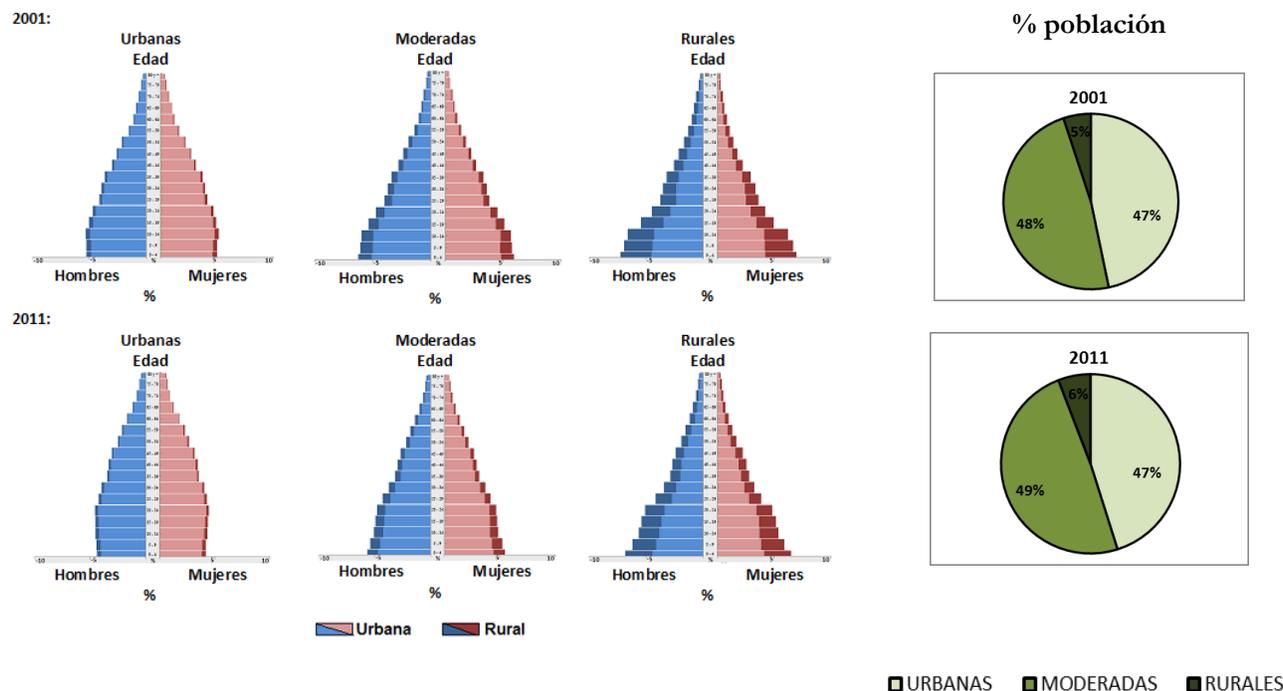
## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agostinho, C. (2009). *Estudo sobre a mortalidade adulta, para Brasil entre 1980 e 2000 e unidades da federação em 2000: uma aplicação dos métodos de distribuição de mortes*. Trabajo final para obtener grado de doctora en el centro de desenvolvimento e planejamento regional, Cedeplar. Belo horizonte, Brasil.
- Agostinho, C. y Queiroz, B. (2008). Estimativas da mortalidade adulta para o Brasil no período 198/2000: uma abordagem metodológica comparativa. Presentado en: VI Encuentro Nacional de Estudios Poblacionales, Caxambu, Brasil, del 29 de septiembre al 3 de octubre de 2008.
- Bennett, N. y Horiuchi, S. (1981). Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population. *Population Index* 47 (2), pp. 207-221.
- Bennett, N. y Horiuchi, S. (1984). Mortality Estimating from Registered Death in Less Developed Countries. *Demography* 21 (2), pp. 217-233.
- Brass, W. (1975). *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Chapel Hill: International Program of Laboratories for Population Statistics.
- Bidegain, G. (1991). “La mortalidad en Venezuela: conocimiento actual”. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad católica Andrés Bello, pp. 124-149.
- Colmenares, 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.
- Di Brienza, M.; Freitez, A. y León, A. (2003). ¿El censo 2001, revela avances en la calidad de la información? *Revista Temas de Coyuntura* n.º 47, pp. 7-39.
- Di Cessare, M. (2011). *El perfil epidemiológico de América Latina y el Caribe: desafíos, límites y acciones*. Colección Documento de Proyectos CELADE-CEPAL, Santiago de Chile, 2011.
- Hill, K. (1987). Estimating Census and Death Registration Completeness. *Asian and Pacific Population Forum* 1 (3), pp. 8-24.
- Hill, K. (2003). Métodos para estimar la mortalidad adulta en los países en desarrollo: una revisión comparativa. *Notas de Población* 76, pp. 81-111.
- Hill, K.; Choi, Y. y Timæus, I. (2005). Unconventional Approaches to Mortality Estimation. *Demographic Research* 13, pp. 281–300. DOI: 10.4054/demres.2005.13.12
- Hill, K.; You, D. y Choi, Y. (2009). Death Distribution Methods for Estimating Adult Mortality: Sensitivity Analysis with Simulated Data Error. *Demographic Research* 21, pp. 235–254. DOI: 10.4054/demres.2009.21.9.
- Hill, K. y Queiroz, B. (2010). Adjusting the General Growth Balance Method for Migration. *Revista Brasileira de Estudos de População* 27, pp. 7-20.
- Jasper-Faijer, D. y Orellana, H. (1994). Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en América Latina. *Notas de Población*, n.º 60, pp. 47-77.
- Ministerio del Poder Popular para la Salud, MPPS. Anuario de mortalidad. Caracas. 2000-2010.
- Moultrie, T.; Dorrington, R.; Hill, A.; Hill, K.; Timæus, I. y Zaba, B. (2013). *Tools for Demographic Estimation*. Paris: International Union for The Scientific Study of Population.
- Naciones Unidas (1986). *Manual X: Técnicas indirectas de estimación demográfica*. Nueva York.
- Palloni, A. y Pinto-Aguirre, G. (2011). “Adult Mortality in Latin America and the Caribbean”. En: Rogers, R. y Crimms, E. (eds). *International Handbook of Adult Mortality*. Springer Science+Business Media.

- Palloni, A.; Pinto, G. y Beltran-Sanchez, H. (2015). *Two Centuries of Mortality Decline in Latin America: From Hunger to Longevity*. Madison: University of Wisconsin.
- Preston, S.; Coale, A.; Trussell, J. y Weinstein, M. (1980). Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations that Are Approximately Stable. *Population Index* 46 (2), pp. 179–202.
- Preston S. y Bennett, N. (1983). A Census-Based Method for Estimating Adult Mortality. *Population Studies* 37 (1), pp. 91–104. DOI: 10.1080/00324728.1983.10405926
- Preston, S. y Horiuchi, H. (1988). Age-Specific Growth Rates: The Legacy of Past Population Dynamics. *Demography* 25 (3), pp. 429-441.
- Queiroz, B. y Sawyer, D. (2012). O que os dados de mortalidade do censo de 2010 podem nos dizer? *Revista Brasileira de Estudos de População* 29 (2), pp. 225-238.
- Schkolnik, S. y Chackiel, J. (1997). América Latina: la transición demográfica en sectores rezagados. Presentado en Conferencia Internacional de Población de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP) Beijing, octubre.
- Shryock, E. y Siegel, J. (1980). *The Methods and Materials of Demography*. 4.º edición. Washington, D.C.: U.S. Bureau of the Census.
- Un Population Division, UNPD. (2012). *World Population Prospects: The 2012 Revision, Volume I: Comprehensive Tables*. Nueva York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs.
- Vincent P. (1951). La mortalite des vieillards. *Population* 6, pp. 182–204. DOI: 10.2307/1524149

ANEXOS

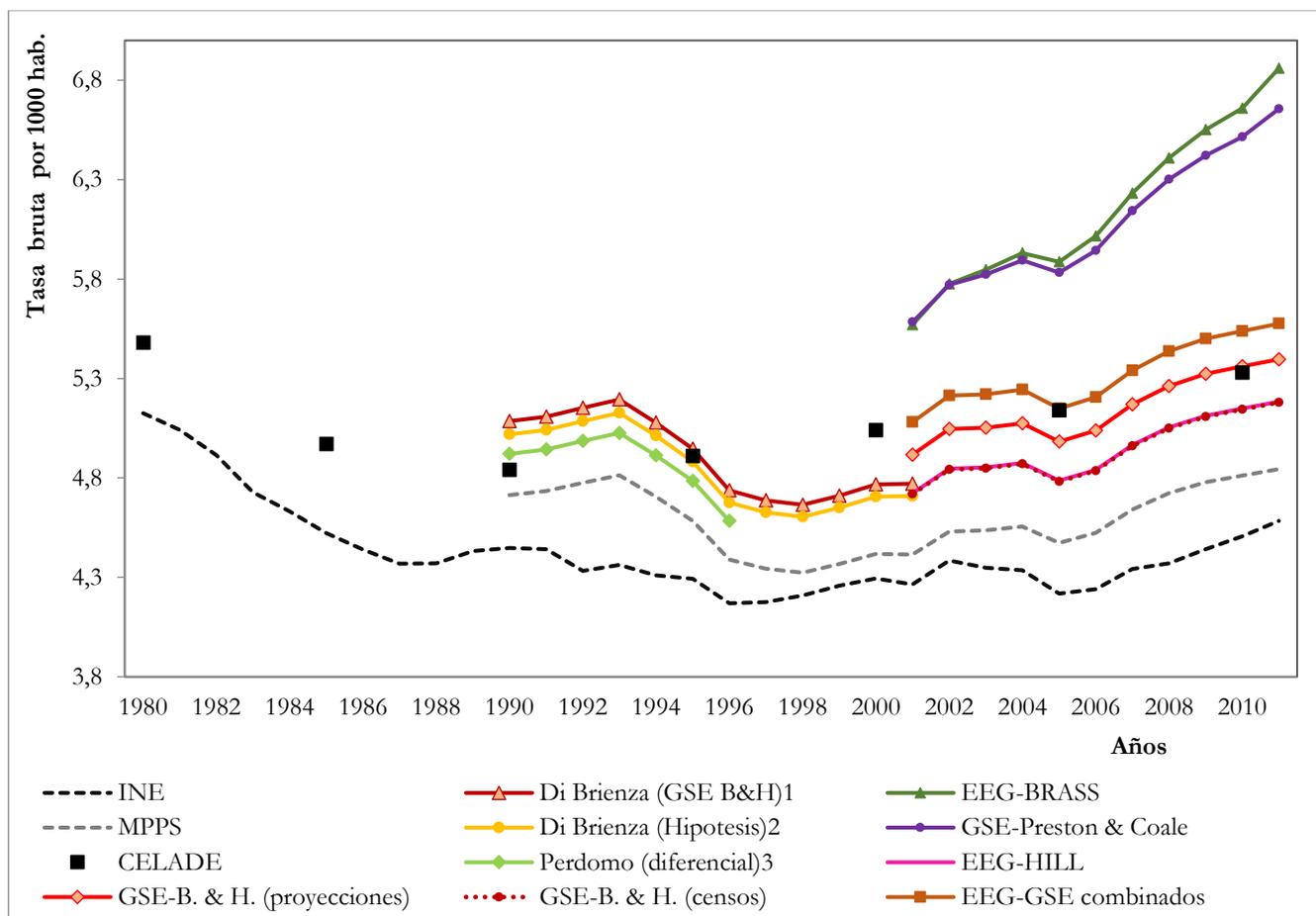
Anexo 1. Grupos de DAM, 2001 y 2011. Proporción y pirámides de población rural y urbana



Anexo 2. Venezuela y grupo de entidades, 2001-2011. Evaluación de calidad del registro de defunciones

Grupos	Myers		Whipple		Índice de exageración de la edad		% edad desconocida		% causas mal definidas	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
<b>Hombres</b>										
Urbanas	-0,7	1,1	102,3	107,4	4,6	5,9	0,02	0,1	0,3	0,5
Moderadas	-0,8	1,4	99,1	104,5	5,2	7,0	0,05	0,1	0,2	0,6
Rurales	-1,1	1,9	102,4	112,4	5,2	7,9	0,06	0,3	0,9	0,2
Venezuela	-0,6	1,3	101	105,8	4,9	6,6	0,04	0,2	0,4	0,6
<b>Mujeres</b>										
Urbanas	-0,5	0,8	98,8	104,3	9,4	12,5	0,01	0,05	0,3	0,1
Moderadas	-0,6	0,9	98,6	105,9	8,8	11,9	0,03	0,07	0,3	0,1
Rurales	-1,3	1,6	92,7	110,8	9,4	13,3	0,03	0,09	0,1	0,2
Venezuela	-0,7	1,3	99,6	104,9	9,1	12,5	0,01	0,07	0,1	0,2
<b>Límites aceptables</b>	<b>-5</b>	<b>5</b>	<b>100</b>	<b>110</b>	<b>H: 4,5</b>		<b>M: 6,5</b>			

Anexo 3. Venezuela, 1985-2011. Tasas brutas de mortalidad observadas y estimadas



INE: tasas observadas calculadas con el registro de estadísticas vitales publicadas por el Instituto Nacional de Estadística.

MPPS: tasas observadas calculadas con los anuarios de mortalidad publicados por el Ministerio del Poder Popular para la Salud.

CELADE: tasas brutas quinquenales proyectadas del 1950 a 2050.

1: tasas brutas corregidas con base en el porcentaje de cobertura estimado en Di Brienza, Freitez y León (2004) con el método de GSE Bennet y Horiuchi.

2: tasas brutas corregidas con base en el porcentaje de cobertura estimado en Di Brienza, Freitez y León (2004) con el diferencial entre las hipótesis de las proyecciones de población y el registro.

3: tasas brutas corregidas con base en el porcentaje de cobertura estimado en Perdomo (1999) tomando los diferenciales con las tablas de vida de CELADE. Otras tasas brutas calculadas con las defunciones del MPPS y corregidas con los factores estimados en este trabajo con los distintos métodos.

Fuente: elaboración propia. Datos de mortalidad del anuario del Ministerio del Poder Popular para la Salud, registro de estadísticas vitales y proyecciones oficiales de población 2000-2020 del Instituto Nacional de Estadística (INE). \*