



## **II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población**

Guadalajara, México, 3 – 5 de Septiembre de 2006

**La demografía latinoamericana del siglo XXI  
Desafíos, oportunidades y prioridades**

### **Uso del Estimador Intrínseco y Medidas Antropométricas para Explorar Efectos de Cohorte en la Mortalidad y Morbilidad Adulta por Diabetes Mellitus**

**Gilbert Brenes**

Universidad de Costa Rica y Universidad de Wisconsin-Madison  
gbrenes@wisc.edu

**Luis Rosero-Bixby**

Centro Centroamericano de Población. Universidad de Costa Rica

**Xinia Fernández Rojas**

Instituto de Investigaciones en Salud. Universidad de Costa Rica

Mesa 10. Métodos, Técnicas y Datos en la  
Investigación Demográfica en América Latina y el  
Caribe

# Uso del Estimador Intrínseco y medidas antropométricas para explorar efectos de cohorte en la mortalidad y morbilidad por diabetes mellitus \*

Gilbert Brenes\*  
Xinia Fernández Rojas♦  
Luis Rosero-Bixby♦

## Resumen

Varios países latinoamericanos se encuentran en etapas avanzadas de la transición epidemiológica, experimentando además un proceso rápido de envejecimiento poblacional. De acuerdo a la perspectiva del “curso de vida”, la gestación y la infancia son períodos críticos para el desarrollo de enfermedades crónicas durante la edad adulta. Según la “hipótesis de Barker”, la desnutrición durante etapas tempranas de la vida aumenta las probabilidades de padecer de diabetes mellitus –una de las enfermedades crónicas de mayor prevalencia en Latinoamérica. Dado que la prevalencia de desnutrición ha venido decreciendo en la región, son las cohortes de los hoy adultos mayores los que corren más riesgo de enfrentarse a este tipo de enfermedades crónicas. El objetivo es explorar la evidencia de efectos de cohorte en la prevalencia y mortalidad de diabetes mellitus en México, Puerto Rico y Costa Rica a través de medidas antropométricas y el método del Estimador Intrínseco. Este último permite –a través de una matriz de eigenvectores- estimar efectos de cohorte, edad y período con datos agregados (tasas específicas de mortalidad), mientras que las medidas antropométricas (altura de la rodilla, largo de la pierna) son usadas como “marcadores” de desnutrición temprana, para estudiar su asociación con la incidencia de diabetes mellitus entre adultos mayores.

El método del EI muestra efectos de cohorte decrecientes sobre la mortalidad por diabetes en los tres países de la región, a medida que se pasa de las cohortes más viejas a las más recientes. El uso de la altura de la rodilla como marcador de desnutrición temprana mostró los efectos de cohorte esperados en Puerto Rico y en Costa Rica: tener una altura de rodilla corta está asociado positivamente con tener diabetes; en México, se encuentra el efecto contrario.

Palabras Claves: Mortalidad, morbilidad, diabetes mellitus, efecto de cohorte, antropometría, Estimador Intrínseco, eigenvalores.

---

\* Trabajo presentado en el II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Guadalajara, Jalisco, México, del 3 al 5 de Septiembre de 2006.

♦ Centro Centroamericano de Población CCP, Universidad de Costa Rica, y Center for Demography and Ecology CDE, University of Wisconsin-Madison.

♦ Centro Centroamericano de Población CCP, Universidad de Costa Rica.

♦ Instituto de Investigaciones en Salud INISA, Universidad de Costa Rica.

# Uso del Estimador Intrínseco y medidas antropométricas para explorar efectos de cohorte en la mortalidad y morbilidad por diabetes mellitus \*

Gilbert Brenes\*  
Xinia Fernández Rojas♦  
Luis Rosero-Bixby♦

## Introducción

La perspectiva de “curso de vida” en el estudio de las enfermedades crónicas discute el efecto de condiciones adversas durante las edades tempranas (gestación, infancia, niñez) sobre la alta prevalencia de ciertas enfermedades crónicas (Kuh and Ben-Shlomo, 1997). Según la llamada “Hipótesis de Barker” –fundamental en esta perspectiva-, algunas de estas enfermedades crónicas –particularmente la diabetes mellitus DM- son “programadas” en el útero o durante los dos primeros años de vida; específicamente la desnutrición fetal e infantil aumenta las probabilidades de que la persona desarrolle DM y aumenta el riesgo de enfermedades cardiovasculares durante la edad adulta (Barker, 1998; Barker et al, 2002; Hales y Barker, 2001). Esta hipótesis cobra relevancia en el contexto latinoamericano, pues varios países de la región se encuentran en etapas avanzadas de la transición epidemiológica, caracterizadas por la alta prevalencia de enfermedades crónicas y degenerativas no transmisibles. Por ejemplo, en México la prevalencia de DM entre la población adulta llega a 3.9% mientras que en Costa Rica es de 3.3% (Mackay y Mensah, 2004). El rápido proceso de envejecimiento acrecienta los problemas generados por este perfil epidemiológico, ya que la proporción de adultos mayores va creciendo, y es precisamente este grupo humano el que más padece de este tipo de males. Si a esto le agregamos que estas cohortes están compuestas por los sobrevivientes de una época caracterizada por la desnutrición y las enfermedades infecciosas cuando eran jóvenes, es válido conjeturar que la alta prevalencia de la DM esté relacionada con la niñez adversa de estas cohortes. De hecho, Martorell y colegas han estudiado profusamente el caso de Guatemala, en donde ligan la desnutrición temprana no sólo con concentraciones anormales de glucosa (Conlisk et al, 2004), sino también con capacidad reproductiva (Khan et al, 1995; Ramarkishnan et al, 1999), crecimiento corporal (Martorell et al, 1998) y habilidad cognitiva (Martorell, 1997). En México se ha encontrado evidencia similar con respecto del síndrome metabólico (González-Barranco y Ríos-Torres, 2004).

---

\* Trabajo presentado en el II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Guadalajara, Jalisco, México, del 3 al 5 de Septiembre de 2006.

♦ Centro Centroamericano de Población CCP, Universidad de Costa Rica, y Center for Demography and Ecology CDE, University of Wisconsin-Madison.

♦ Centro Centroamericano de Población CCP, Universidad de Costa Rica.

♦ Instituto de Investigaciones en Salud INISA, Universidad de Costa Rica.

La prevalencia de desnutrición decreció paulatinamente a medida que los países de la región expandieron su economía durante el período desarrollista de sustitución de importaciones e invirtieron en programas de salud (particularmente, vacunaciones y promoción prácticas de higiene) y asistencia social. Si además el devenir histórico permite suponer que las cohortes de los hoy adultos mayores estuvieron expuestas a situaciones adversas durante su niñez y además que están actualmente en alto riesgo de padecer DM, entonces la relación entre ambas condiciones sugiere que es posible un fuerte efecto de cohorte en la evolución de la incidencia y prevalencia de DM.

Uno de los problemas más serios para poder llevar a cabo este tipo de investigación en América Latina es la ausencia de fuentes de datos que tengan información sobre la salud en la infancia y en la edad adulta a la vez. Por consiguiente, la existencia de dichos efectos de cohorte sólo se puede estudiar con información indirecta. El objetivo de este trabajo es explorar la evidencia de efectos de cohorte en la incidencia y prevalencia de DM en México, Puerto Rico y Costa Rica, a través de dos métodos: la aplicación del Estimador Intrínseco (EI) a series de tiempo de tasas de mortalidad y morbilidad, y la asociación entre antropometría y la probabilidad de tener DM con microdatos provenientes de encuestas de envejecimiento. Ni el EI ni las medidas antropométricas permiten demostrar o probar la hipótesis de la programación temprana de enfermedades crónicas. Sólo permiten explorar si la información indirecta sugiere la existencia de efectos de cohorte.

## **La hipótesis de la programación en utero de la DM, o “Hipótesis de Barker”.**

Existe una fuerte asociación entre el bajo peso al nacer y la resistencia a la insulina. La hipótesis del fenotipo ahorrativo postula que existe una programación que se da durante el primer trimestre de gestación, que define las condiciones de funcionamiento fisiológico, de forma que cuando las condiciones son adversas intrauterinamente, se produce una reducción en la sensibilidad de la insulina *in utero*, lo cual condiciona a que en la vida adulta los niños nacidos pequeños para su edad gestacional, presenten DM tipo 2, dislipidemias, hipertensión entre otros (Jaquet, et al, 2002). El mecanismo biológico de esta asociación, se basa en que la malnutrición uterina ocasiona una deficiencia en la producción de células beta pancreáticas, debido a una reducción en la concentración de factor de crecimiento similar a la insulina (IGF-1) en respuesta a la hipoglicemia fetal (Hales y Barker, 2002). Algunos indicadores antropométricos, como estatura y la altura de rodilla, son indicadores de desnutrición temprana, y por tanto se consideran importantes variables asociadas al desarrollo de DM en la edad adulta. Esto sucede especialmente en poblaciones que han sufrido deprivación nutricional intrauterina; fuera del ambiente materno, y ante condiciones de sobreoferta alimentaria, los portadores de este fenotipo ahorrativo, independiente de la causa que originó el retraso de crecimiento fetal, estarían en mayor riesgo de desarrollar DM y síndrome metabólico que aquellos nacidos con peso adecuado para su edad gestacional (Soto y Mericq, 2005).

## **Métodos**

Como se mencionó, se utilizan dos aproximaciones metodológicas para explorar posibles efectos de cohorte en la incidencia y prevalencia de DM:

## El Método del Estimador Intrínseco EI

El EI es un nuevo método para estimar efectos de cohorte, edad y período con datos agregados, como tasas específicas de mortalidad (Fu y Rohan, 2004; Fu, Hall y Rohan, 2004; Yang, Fu y Land, 2004). La literatura demográfica y epidemiológica ha estado tradicionalmente interesada en analizar los efectos de edad, cohorte y período EPC (Hobcraft, Menken y Preston, 1982; Kupper, Janis, Karmous y Greenberg, 1985) porque estos tres conceptos son importantes para explicar variaciones históricas de eventos demográficos y ayudan a comprender mejor los posibles factores de riesgo de un evento, generalmente las causas de morbi-mortalidad. La principal crítica a este tipo de análisis es que es imposible poder estimar efectos de edad, cohorte y período que sean totalmente independientes uno del otro, porque existe una dependencia lineal perfecta entre los tres conceptos: Período-Cohorte = Edad. La estrategia que se había venido utilizando para este tipo de análisis es estimar modelos lineales generalizados en los que cada edad, período y cohorte es representado con una variable dicotómica, excepto las respectivas tres categorías de referencia. No obstante, por el problema de la combinación lineal perfecta, es necesario incluir dos restricciones adicionales para que el modelo se pueda estimar estadísticamente; de lo contrario, se da todavía una situación de perfecta colinealidad, y los coeficientes y errores estándar del modelo lineal generalizado se indefinen (Yang, Fu y Land, 2004). Esta situación hace que Wilmoth (1990) sugiera que es matemáticamente imposible estimar efectos de una de las tres dimensiones que sea completamente independiente de las otras dos dimensiones.

El EI, sin embargo, utiliza una matriz de eigenvectores, con los cuales se deriva una serie de variables independientes que no están perfectamente correlacionadas entre sí y que se incorporan a un modelo lineal generalizado para estimar los diferentes efectos. La no correlación lineal entre las variables independientes logra superar el problema de la perfecta dependencia lineal entre cohortes, períodos y edades. El EI se puede describir como una matriz  $B$  que es estimada con la siguiente fórmula:

$$B = (I - B_0 B_0^T) \hat{b}$$

donde:

$$\hat{b} = B + t B_0,$$

y:

$B_0$  es el eigenvector correspondiente al eigenvalor 0 de la matriz de diseño ( $X'X$ );  $t$  es un número real arbitrario, y  $\hat{b}$  es un vector de coeficientes estimados con restricciones arbitrarias; los coeficientes corresponden a la regresión de  $Y$  (que en este caso es el conjunto de tasas específicas de mortalidad por DM) con respecto de las variables independientes de la matriz de diseño  $X'X$ .

Para el presente artículo, las covariables del EI se utilizarán para estimar un Modelo Lineal Generalizado con distribución Poisson y el logaritmo como función de vínculo. La variable dependiente es el número de defunciones con la DM como causa por grupos quinquenales de edad. Para analizar la tasa en lugar del número absoluto de defunciones, se incorpora la población a mitad de período por grupos de edad como variable de exposición.

Siguiendo a Yang, Fu y Land (2004), se utilizó una solución semi-paramétrica para controlar por sobredispersión: los errores estándar se multiplicaron por el *deviance* del modelo estimado dividido por los grados de libertad.

### **Medidas antropométricas: estatura, altura de rodilla y largo de pierna**

Las medidas antropométricas han sido, durante el siglo XX, los indicadores tradicionales para analizar desnutrición infantil: las razones de peso por edad y peso por talla son las más utilizadas (Gorstein, Sullivan, Yip, de Onis et al, 1994). En las investigaciones epidemiológicas con las que se desarrolló la hipótesis de Barker, las variables de exposición también se podrían clasificar como medidas antropométricas; el peso al nacer fue la primera medida empleada por este investigador, aunque las investigaciones recientes consideran que el índice ponderal (peso al nacimiento en gramos dividido por talla en centímetros al cubo) es un mejor indicador del bajo consumo calórico durante la gestación (Barker, 1998; Barker et al, 2002; Hale y Barker, 2001). Debido a la escasez de “poblaciones epidemiológicas” sobre las que se tengan datos longitudinales desde el nacimiento hasta la edad adulta, la hipótesis de la “programación en útero” de la DM ha venido siendo utilizada como base teórica para explicar la relación entre altura y prevalencia de DM en estudios de la década del noventa y del 2000 (Anastasiou et al, 1998; Branchten et al, 2000; Brown et al, 1991; Conlisk et al, 2004; Guerrero Igea et al, 2001; Jang et al, 1998; Kousta et al, 2000; Lara Esqueda et al, 2004; Meza et al, 1995; Njolstad, Arnesen y Lund-Larsen, 1998; Olatunbosun y Bella, 2000; Pan et al, 2001; Riste et al, 2001; Sánchez Castillo et al, 2004; Schmidt et al, 2005; Stanner et al, 1998; Tabak et al, 2002). La idea de usar la altura como un biomarcador de desnutrición temprana no es nueva. Las referencias clásicas provienen del concepto de crecimiento potencial de Leitch (1951), del concepto de evolución tecnofisiológica (“technophysio evolution”) de Fogel y Costa (1997), y del análisis del crecimiento secular de los japoneses entre 1949 a 1959, el cual coincide con un aumento en el consumo de proteína animal (Mitchell, 1962). Si los análisis de Fogel y Costa se han centrado en la altura durante la edad adulta como la medida antropométrica más empleada debido a las limitaciones que tienen las bases de datos que utilizan, Leitch y Mitchell ponen su atención en la longitud de las extremidades inferiores. Leitch (1951) hace notar que los mamíferos que no crecieron en todo su potencial por mala nutrición tienen patas más cortas con respecto del tamaño de su tronco (cita como ejemplo a los cerdos). Por su parte, Mitchell concluye que el crecimiento en la altura total de los jóvenes japoneses se debió principalmente a un incremento en la longitud de las piernas, más que en la longitud del tronco. Estas observaciones son útiles para discernir la mejor medida antropométrica que pueda servir como biomarcador de desnutrición temprana, debido a que la altura final de un adulto también depende de otros factores, especialmente los genéticos. Con datos de una cohorte británica seguida desde el nacimiento hasta la edad 43, Wadsworth et al (2002) encuentran que la longitud de la pierna en esta edad está significativamente asociada a la duración de la lactancia y el consumo energético a los 4 años de edad, controlando por altura paterna, peso al nacer y peso a los 4 años. Gunnell y colegas (Gunnell, 2002; Gunnell et al, 2000) y Davey Smith et al (2001) favorecen el uso de la longitud de la pierna como biomarcador de desnutrición temprana, pero aclaran que todavía no hay suficiente evidencia como para escoger entre el largo total o la razón del largo de la pierna dividido por el largo del tronco. Palloni y colegas (2005) prefieren la altura de la rodilla para estudiar adultos mayores, porque este biomarcador es menos afectado por las malformaciones en los huesos que experimenta este grupo poblacional.

En estudios que ligan directamente estas medidas antropométricas con la DM, a la luz de las ideas de Barker, Davey Smith et al (2001) encuentran que el largo de la pierna, pero no

el largo del tronco, está relacionado con resistencia a la insulina. En Australia, Moses y Mackay (2004) reportan que tanto la longitud absoluta de la pierna como la razón pierna/estatura están relacionadas con niveles altos de la Prueba Oral de Tolerancia de la Glucosa (POTG), pero no con niveles de glucosa en ayunas. Palloni et al (2005) encuentran que los adultos mayores portorriqueños con una altura de la rodilla por debajo del primer cuartil tienen un riesgo mayor, que es pequeño pero significativo, de haber sido diagnosticados con DM.

La medida antropométrica por utilizar en este artículo es la altura de la rodilla. Esta operacionalización se ha utilizado para estudiar DM entre adultos mayores portorriqueños y de 6 ciudades latinoamericanas (Palloni et al, 2004; Palloni, McEniry, Wong y Peláez, 2006). Tanto en CRELES como en ENASEM, para la medición de la altura de la rodilla, se le daba preferencia a la rodilla derecha; la persona debía estar sentada en una silla formando con sus piernas un ángulo de 90 grados al doblar la rodilla; el estadiómetro, instrumento para la medición, debía colocarse desde encima del hueso de la rodilla y pasar por el hueso del tobillo; en Costa Rica, (INEGI, 2001; CRELES, 2002). En Puerto Rico, se utilizó un procedimiento similar.

Es importante recalcar que la situación ideal hubiera sido el contar con medidas tomadas durante la niñez del entrevistado (como peso al nacer ó índice ponderal), en lugar de marcadores tomados durante la edad adulta. Sin embargo, esta información es muy rara en fuentes de datos latinoamericanas. Por consiguiente, altura de la rodilla es el marcador que más se puede aproximar al concepto que se desea analizar, y por ende a inspeccionar la evidencia sobre efectos de cohorte.

## **Fuentes de información**

### **Fuentes de datos agregados: La Base de Datos de Mortalidad de la Organización Mundial de la Salud (WHO Mortality Database) y el Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos del Centro Centroamericano de Población CCP.**

Para la estimación de efectos de cohorte con datos agregados, se utiliza la información de la Base de Datos de Mortalidad de la Organización Mundial de la Salud (WHO-MD, por sus siglas en inglés “Mortality Database”) y, para Costa Rica, del Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos (PDQ, por el nombre del software utilizado), del sitio Web del Centro Centroamericano de Población CCP. La WHO-MD contiene las estadísticas oficiales sobre el número de defunciones por grupos quinquenales de edad y por causas de muerte. Para registrar las causas de muerte, se basa en la 7<sup>a</sup>, 8<sup>a</sup>, 9<sup>a</sup> y 10<sup>a</sup> revisiones de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-7, CIE-8, CIE-9, CIE-10), dependiendo de los años en los que cada país adoptó las nuevas versiones de la clasificación. Así, para los países que se van a analizar en este artículo, los períodos cubiertos por cada revisión son los siguientes:

<u>País</u>	<u>CIE-7</u>	<u>CIE-8</u>	<u>CIE-9</u>	<u>CIE-10</u>
Costa Rica	1965-1967	1968-1979	1980-1996	1997-1999
México	1965-1967	1968-1978	1979-1997	1998-1999
Puerto Rico	1965-1966	1968-1977	1979-1998	1999
Canadá	1965-1968	1969-1978	1979-1999	

Nótese que algunos años están excluidos de la lista. Puerto Rico carece de la información para 1967, 1968 y 1978. Se estimó el número de defunciones por interpolación lineal entre grupos quinquenales de edad y sexo. La WHO-MD también cuenta con la tasa

estimada de cobertura de las estadísticas vitales, así como con las estimaciones poblacionales para cada país, con el fin de que se puedan calcular tasas de mortalidad. Para Puerto Rico, se utilizó esta población, excepto para el período 1965-1969, que se obtuvo de publicaciones en Internet. La población de México se obtuvo del cuadro “Población total por grupos quinquenales de edad según sexo, 1950 a 2000” de la página de Internet del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática INEGI, en: <http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/rutinas/ept.asp?t=mpob03&c=3180>. La población de Costa Rica se tomó del PDQ, en la página Web del CCP, para el período 1970-1999, y de una ponencia del Quinto Seminario Nacional de Demografía para el período 1965-1969 (Jiménez, 1970).

El Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos PDQ fue utilizado para obtener las estimaciones de población del período 1970-1999 para Costa Rica, pues del PDQ se pueden generar tabulaciones en línea de las estimaciones y proyecciones oficiales de Costa Rica 1970-2050. Los datos del PDQ también fueron utilizados para corroborar la información de las defunciones por DM, según la WHO-MD. El PDQ se puede encontrar en la página web del CCP en: <http://censos.ccp.ucr.ac.cr/>. Las estadísticas vitales de Costa Rica contenidas en el sistema PDQ fueron provistas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica INEC, ente encargado de la producción de las mismas.

### **Fuentes de microdatos sobre antropometría**

En el análisis con medidas antropométricas, se utilizan dos encuestas sobre envejecimiento: CRELES (Costa Rica: Estudio sobre Longevidad y Envejecimiento Saludable) y ENASEM (Encuesta Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México)–también conocida por sus siglas en inglés MHAS-. Adicionalmente, los resultados son comparados con estimaciones previas hechas con información de adultos mayores de 6 ciudades latinoamericanas (Palloni et al, 2006), así como con otras estimaciones generadas por los investigadores de PREHCO (“Puerto Rican Elderly: Health Conditions”), que han analizado la relación entre antropometría y prevalencia de DM en Puerto Rico (Palloni et al, 2004).

La población de estudio de CRELES se refiere a los habitantes de Costa Rica nacidos antes de 1946 y que estaban vivos durante el período 2004-2006. El diseño de la muestra es probabilístico bietápico y estratificado. En la primera etapa, se seleccionaron aleatoriamente 8000 individuos de 55 años y más según el Censo de Población de Costa Rica de 2000; cada grupo quinquenal de edad constituyó un estrato; con el fin de contar con suficiente submuestra de personas de edad avanzada, las probabilidades de selección de cada estrato eran mayores que las del estrato previo más joven. Para la segunda etapa, se agruparon a los individuos seleccionados según las áreas oficiales del Ministerio de Salud, y se seleccionó una muestra preliminar de 4000 personas, que incluía un estrato totalmente autorrepresentado (muestra 100%) de las personas nacidas antes de 1905. Se anticipó que iba a ser alta la tasa de pérdida de muestra debido a rechazos, no localizaciones y especialmente mortalidad, por lo que se esperaba contar al final del trabajo de campo con cerca de 3000 entrevistados. Dado que el trabajo de campo fue planeado para realizarse entre noviembre de 2004 y setiembre de 2006, el análisis de este artículo se realizó no con la muestra final (con la que todavía no se cuenta), sino con los entrevistados hasta el 30 de abril de 2006. Esta muestra equivale a 2207 personas; excluyendo los casos con al menos un valor perdido, la muestra que se analiza está compuesta por 1806 entrevistados. . El trabajo de campo toma dos años porque sólo hay dos equipos de trabajo constituidos cada uno por un conductor, dos técnicos de laboratorio (flebotomista) y 1 entrevistador, y el otro con un chofer, y cuatro entrevistadores efectúan en total cerca de 30 entrevistas y tomas de muestras por semana. El proyecto capta información



de un cuestionario estructurado, pero también se toman muestras de sangre y orina en ayunas, se le toman medidas antropométricas a los entrevistados (peso, altura, altura de la rodilla, circunferencia de la cadera) y se les ponen a hacer ciertas pruebas de funcionalidad física (como pruebas para medir pico de flujo respiratorio, repeticiones de sentarse y ponerse de pie, etc.). El procedimiento rutinario es solicitar el consentimiento personal y efectuar la entrevista un día, y a la siguiente mañana tomar las muestras de sangre por venipuntura y, si no se les ha hecho, llevar a cabo el módulo de antropometría. El consentimiento informado, así como la entrevista y el protocolo de análisis fueron aprobados por el Comité de Ética de la Universidad de Costa Rica. El financiamiento se obtuvo de la Fundación Wellcome Trust.

CRELES cuenta con tres indicadores o fuentes para medir DM: con una pregunta dirigida al entrevistado, con niveles de glucosa en ayunas en una sola ocasión, y con niveles de hemoglobina glicosilada en una sola ocasión. La pregunta del cuestionario es la siguiente:

*¿Alguna vez un médico le dijo que ha tenido diabetes (niveles altos de azúcar en la sangre)?*

Según los biomarcadores, una persona es clasificada como diabética si su nivel de glucosa sérica en ayunas es igual o superior a 126 mg/dL, o bien si su nivel de hemoglobina glicosilada es de 6.5% ó más. El primero es el criterio técnico redomendado para diagnóstico por el Grupo Consultivo de la Organización Mundial de la Salud (WHO, 1999), mientras que la hemoglobina glicosilada es utilizada comúnmente para el control de tratamiento. Este biomarcador ha sido propuesto como alternativa a la Prueba Oral de Tolerancia de Glucosa (POTG, considerada el “standard dorado” para el diagnóstico de DM) porque los pacientes no requieren estar en ayunas, o esperar 2 horas antes de que la muestra de sangre sea tomada. La hemoglobina glicosilada es tomada como un mejor biomarcador de las concentraciones medias de glucosa a través del día (Peters, Davidson, Schriger y Hasselblad, 1996). En Costa Rica, los niveles de glucosa en ayunas son el criterio usual para el diagnóstico inicial de DM, pero también el sistema público de salud está uniformando los criterios para el uso de la hemoglobina glicosilada en las distintas entidades del sistema en todo el país. Las muestras de sangre fueron analizadas en laboratorios de la Universidad de Costa Rica y de la Caja Costarricense del Seguro Social CCSS. Se utilizaron los tres indicadores para operacionalizar DM de 5 maneras distintas: sólo pregunta autorreportada, sólo con niveles de glucosa, sólo con hemoglobina glicosilada, autorreporte + niveles de glucosa, y autorreporte + hemoglobina glicosilada. Al final, el modelo más complejo se estimó únicamente con dos de los criterios: sólo autorreporte, y autorreporte + niveles de glucosa (dado que el nivel de glucosa en ayunas es el biomarcador básico para diagnóstico).

En cuanto a ENASEM, la Encuesta Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México, la población de estudio está compuesta por mexicanos nacidos antes de 1951 y sus cónyuges (matrimonio o unión libre) y que sobrevivieron al año 2001 sin estar institucionalizados. El diseño muestral es probabilístico y multietápico; el marco muestral está basado en la Encuesta Nacional de Empleo ENE. Un adulto es seleccionado aleatoriamente de cada hogar, pero también se entrevista a su cónyuge. La primera ronda fue terminada en 2001 y la segunda en 2003. La muestra original de este estudio mexicano es de 15230 personas, pero el tamaño de la submuestra a la cual se le aplica el módulo de antropometría es de cerca de 2000 (Soldo, Wong y Palloni, 2002). ENASEM permite estudiar DM sólo con preguntas en el cuestionario, pero no con biomarcadores. La pregunta es similar a la que se formula en Costa Rica:

*¿Alguna vez le ha dicho un doctor o personal médico que usted tiene diabetes o un nivel alto de azúcar en la sangre?*

Los resultados con CRELES y ENASEM serán comparados con estimaciones generadas por los investigadores de PREHCO -Puerto Rican Elderly: Health Conditions”- (Palloni et al, 2004). Los procedimientos de mediciones antropométricas y los cuestionarios de PREHCO son comparables a los utilizados en ENASEM y CRELES. El estudio portorriqueño infiere a la población de 60 años y más no institucionalizada y sus cónyuges, residentes en Puerto Rico en Junio del 2000. El diseño de la muestra de PREHCO es probabilístico, estratificado y multi-etápico, y su población de estudio la constituyen los adultos de 60 años ó más a junio del 2000. Hay sobremuestreo de la población afrodescendiente y de los individuos mayores de 80 años. Sumando a los individuos seleccionados con sus esposas ó esposos, el total de la muestra asciende a 5737 personas. La tasa global de respuesta fue de 94% (Palloni, McEniry, Guend, Dávila et al, 2004).

## **Resultados**

Se comenzará explorando la evidencia de efectos de cohorte con el método del EI porque esta se deriva de datos agregados, mientras que las medidas antropométricas permiten estudiar los efectos de cohorte con datos individuales y controlando por posibles variables confusoras en la relación con la DM. La evidencia de efectos de cohorte, edad y período se muestra en gráficas en lugar de con tablas con los resultados de los modelos, porque las gráficas son más claras. Todos los efectos están dados en escala logarítmica, por lo que los valores exponenciados se pueden interpretar como riesgos relativos, con respecto de la tasa promedio. Dado que las variables “dummy” dentro de los modelos de estimación están operacionalizadas como contrastes, la tasa promedio se interpreta como se interpretaría el promedio estimado en un Análisis de Variancia.

### **Análisis de cohorte con el Estimador Intrínseco EI**

En las gráficas, se compara México, Costa Rica y Puerto Rico, más Canadá, que se usa como una especie de control, con el fin de contrastar los casos latinoamericanos con un país industrializado que experimentó una transición demográfica y epidemiológica más temprana. El gráfico 1 muestra las tasas de mortalidad por DM (no ajustadas) para los 4 países analizados. Puerto Rico resalta como el país con mayor incremento, mientras que Canadá es el país con las tasas más bajas y estables. México tiene tasas de mortalidad bajas pero que se vienen incrementando sostenidamente. Costa Rica muestra un comportamiento errático durante los primeros 18 años del período, y después una tendencia leve a incrementarse, similar a la de México. En cuanto a los efectos de cohorte, teóricamente, si un país ha disfrutado de un mejoramiento de las condiciones nutricionales, como ha ocurrido en el siglo XX, se esperaría que el efecto de cohorte fuera una curva descendente. Además, se espera que la pendiente de la curva sea más pronunciada a partir de los años de introducción de las medidas del Estado Benefactor (Welfare State). Mientras que en Puerto Rico esto ocurrió después de que la soberanía de la isla fue transferida a Estados Unidos por parte de España a principios del siglo XX, en México ocurrió a mediados de la década de 1930 con el gobierno de Lázaro Cárdenas, y en Costa Rica, con los gobiernos reformistas de las décadas de 1940 y 1950.

El gráfico 2 muestra los efectos de edad y período para las tasas de ambos sexos en conjunto. La gráfica de edad sigue el patrón esperado: a edades mayores, la tasa específica de mortalidad por DM es mayor. Dado que la variable tiene una escala logarítmica, la progresión lineal observada en Canadá implica un crecimiento exponencial de las tasas similar a una curva Gompertz. La gráfica de los tres países latinoamericanos es más

curvilínea, tendiendo a ser más plana en edades mayores; estas tres curvas prácticamente se traslapan. Donde se observan diferencias más notorias entre países es en el efecto de período. En Canadá, la línea es aproximadamente plana; en Costa Rica, la línea también es relativamente plana, aunque muestra un leve decrecimiento en el período 1975-1980, a partir del cual la curva empieza a crecer lentamente; en Puerto Rico y México las curvas son monotónicamente crecientes. Esto sugiere que en estas dos últimas naciones, se han dado cambios en el período 1965-2000 que afectan a todos los grupos etarios aproximadamente por igual, mientras que en Canadá y Costa Rica estos cambios han sido leves.

El gráfico 3 presenta los efectos de cohorte, separados en subgráficos para cada país. En los cuatro países, la progresión de la curva es descendente, lo cual confirma la hipótesis que se tenía. La curva de Puerto Rico es la que mejor se ajusta a la tendencia lineal, y esto sugiere que el factor que está explicando el efecto de cohorte ha venido cambiando sostenidamente desde finales del siglo XIX. El gráfico de Costa Rica puede dividirse en aproximadamente 3 segmentos: las cohortes nacidas entre 1880 y 1915, para las cuales el decrecimiento es sostenido; las cohortes de 1920-1950, para las cuales el decremento se desacelera; y por último, el segmento 1955-1965 que tiene la pendiente mayor, lo que indica que el proceso de disminución se acelera. Mientras que el primer período coincide en términos generales con la incorporación de Costa Rica al mercado externo con el auge de las exportaciones de café y banano, durante el segundo período, el país experimentó una situación política y económica poco estable: los efectos de las dos Guerras Mundiales, la dictadura de los Tinoco, las huelgas generales de los años 30, los reformistas años 40 y la Guerra Civil de 1948. El último período se da posterior a la abolición del ejército, y al mismo tiempo que la expansión del Estado Benefactor.

La gráfica de México también se puede dividir en tres segmentos: las cohortes nacidas en el siglo XIX, para la cual la curva se mantiene relativamente plana; el período 1900-1915, en el que el decrecimiento es acelerado; y el período 1920-1965, en el que el decrecimiento también es acelerado, después de un cambio mínimo entre 1915 y 1920. El segundo período es aproximadamente contemporáneo con la Revolución Mexicana y la inestabilidad política previa a las acciones bélicas, mientras que el último período se puede considerar como la época post-revolucionaria durante la cual la República Mexicana desarrolló medidas típicas de un Estado Benefactor. De todos los períodos, el comportamiento del segundo es el más extraño, pues un período de conflagraciones bélicas debería estar asociado con problemas de acceso a recursos económicos. Por último, la línea de Canadá también se puede dividir en tres segmentos: los últimos años del siglo XIX en que la curva es prácticamente plana; las cohortes nacidas entre 1890 y 1955, para las cuales el descenso es acelerado y monotónico; y las cohortes nacidas entre 1960 y 1965, para las que la pendiente es todavía más pronunciada.

En resumen, para los tres países latinoamericanos y para Canadá se observa un efecto de cohorte en la mortalidad por DM. Este es descendente a medida que el año de nacimiento de la cohorte es más reciente, lo cual coincide con la teoría. En Costa Rica, las cohortes coinciden claramente con etapas en el desarrollo político, social y económico del país. En México también ocurre lo mismo; aunque se hubiera esperado que los nacidos durante la Revolución Mexicana tuvieran una curva relativamente plana, las cohortes nacidas durante este período están representadas también por una curva descendente. En Puerto Rico, la curva es monotónicamente descendente lo cual sugiere que inclusive durante el gobierno español ya se estaban dando procesos que mejoraban las condiciones de los niños portorriqueños. Por último, la fuerte tendencia decreciente de la curva canadiense coincide con el sostenido desarrollo industrial del país, el cual se fortalece particularmente durante el siglo XX.

Al estimar los efectos de edad, período y cohorte, no se encuentran diferencias importantes que cambien los resultados antes descritos. Ahora bien, ¿representan estas curvas verdaderos efectos de cohorte, o son un artificio producido por el hecho de que las cohortes más viejas están representadas en la base de datos únicamente por las personas de más edad, mientras que las cohortes más recientes están representadas por las personas más jóvenes? En el Anexo 1, sobre “Consideraciones metodológicas sobre el Estimador Intrínseco EI”, se discute aritméticamente cómo se calculan los efectos de cohorte.

### **Análisis de efectos de cohorte usando medidas antropométricas**

Como se explicó anteriormente, la altura de la rodilla se considera un indicador de un efecto de cohorte en el tanto se use como un biomarcador de desnutrición durante la gestación y la infancia. Como se mencionó, a diferencia de la longitud total de la pierna o de la estatura total, la longitud de la rodilla es menos afectada por los procesos de deformación de los huesos (Palloni y Guend, 2005). Uno de los problemas con este indicador es que no existe un punto de corte para establecer claramente quiénes estuvieron afectados por la desnutrición temprana y quiénes no; esta es la razón por la que se están utilizando los cuartiles como puntos de corte. El gráfico 4 muestra, para Costa Rica y México, la distribución porcentual de los grupos definidos por los cuartiles, según grupos de edad. Los grupos más viejos tienen una mayor proporción de personas con baja altura de la rodilla, mientras que entre los más jóvenes, este grupo representa una menor proporción. Si además se supone que las personas con menor longitud de pierna tenían una mortalidad mayor, entonces si tuviéramos el total de miembros de cada cohorte (tanto vivos como fallecidos), el grupo de pierna más corta hubiese representado una proporción todavía mayor. En México, se observa una diferenciación mayor de las distribuciones entre los más viejos y los más jóvenes. El análisis supondrá que las personas con una altura de rodilla menor al primer cuartil tuvieron problemas de desnutrición durante su gestación o infancia, aunque esta relación no sea completamente perfecta.

Si la altura de la rodilla es un buen biomarcador de desnutrición temprana, entonces su relación con la prevalencia de DM indicaría un efecto de cohorte en el desarrollo de esta enfermedad. El cuadro 1 muestra el efecto de tener una pierna corta en el padecer de DM. El análisis de Puerto Rico fue tomado de Palloni et al (2002). Los modelos también son análogos a los aparecidos en Palloni, McEniry, Wong y Peláez (2006), los cuales analizan DM autorreportada entre adultos mayores en 6 ciudades latinoamericanas (incluida México DF). Los resultados correspondientes a México y Costa Rica fueron estimados para el presente artículo. Adicionalmente, como se mencionó, para Costa Rica se están utilizando cinco criterios para definir DM: a) auto-reporte de diagnóstico previo, b) niveles de glucosa en ayunas  $\geq 126$  mg/dl, c) niveles de hemoglobina glicosilada  $\geq 6.5\%$ , d) auto-reporte ó glucosa  $\geq 126$  mg/dl, y e) auto-reporte ó hemoglobina glicosilada  $\geq 6.5\%$ . En el cuadro 1, se está tomando la misma especificación utilizada por Palloni et al (2002): aparte de una variable dicotómica correspondiente a altura de la rodilla menor al primer cuartil, el modelo controla por Índice de Masa Corporal (IMC) mayor o igual a 30, pobreza en la niñez, mala salud en la niñez, grupos quinquenales de edad, sexo y nivel de instrucción de 6 años ó más. En ENASEM (México) no se cuenta con una variable que se refiera directamente a pobreza durante la niñez, así que para aproximar el concepto se definió que quien no tuviera excusado o inodoro en la casa cuando niño sería clasificado como pobre durante esa etapa de la vida. Para las diferencias en las operacionalizaciones de las variables incorporadas en el modelo, léase las notas del cuadro correspondiente.

Obsérvese que el coeficiente para la covariable de interés (altura de la rodilla menor al primer cuartil) es muy parecida en Puerto Rico y en Costa Rica; estos valores cercanos a 0.2

equivalen a una razón de momios (odds ratio) de 1.22, o sea que los momios (odds) de tener DM para las personas con altura corta de la rodilla son 1.22 veces los momios (odds) de tener DM entre las personas de piernas más largas, controlando por los factores de riesgo ya mencionados. Ahora bien, el empleo de los biomarcadores con los que cuenta CRELES produce resultados contradictorios a primera vista. Si se utilizan sólo los niveles de glucosa, el efecto se vuelve un poco más fuerte, pero si se utiliza la hemoglobina glicosilada, el coeficiente se vuelve negativo. Debido a que el uso exclusivo de biomarcadores podría sesgar el efecto, debido a que no se estaría tomando en cuenta a aquellos que han sido diagnosticados con DM pero que tienen la enfermedad controlada, el análisis correcto sería el utilizar las combinaciones del autorreporte con los biomarcadores. El efecto es positivo con cualquiera de las dos combinaciones, aunque el autorreporte más la hemoglobina glicosilada tiene un coeficiente no significativo (con un  $\alpha=0.05$ )<sup>2</sup>. En cuanto a México, la relación observada es contraria a la esperada. Las personas con piernas cortas tienen menor probabilidad de ser diagnosticadas con DM que las personas con piernas más largas. Aunque los resultados no se muestran, en Puerto Rico y en Costa Rica, la asociación positiva entre tener una altura de rodilla corta y tener DM se logra después de controlar por las variables que se incluyen en el cuadro; en cambio, en México, la relación siempre se mantiene negativa. El resultado acerca de México contradice los obtenidos para México DF por Palloni, McEniry, Wong y Peláez (2006), pues en dicho análisis sólo en Ciudad de México y en Santiago de Chile se encontró una relación fuerte y significativa entre altura de la rodilla y prevalencia de DM.

Se esperaría que las relaciones fueran muy similares, dado que los tres países experimentaron transiciones epidemiológicas y demográficas relativamente rápidas. Palloni et al (2002) argumentan que Puerto Rico atravesó una transición más parecida a la que atravesaron los líderes de la región –Argentina, Uruguay y Cuba-. Sin embargo, cabe recordar que Costa Rica es, junto con Chile, el país de mayor esperanza de vida en el subcontinente, y la velocidad del descenso de la mortalidad podría ser un factor fundamental para observar la relación. Como se dijo, Palloni et al (2006) encuentran una asociación entre altura de la rodilla y DM para México DF, pero en el presente artículo no se encuentra para todo México. El descenso de la mortalidad ha sido más rápido en Ciudad de México que en el resto del país. El hecho de que en Santiago de Chile se encuentre también una relación fuerte y significativa refuerza el punto de que es la velocidad en el descenso de la mortalidad el factor clave. En este sentido, el perfil epidemiológico de Costa Rica podría ser más parecido a Puerto Rico, Chile y México DF, que al resto de México.

Además, pueden existir otros factores que hagan semejantes a Costa Rica y Puerto Rico y que los distancien de México en general: territorios pequeños que facilitan la expansión de servicios de salud (Mesa-Lago, 1992), una proporción menor de población puramente indígena y una proporción mayor de población afrodescendiente, y predominancia de climas del trópico húmedo en casi todo el país con estaciones lluviosas prolongadas (lo cual no ocurre en las regiones desérticas o montañosas de México). La relación entre extensión de territorio y la expansión de servicios de salud parece ser una explicación válida para los hallazgos de Palloni et al (2006), debido a que Santiago de Chile tiene una provisión fuerte de servicios de salud, al igual que México DF.

---

<sup>2</sup> Se estimó el modelo también usando una variable dicotómica para la estatura menor al primer cuartil, en lugar de la altura de la rodilla menor al primer cuartil. El coeficiente deja de ser significativamente distinto de cero, pese a que la correlación entre altura de la rodilla y estatura es de 0.825.

Para profundizar en este análisis, y observar si existen otras variables confusoras que expliquen la relación entre la altura de la rodilla y la prevalencia de DM, se estiman modelos más complejos con CRELES y ENASEM. Para el caso de Costa Rica, a la ecuación con las tres variables dicotómicas que representan la distribución de la altura de la rodilla, se incorporan los siguientes grupos de variables al modelo: obesidad, condiciones en la niñez (pobreza y mala salud), sociodemográficas (sexo, edad y nivel de educación), variables de acceso a servicios (vivir en Gran Área Metropolitana, condición de migrante, pensionado, y haber sido visitado por un Asistente Técnico de Atención Primaria ATAP), otros factores de riesgo (número de embarazos, depresión, historia de ingesta de alcohol y fumado), realizar actividad física, historia laboral e ingresos, e historia familiar de DM. El gráfico 5 muestra cómo cambian las razones de momios correspondientes al coeficiente de altura de la rodilla menor al primer cuartil, a medida que se van incorporando nuevas variables al modelo; el primer panel de la gráfica muestra modelos basados en DM auto-reportada, mientras que en el segundo panel se operacionaliza DM como el autorreporte de un diagnóstico previo o niveles de glucosa mayores o iguales a 126 mg/dl. Lo primero que se hace notar es el incremento en los odds ratios desde el modelo más simple hasta el que incluye las variables sociodemográficas. La relación pudo no ser detectada estadísticamente, si no se hubiera controlado por obesidad, otras condiciones en la niñez, sexo, edad y nivel educativo. Los otros cambios importantes surgen al controlar por actividad física y por historia familiar de DM, ya que los odds ratios disminuyen. El controlar por actividad física es importante porque esto implica que personas de baja estatura pueden tener más dificultades para realizar actividades físicas, y por eso son más propensas a la DM; en otras palabras, altura baja de la rodilla puede ser una más de las causas de poca movilidad, junto a enfermedades crónicas como la artritis. Sin embargo, el cambio más importante se da al incorporar la variable dicotómica que indica si hermanos, padres o abuelos del entrevistado han tenido DM; en otras palabras, esta covariable es un “proxy” de factores genéticos. Por consiguiente, parte de la relación entre longitud corta de la pierna y prevalencia de la DM en Costa Rica se puede deber a factores genéticos: personas genéticamente predispuestas a la DM son bajos de estatura. No se puede descartar tampoco que la relación también se deba a que los padres, abuelos y particularmente hermanos del entrevistado experimentaran circunstancias similares durante su gestación e infancia, y por eso también tuvieron DM. La importancia de controlar por historia familiar de DM es que las razones de momios disminuyen, y el coeficiente deja de ser significativamente distinto de cero para la regresión logística de DM autorreportada, pero no para la regresión logística que incluye los niveles de glucosa en la variable dependiente. En otras palabras, pese a controlar por posibles factores genéticos, existe todavía un efecto de altura de la rodilla en Costa Rica.

Para el caso de México, se estiman también una serie de regresiones logísticas anidadas. La ecuación base está compuesta nuevamente por las tres variables dicotómicas referentes a la altura de la rodilla. Se incorporan los siguientes grupos de variables: obesidad, condiciones en la niñez (mala salud y la disponibilidad de excusado en la vivienda como proxy para pobreza), variables sociodemográficas (sexo, edad, y nivel educativo), variables de acceso a servicios (residencia en zonas “más urbanas”, condición de migrante interno o internacional, pensionado, asegurado, y hablar un dialecto indígena), otros factores de riesgo (consumo de alcohol, fumado, y aumentar de peso durante los últimos 2 años), actividad física, e historia laboral. El gráfico 6 muestra el cambio en las razones de momios al ir incorporando cada grupo de variables. A diferencia de lo que ocurre en Costa Rica, con ENASEM, el efecto de tener una altura de la rodilla por debajo del primer cuartil se mantiene más o menos constante; la razón de momios u odds ratio varía a lo más entre 0.65 a 0.71, según la combinación de covariables. La historia laboral y los otros factores de riesgo son los

grupos de variables que ocasionan un cambio más fuerte, ya que hacen que el coeficiente pase de no significativo a significativo. La conclusión más fuerte del análisis con ENASEM es que, si la medida antropométrica se sigue considerando como un marcador del efecto de cohorte, el efecto hallado es contrario a lo esperado: las personas con altura de la rodilla más corta tienen menos probabilidad de ser diagnosticados con DM que las personas con altura de la rodilla más alta. La falta de información sobre historia familiar de DM puede estar perjudicando los resultados, si se toma en cuenta el fuerte impacto que tuvo la inclusión de esta variable en las estimaciones para Costa Rica.

Los resultados preliminares muestran que las variables antropométricas sugieren la existencia de un efecto de cohorte en la DM entre adultos mayores en Costa Rica y Puerto Rico, pero no en México<sup>3</sup>. Una limitación en estos análisis es el sesgo de selección, pues no se está cuantificando el efecto total de la altura de la rodilla (o de la desnutrición temprana, que teóricamente es el concepto en el que se basa el análisis) en una cohorte de personas seguida desde el nacimiento, sino únicamente el efecto entre los sobrevivientes a edad 60. Más aún, las cohortes más viejas, que se empezaron a observar en CRELES o ENASEM en edades mayores (70, 80, 90, ó más) estarían más expuestas a este sesgo de selección. El sesgo también se agudiza si se toma en cuenta que la DM tipo II puede empezar a edades relativamente jóvenes (30 años), por lo que una proporción importante de las cohortes que se están analizando pudieron haber muerto antes de los 50 ó 60 años, edades para las que no se tiene información en ENASEM o CRELES respectivamente.

## Discusión

El objetivo de este artículo era explorar si indicadores indirectos generan evidencia de posibles efectos de cohorte en la prevalencia y mortalidad de DM en México, Puerto Rico y Costa Rica a través de medidas antropométricas y el método del Estimador Intrínseco. Según los resultados del método EI, sí parece existir un efecto de cohorte en la serie de tasas de mortalidad de estos tres países, entre 1965 y 1999. Estos efectos muestran una tendencia descendente que coincide con el marco teórico postulado: si la hipótesis de Barker se ajusta a estos tres casos latinoamericanos, a medida que el nivel de nutrición infantil fue mejorando en estos países, la mortalidad por DM ha venido disminuyendo entre las cohortes más recientes. Sin embargo, al tratar de probar estas hipótesis con microdatos y con medidas antropométricas como marcadores de desnutrición temprana, la dirección en el efecto sólo fue encontrada en Puerto Rico y Costa Rica, pero no en México. Según los resultados de las regresiones logísticas en las prevalencias de DM, el tener una altura de la rodilla menor al primer cuartil aumenta los momios (odds) de tener DM en un poco más de 20% entre los adultos mayores. En México se encuentra el efecto contrario. ¿Se contradicen los dos métodos?

---

<sup>3</sup> Otro indicador de efectos de cohorte que ha sido sugerido por la literatura es el mes de nacimiento como indicador de condiciones intrauterinas, debido a que es una variable que no se ve afectada por condiciones de la juventud o la edad adulta (Doblhammer, 2004). El problema con el uso de este indicador es que la justificación teórica se da con base en condiciones ambientales en zonas templadas (Europa, Australia), y no en condiciones tropicales, como las de Costa Rica o Puerto Rico. Aún así, se estimó un modelo que incluye mes de nacimiento aparte de altura de la rodilla con los datos costarricenses, que proveen información confiable sobre fecha de nacimiento. Los coeficientes para los meses de marzo, abril y setiembre fueron significativamente distintos que los del mes base, diciembre, sugiriendo evidencia de un efecto de cohorte. Curiosamente, el coeficiente para la variable dicotómica de altura de la rodilla prácticamente no cambió. Debido a la dificultad de justificar teóricamente el uso del mes de nacimiento, los resultados no se presentan.

El método del EI lo único que muestra es un aparente efecto de cohorte en la mortalidad por DM. Tiene la dirección esperada de acuerdo al marco teórico, pero no prueba directamente la “hipótesis de la programación temprana de la diabetes”. El hecho de que se obtenga la dirección esperada en el efecto de cohorte puede ser coincidencia. Otros factores, aparte de mejoras en la nutrición infantil, podrían estar generando este efecto de cohorte. Por ejemplo, se podría especular que este efecto de cohorte se puede deber a cambios en los patrones alimenticios durante la edad adulta gracias a la disponibilidad de tecnología (refrigeradores, importación de alimentos), al descenso en el número de hijos tenidos (que puede afectar el grado de obesidad entre las mujeres), o bien, a conocimientos de salud adquiridos durante la etapa escolar. Se argumenta además que es poco probable que cambios en la tecnología médica sean responsables en el descenso en la mortalidad por DM según cohortes, porque cambios en la tecnología médica (mejores fármacos, inyecciones de insulina, mejor preparación del personal médico para evitar muertes, campañas de prevención) deberían afectar a todas las cohortes (o al menos, a varias cohortes) por igual a partir del punto en que se incorpora la tecnología médica; en otras palabras, la introducción de tecnología médica debería de reflejarse en efectos de período más que en efectos de cohorte. Esto es aún más cierto en Costa Rica, donde la ubicuidad y popularidad de los servicios públicos de salud decrementan las diferencias por estrato socioeconómico. Nótese además que si el efecto de cohorte descendente se debe a mejoras en los patrones alimenticios de los adultos, esta explicación estaría contradiciendo la popular noción de la Transición Nutricional, según la cual las nuevas generaciones en países en desarrollo están adoptando hábitos alimenticios inadecuados de los países desarrollados (como el alto consumo de azúcar refinada, grasas saturadas, aguas carbonatadas) que pueden aumentar el riesgo de padecer enfermedades crónicas, como la DM.

Otra posible explicación para la aparente contradicción parcial entre el método EI y los resultados usando indicadores antropométricos, es que el método EI no esté realmente midiendo verdaderos efectos de cohorte<sup>4</sup>. La principal crítica al método reside en que es imposible matemáticamente separar los efectos de cohorte de los de edad y período. Los autores del método aseguran que sí es posible a través de la descomposición de la matriz de diseño en eigenvectores (vectores característicos). En el Anexo de este artículo se muestra con una población simulada que los efectos de cohorte son calculados como promedios ponderados de las diferencias entre los promedios observados por cohorte y el promedio total. Además, se encuentra (aunque no se muestra), que los efectos de cohorte también se pueden calcular de promedios ponderados de las medias por edad y período, y que dichos cálculos son independientes del cálculo con los promedios por cohorte, pero con los que se obtienen los mismos resultados, gracias al carácter único de la matriz de transformación  $(I - B_0 B_0^t)$ . Esta simulación es útil, porque los artículos que originan el método tratan a la matriz de eigenvectores como una especie de “caja negra”, sin entrar a detallar cómo los eigenvectores transforman los datos observados.

En cuanto a los resultados obtenidos con las encuestas de envejecimiento, estas siguen la tradición de los análisis desarrollados por Palloni et al (2004) y Palloni et al (2006). La hipótesis postulada se confirmó con los datos costarricenses y portorriqueños, mas no con los mexicanos. Metodológicamente, se podría argumentar que la discrepancia surja de que la altura de la rodilla pueda no ser un buen biomarcador de la desnutrición temprana, debido a

---

<sup>4</sup> El método ha sido criticado en las Conferencias de la Population Association of America PAA. Por desgracia, no han habido críticas escritas al método, ni siquiera con la publicación del artículo de Yang, Fu y Land (2004) en la revista Sociological Methodology.



que con el método del EI, los efectos de cohorte son muy similares entre Costa Rica, Puerto Rico y México. Se podría argumentar entonces también que los efectos encontrados en Costa Rica y Puerto Rico se deban a que la altura de la rodilla es un marcador de algún otro fenómeno: composición étnica diferente (mayor presencia proporcional de afrodescendientes en Costa Rica y Puerto Rico, y menor presencia proporcional indígena con respecto de México), o bien el efecto diferencial de otras enfermedades discapacitantes. Sin embargo, el que la altura de la rodilla no sea un buen marcador de desnutrición temprana también estaría contradiciendo las observaciones clásicas de Leitch (1951) y Mitchell (1962). Ahora bien, otra explicación ya adelantada en la sección de resultados, es que la transición epidemiológica y el contexto de salud en Costa Rica sean más similares a los de Puerto Rico que a los de México. Palloni et al (2004) colocan a Puerto Rico en el grupo de los líderes de la transición demográfica latinoamericana (Argentina, Uruguay, Cuba); sin embargo, desdeñan el hecho de que Costa Rica es, junto con Chile y Cuba, uno de los líderes regionales en cuanto a esperanza de vida. Los efectos de cohorte entre México, Puerto Rico y Costa Rica son muy similares, pero en estos dos últimos el descenso en la incidencia de enfermedades infecciosas y por consiguiente la creciente preponderancia de las enfermedades crónicas fue más temprano que en México; en otras palabras, mientras que los costarricenses y portorriqueños estaban sobreviviendo a las enfermedades infecciosas para luego tener probabilidades más altas de tener DM, una mayor proporción de mexicanos estaban muriendo aún por causas transmisibles (compárese los indicadores de mortalidad de la década del 70 entre los tres países en el “World Mortality Report”, United Nations, 2006).

Es entonces esta distinta probabilidad de sobrevivencia entre mexicanos por un lado, y costarricenses y portorriqueños por el otro, lo que puede estar dando las diferencias en los resultados según los microdatos. Recuérdese que una de las principales limitaciones del análisis con los datos de las encuestas de envejecimiento es que no se está siguiendo a una cohorte entera desde su nacimiento, sino que se les está observando y entrevistando cuando ya tienen 60 años. Si las personas que tenían una altura de la rodilla corta eran más frágiles y fallecieron en mayor proporción que los de altura de la rodilla más larga antes de los 60 años, entonces sería difícil encontrar el efecto de altura de la rodilla sobre la DM durante las edades adultas mayores. Este argumento supondría que la hipótesis de Barker aplicada a los adultos mayores latinoamericanos se estaría dando más fuerte en aquellos países en los que el descenso en la mortalidad y la transición epidemiológica fueron más rápidos, como Costa Rica, Chile, Panamá ó Puerto Rico; la hipótesis de Barker sería más difícil de detectar entre adultos mayores de países en los que la mortalidad por enfermedades infecciosas tenía todavía una carga fuerte en épocas recientes (México, Perú). El gráfico 1 podría estar sugiriendo esta clasificación, ya que Costa Rica y Puerto Rico eran los países con tasas más altas de mortalidad por DM, mientras que Canadá y México mostraban tasas más bajas; sin embargo, México empieza a tener tasas muy similares a las de Costa Rica a partir de 1982. Estos patrones podrían estar sugiriendo que, al haber sido más lenta la transición epidemiológica en México que en Puerto Rico y Costa Rica, el efecto de la altura de la rodilla todavía no se está observando pero podría empezar a surgir en un futuro cercano. El efecto también podría disminuir a medida que la incidencia de DM empieza a disminuir, con tasas de mortalidad tan bajas como las canadienses.

Adicionalmente, las diferencias entre los tres países en los resultados de las regresiones logísticas se pueden deber también a otras similitudes ya señaladas entre Puerto Rico y Costa Rica: territorio más pequeño (lo cual facilita la expansión de los servicios de salud), un mejor nivel educativo entre los adultos mayores, mayores proporciones de adultos mayores cubiertos por el sistema de seguridad social que en México, menor proporción de población puramente indígenas y mayor proporción de afrodescendientes, o bien, el efecto del

clima tropical húmedo en la disponibilidad de alimentos y los tipos de enfermedades infecto-contagiosas (con lluvias frecuentes durante casi todo el año).

Por último, las diferencias entre los dos métodos (EI y resultados con antropometría) se pueden deber también a una simple distinción metodológica basada en la variable dependiente de los análisis: los efectos de cohorte según el EI fueron calculados sobre series de tasas específicas de mortalidad, mientras que los análisis con indicadores antropométricos se basan en el efecto de estos sobre la prevalencia de DM en un momento dado. Se podrían hacer análisis más comparables cuando se cuente con los datos de las segundas rondas de CRELES y PREHCO, pues se va a contar con información sobre mortalidad, pero los datos todavía no están disponibles.

En resumen, tanto el método del Estimador Intrínseco EI como el análisis de indicadores antropométricos muestran evidencia de la existencia de efectos de cohorte en la mortalidad y morbilidad debida a la DM. La existencia de estos efectos de cohorte fue argumentada a la luz de las teorías de la “programación temprana” de la DM (conocida como “hipótesis de Barker” o “thrifty phenotype hypothesis”); sin embargo, la evidencia encontrada no prueba directamente esta hipótesis pues no se tienen los mejores indicadores para estudiar el efecto; la dirección contraria a la esperada en el efecto de la altura de la rodilla sobre la prevalencia de DM en México despierta dudas sobre si la “hipótesis de Barker” se está dando en Latinoamérica realmente, por lo que se podría estar conjeturando que hay otros mecanismos no contemplados, particularmente los genéticos.

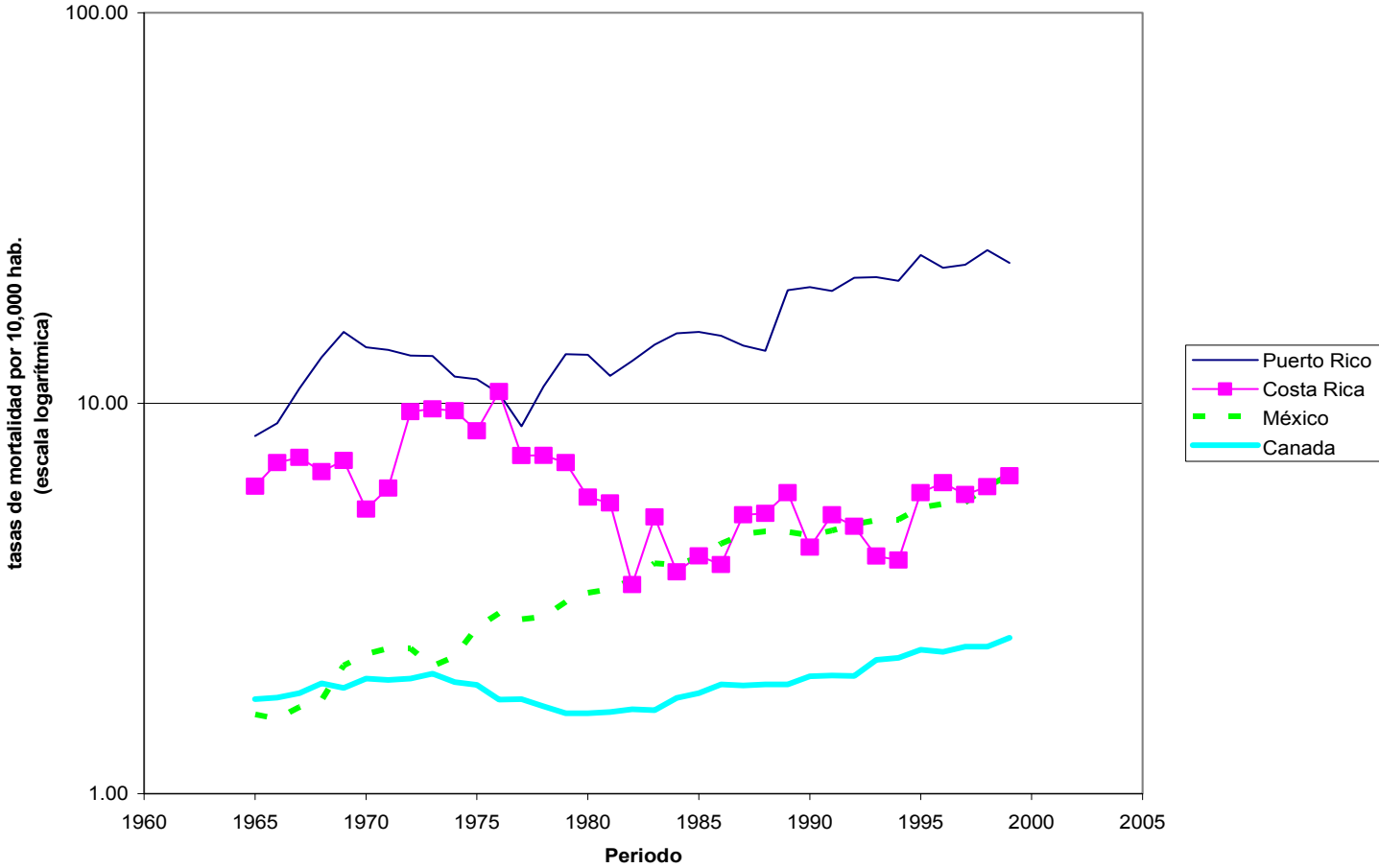
## **Bibliografía**

- Barker DJP (1998). “In utero programming of chronic disease”. *Clinical Science* 95:115-128.
- Barker DJP, Eriksson JG, Forsén T, and Osmond C (2002). “Fetal origins of adult disease: strength of effects and biological basis”. *International Journal of Epidemiology* 31:1235-1239.
- Conlisk AJ, Barnhart HX, Martorell R, Grajeda R and Stein AD (2004) “Maternal and child nutritional supplementation are inversely associated with fasting plasma glucose concentration in young Guatemala adults”. *Journal of Nutrition* 134: 890-897.
- Doblhammer G (2004) *The late life legacy of very early life*. Berlin: Springer.
- ECDCDM Expert Committee on the Diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus (2004) “Follow-up Report on the Diagnosis of Diabetes Mellitus” *Clinical Diabetes* 22(2):71-79. Reprinted from original publication in *Diabetes Care* 26:3160-3167.
- Fogel RW y Costa DL (1997) “A Theory of Technophysio Evolution, with some implications for forecasting population, health care costs, and pension costs” *Demography* 34: 49-66.
- Fu WJ, Hall P y Rohan TE (2004) “Age-Period-Cohort Analysis: Structure of estimators, estimability, sensitivity, and asymptotics”. In: <http://www.stat.tamu.edu/~wfu/apc/apctrend1.pdf>.
- Fu WJ y Rohan TE (2004) “Age-Period-Cohort Analysis: Consistent estimation by the Intrinsic Estimator”. In: <http://www.stat.tamu.edu/~wfu/apc/apctrend2.pdf>.
- González-Barranco J y JM Ríos-Torres (2004). “Early malnutrition and metabolic abnormalities later in life”. *Nutrition Reviews* 62(7 Pt 2):S134-S139.

- Gorstein J, Sullivan K, Yip R, de Onis M, Trowbridge F, Fajans P, Clugston G (1994) "Issues in the assessment of nutritional status using anthropometry". *Bulletin of the World Health Organization* 72:273-283.
- Gunnell D (2002). "Commentary: Can adult anthropometry be used as a 'biomarker' for prenatal and childhood exposures?" *International Journal of Epidemiology* 31: 390-394
- Gunnell D, Berney L, Holland P, Maynard M, Blane D, Frankel S and Smith GD (2000). "How accurately are height, weight and leg length reported by the elderly, and how closely are they related to measurements recorded in childhood?" *International Journal of Epidemiology* 29(3): 456-464.
- Hales CN y Barker DJP (2001). "The thrifty phenotype hypothesis". *British Medical Bulletin* 60: 5-20.
- Hales CN y Barker DJP (2002). "Non insulin dependent (Type 2) diabetes mellitus: thrifty phenotype hypothesis". En: Barker DJP (ed). *Fetal and infant origins of adult disease*. London: British Medical Journal Books, 1992: 258-272
- Hobcraft J, Menken J y Preston S (1982). "Age, Period, and Cohort effects in demography: A review". *Population Index* 48:4-43
- INEGI Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2001). *Encuesta Nacional de Salud y Envejecimiento de México 2001 ENASEM-2001. Manual del Entrevistador*. México.
- Jaquet D, Tregouet DA, Godefroy T, Nicaud V, Chevenne D, Tiret L, Czernichow P y Levy-Marchal C (2002). "Combined effects of genetic and environmental factors on insulin resistance associated with reduced fetal growth". *Diabetes* 51(12):3473-3478.
- Jiménez R (1970) "Cambio en la distribución de edades de la población de Costa Rica como consecuencia del descenso de la fecundidad". En: Asociación Demográfica Costarricense (1970). *Costa Rica - Quinto Seminario Nacional de Demografía. Quinto Seminario Nacional de Demografía : informe*. San Jose: ADS.
- Khan A, Schroeder DG, Martorell R and Rivera JA (1995) "Age at menarche and nutritional supplementation" *Journal of Nutrition* 125(4S): 1090S-1096S.
- Kuh D y Ben-Shlomo Y (1997). "Introduction: a life course approach to the aetiology of adult chronic disease". In: Kuh D y Ben-Shlomo Y. 1997. *A life course approach to chronic disease epidemiology*. Oxford: Oxford University Press, 1997: Pp.3-14
- Kupper LL, Janis JM, Karmous A y Greenberg BG (1985). "Statistical Age-Period-Cohort Analysis: A review and critique". *Journal of Chronic Disease* 38:811-830.
- Leitch I (1951). "Growth and health". *British Journal of Nutrition* 5:142-151.
- Mackay J y Mensah G (2004). *The Atlas of Heart Disease and Stroke*. Geneva: World Health Organization and Center for Disease Control and Prevention.
- Martorell R (1997) "Undernutrition during pregnancy and early childhood and its consequences for cognitive and behavioral development". In Young ME (ed) *Early Child Development: Investing in Our Children's Future*. Amsterdam: Elsevier, 39-83.
- Martorell R, Ramakrishnan U, Schroeder DG, Melgar P and Neufeld L (1998) "Intrauterine growth retardation, body size, body composition and physical performance in adolescence" *European Journal of Clinical Nutrition* 52(S1): S43-S53.

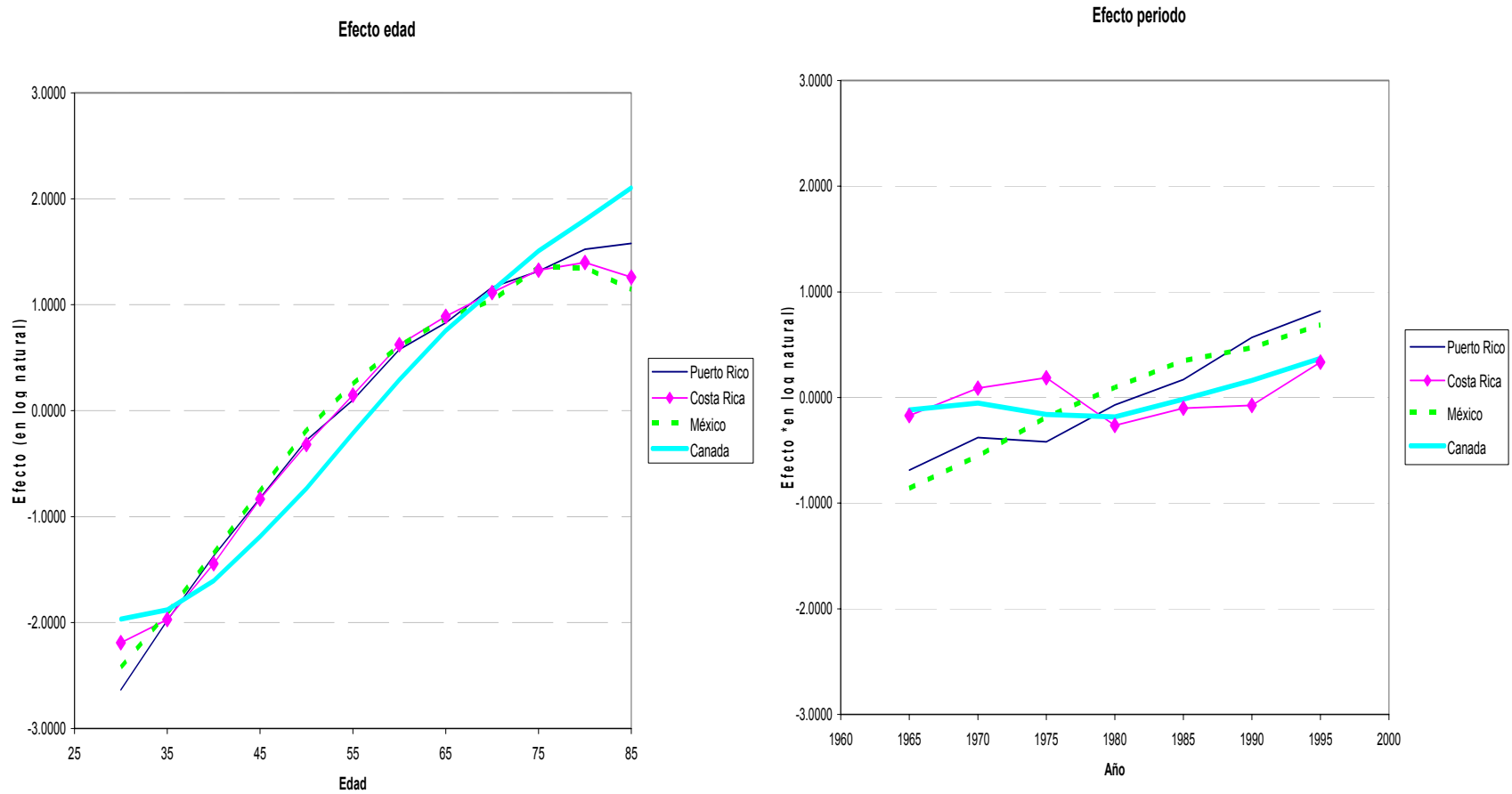
- Mesa-Lago C (1992). *Health Care for the poor in Latin America and the Caribbean*. Washington, D.C.: Pan American Health Organization and Inter-American Foundation.
- Mitchell HS (1962). "Nutrition in relation to stature". *Journal of the American Dietetic Association* 40:521-524
- Palloni A y Guend A (2005) "Stature prediction equations for elderly hispanics in Latin American countries by sex and ethnic background" *The Journals of Gerontology* 804-810.
- Palloni A, McEniry M, Guend H, Davila AL, Garcia A, Mattei H y Sanchez M (2004) "Health among elderly Puerto Ricans: analysis of a new data set" CDE Working Paper 2004-11.
- Palloni A, McEniry M, Wong R and Pelaez M (2006) "The tide to come. Elderly health in Latin America and the Caribbean". *Journal of Aging and Health* 18(2):180-206.
- Peters AL, Davidson MB, Schriger DL y Hasselblad V (1996) "A clinical approach for the diagnosis of diabetes mellitus: an analysis using glycosylated hemoglobin levels. Meta-analysis Research Group on the Diagnosis of Diabetes Using Glycated Hemoglobin Levels" *Journal of the American Medical Association* 276:1246-52
- Ramakrishnan U, Barnhard H, Schroeder DG, Stein AD y Martorell R (1999) "Early childhood nutrition, education and fertility milestones in Guatemala" *Journal of Nutrition* 129(12): 2196-2202
- Soldo BJ, Wong R y Palloni A (2002) "Why Should We Care About Aging in Mexico?", paper presented at the meeting of the Gerontological Society of America, Boston, November 2002.
- Soto N y Mericq V (2005). "Restriccion del crecimiento fetal e insulinoresistencia. Nuevos hallazgos y revision de literatura". *Revista Medica de Chile* 133: 97-104
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2006) *World Mortality Report*. New York: United Nations, STA/ESA/SER/A/252.
- WHO World Health Organization (1999). *Definition, diagnosis and classification of diabetes mellitus and its complications*" Report of a WHO Consultation.
- Wilmoth JR (1990) "Variation in vital rates by age, period, and cohort" *Sociological Methodology* 20:295-335.
- Yang Y, Fu WJ y Land KC (2004) "A methodological comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and conventional Generalized Linear Models" *Sociological Methodology* 34(1): 75-110.

Gráfico 1. Evolución de las tasas específicas de mortalidad por diabetes mellitus, para Puerto Rico, Costa Rica, México y Canadá, 1965-2000



Fuente: Base de Datos de Mortalidad de la Organización Mundial de la Salud y el Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos PDQ del CCP

Gráfico 2. Efectos de edad y período estimados con el método EI, para Puerto Rico, Costa Rica, México y Canadá



Fuente: Base de Datos de Mortalidad de la Organización Mundial de la Salud y el Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos PDQ del CCP

Gráfico 3. Efectos de cohorte estimados con el método EI para Puerto Rico, Costa Rica, México y Canadá

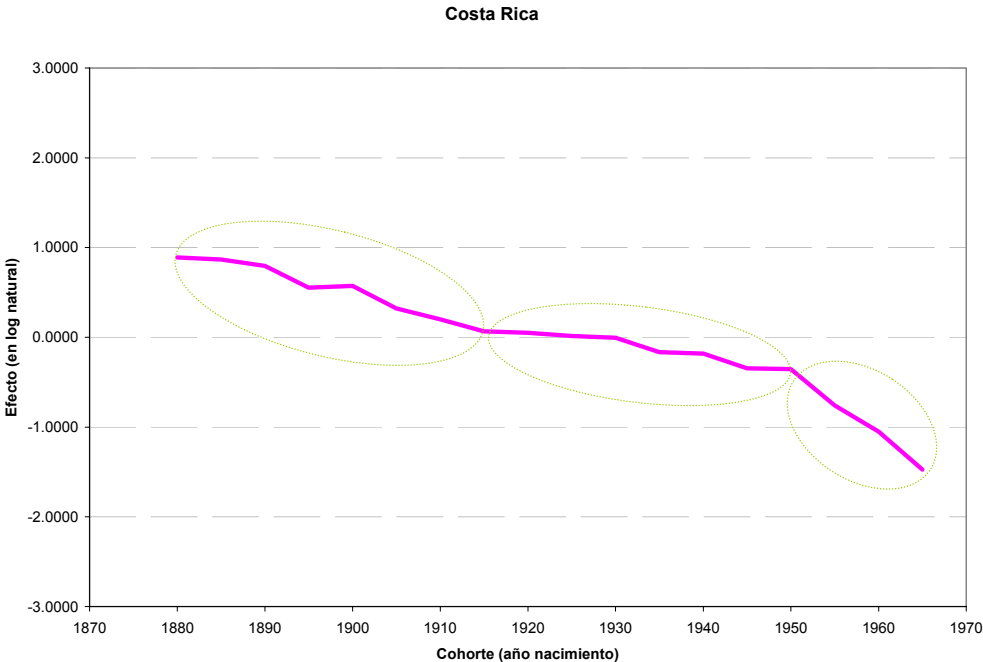
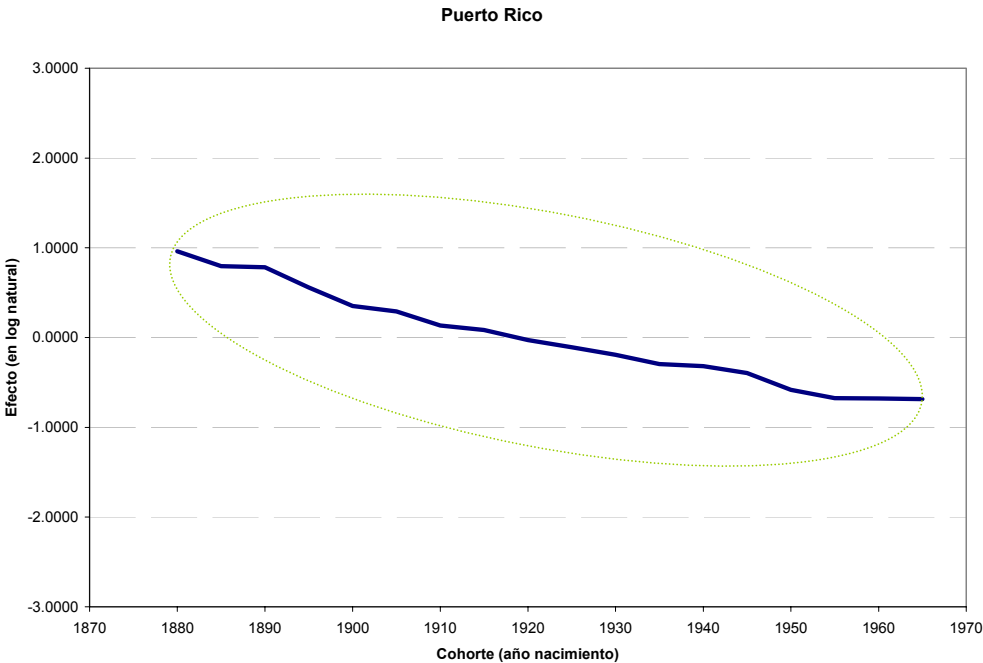
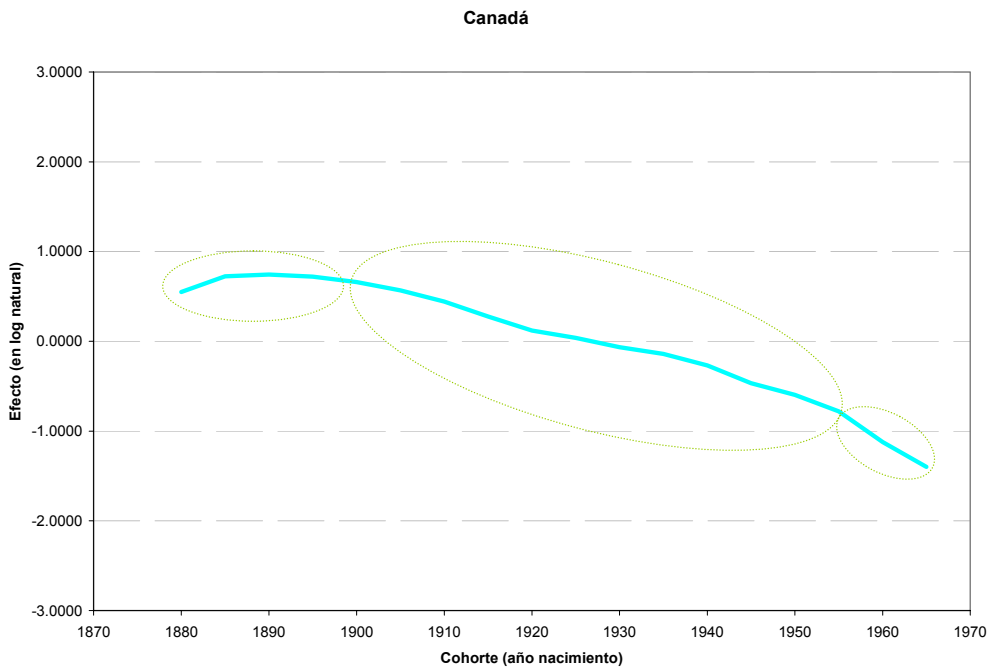
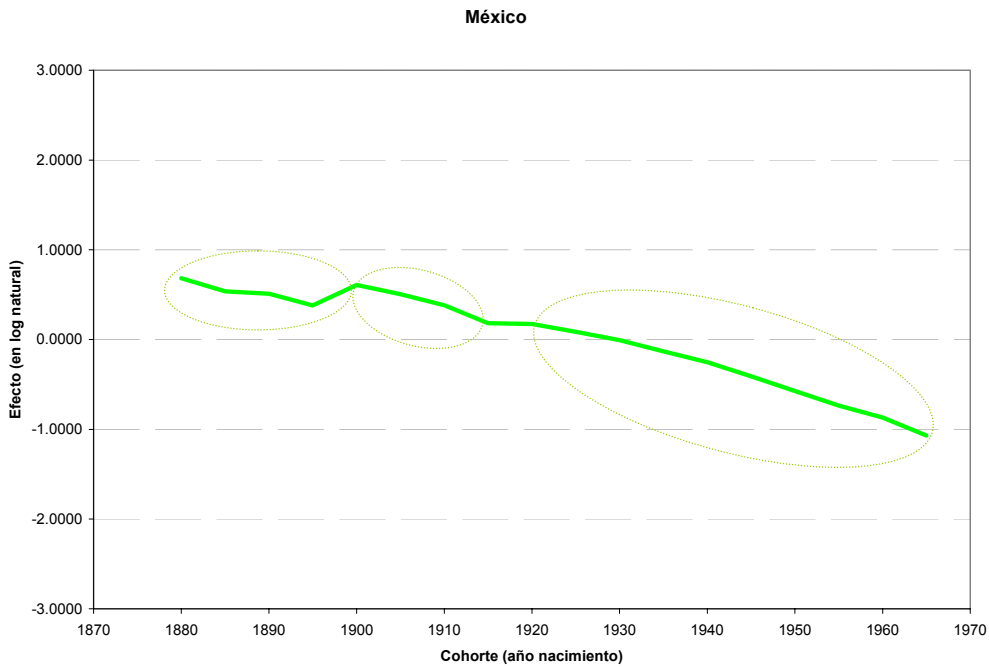


Gráfico 3. Efectos de cohorte estimados con el método EI para Puerto Rico, Costa Rica, México y Canadá (Continuación).

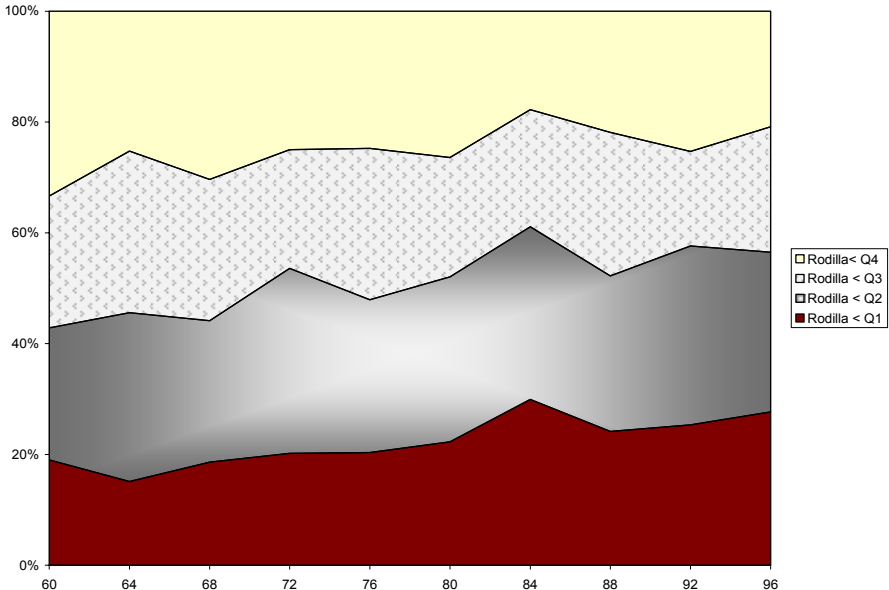


Fuente: Base de Datos de Mortalidad de la Organización Mundial de la Salud y el Sistema de Consultas de Grandes Bases de Datos PDQ del CCP

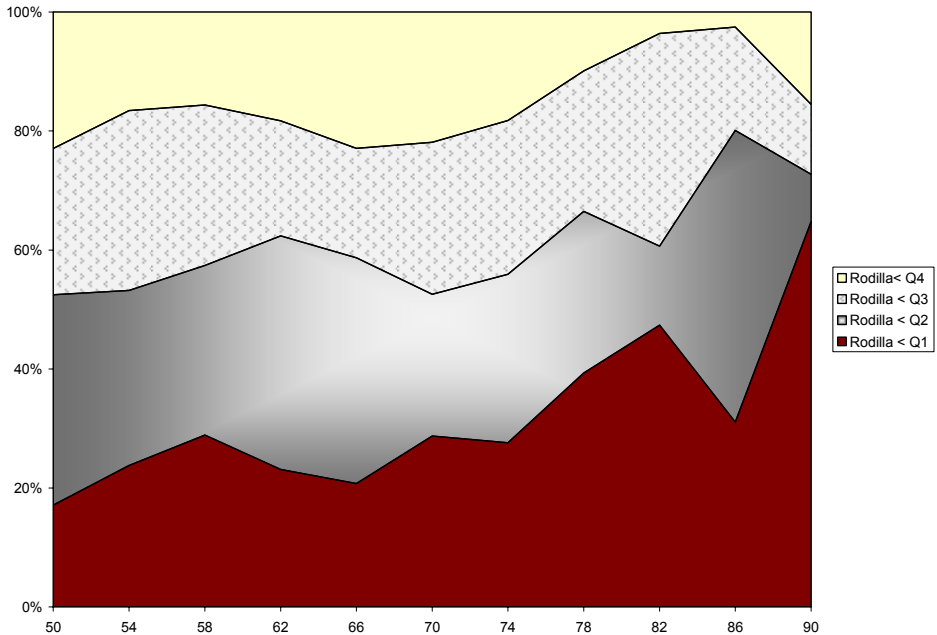


Gráfica 4. Costa Rica (2005) y México (2002): Proporción que representan los grupos definidos por los cuartiles para cada grupo cuatrienal de edad a/

Costa Rica



México



Nota: Se escogieron grupos cuatrienales de edad para reducir el ruido producido por el error muestral para subgrupos pequeños, aquellos definidos por edades simples.

Cuadro 1. Coeficientes de altura de la rodilla menor al primer cuartil y de variables de control, en la regresión de la prevalencia de diabetes mellitus en México, Puerto Rico y Costa Rica, según fuentes. Errores estándar entre parentésis. Escala en log-odds (logaritmo de momios).

Variables	México	Puerto Rico a/	Costa Rica b/				
			Auto-reporte	Glucosa	Hemoglob glicosilada	Autorep + glucosa	Autorep + hem glicos
Altura de rodilla < 1 Q	-.375 (.15)	.204 (.09)	.206 (.16)	.340 (.17)	-.322 (.24)	.321 (.15)	.107 (.16)
IMC > 30 kg/m <sup>2</sup>	.458 (.13)	.317 (.08)	.912 (.13)	.952 (.15)	.991 (.17)	.921 (.14)	.823 (.14)
Mala salud en la niñez c/	.228 (.18)	.185 (.10)	-.044 (.12)	-.165 (.14)	.074 (.17)	.046 (.12)	-.021 (.13)
Pobre durante la niñez d/	.255 (.15)	-.042 (.09)	.070 (.13)	.133 (.15)	.114 (.17)	.108 (.13)	.088 (.13)
<i>n</i>	1988	3415	1808	1591	1640	1585	1634
<i>Razón de verosimilitud (Likelihood ratio)</i>	-926	-1975	-894	-720	-549	-891	-836

Notas: a/ De Palloni, McEniry, Guend, Dávila et al (2004)

b/ Resultados originales de CRELES

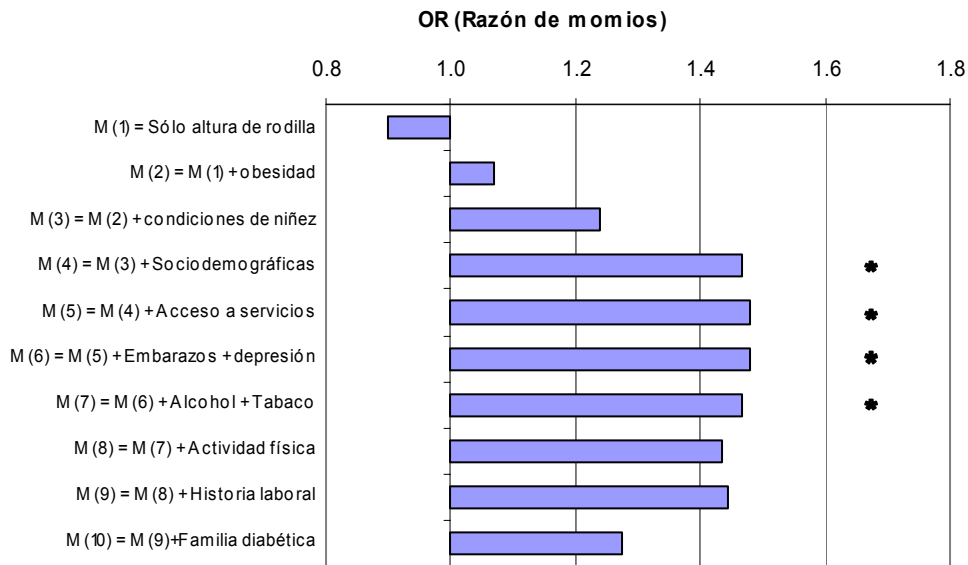
c/ Para México, variable dicotómica derivada de una pregunta de respuesta Sí/No. Mala salud=1 si tuvo un problema serio de salud antes de los 10 años; y 0, si no lo tuvo. Para Puerto Rico, variable dicotómica derivada de una escala de 5 categorías. Mala salud=1 si escala= regular ó malo; y 0, si escala=excelente, muy bueno, ó bueno. Para Costa Rica, derivada de una escala de 4 categorías. Mala salud=1 si escala=buena ó mala; y 0, si escala=excelente ó muy buena.

d/ Para México, variable dicotómica igual a uno si el entrevistado vivió en una casa sin excusado dentro de la vivienda, y 0 si lo contrario. Para Puerto Rico, variable dicotómica derivada de una escala de 3 categorías. Pobre=1, Nivel socioeconómico bueno o regular=0. Para Costa Rica, derivada de una pregunta de dos categorías sobre privaciones antes de los 15 años. Sí privaciones=1; No privaciones=0.

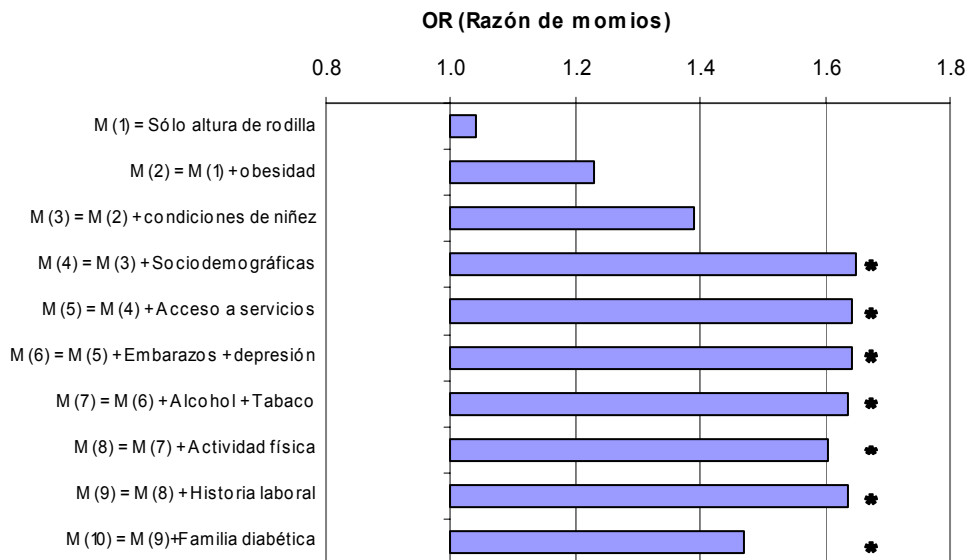
e/ Todas las regresiones controlan por sexo, grupos de edad, nivel de instrucción.

Gráfico 5. Costa Rica: Razones de momios para la variable dicotómica altura de la rodilla < primer cuartil, según especificaciones anidadas de la regresión logística de diabetes mellitus autorreportada, y diabetes autorreportada+niveles de glucosa.

**Diabetes Autorreportada**

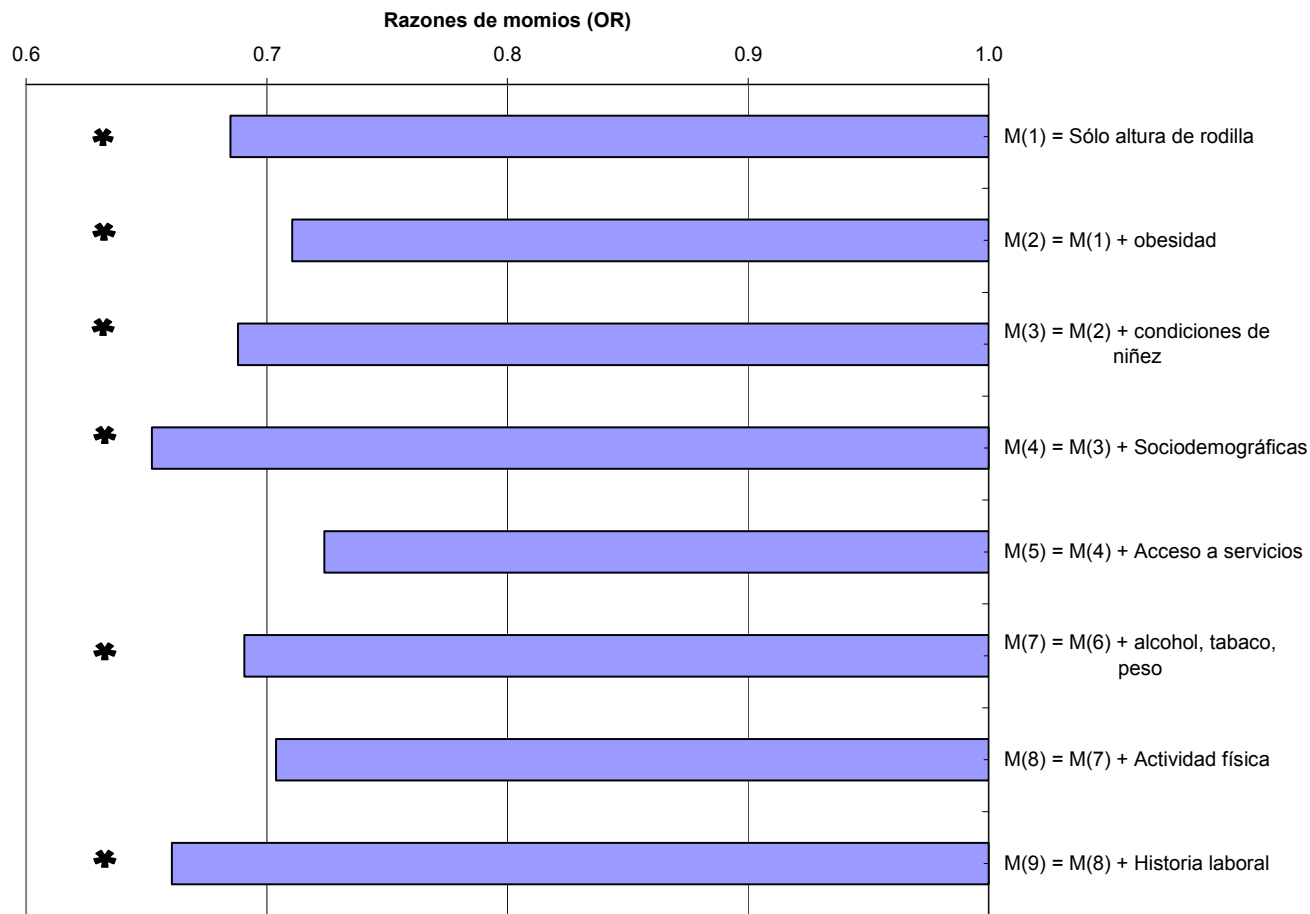


**Diabetes Autorreportada + Niveles de Glucosa**



Nota: \*: Significativo al 0.05.

Gráfico 6. México: Razones de momios para la variable dicotómica altura de la rodilla < primer cuartil, según especificaciones anidadas de la regresión logística de diabetes autorreportada



Nota: \* Significativo al 0.05.

## ANEXO 1.

### Consideraciones metodológicas sobre el Estimador Intrínseco EI.

Yang, Fu y Land (2004) consideran que el método EI es mejor que la estrategia de restricciones adicionales para estimar efectos de Edad-Cohorte-Período, porque las restricciones adicionales son generalmente arbitrarias, y porque tiene propiedades estadísticas más favorables. Entre las propiedades que estos autores comentan están:

- Insesgamiento: El EI es un estimador insesgado del conjunto de parámetros que describen los efectos EPC (Edad, Período, Cohorte).
- Eficiencia: El EI tiene una variancia menor a los estimadores producidos con los Modelos Lineales Generalizados con restricciones.
- Consistencia: El EI es consistente asintóticamente con el verdadero vector de parámetros a medida que el número de períodos  $p$  converge al infinito ( $p \rightarrow \infty$ ).
- Menor sensibilidad a restricciones: Los estimadores basados en los Modelos Lineales Generalizados con restricciones son sensibles a la selección de las restricciones, porque producen estimaciones diferentes si se escogen diferentes restricciones. El EI produce un único vector de estimaciones para los efectos EPC.

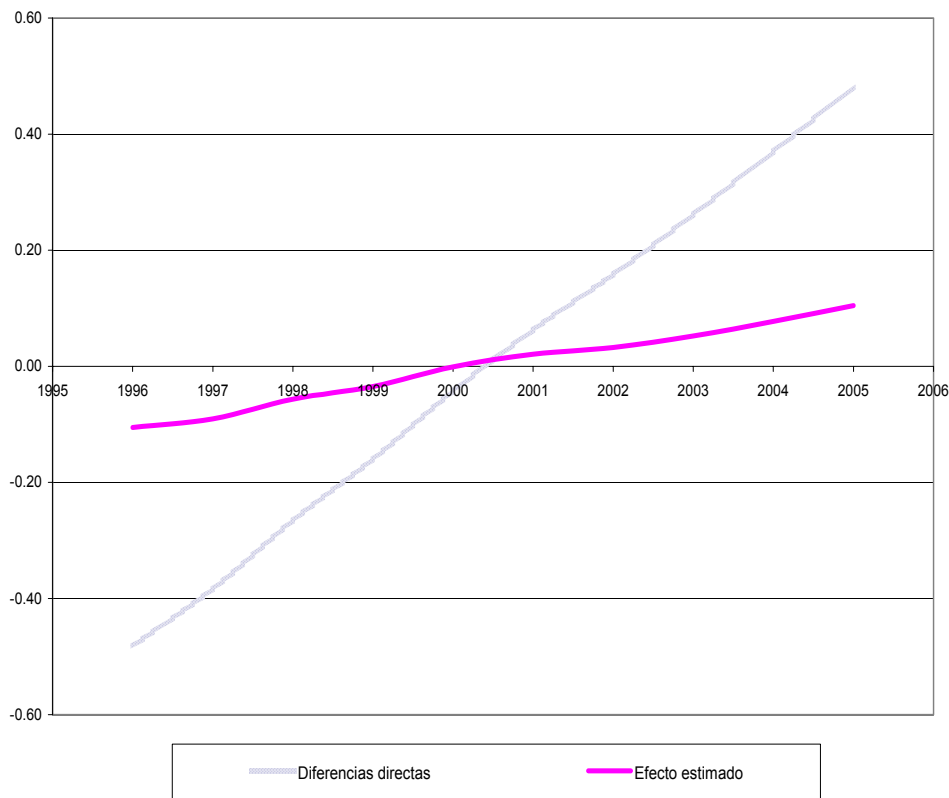
Sin embargo, pese a estas propiedades, los autores de este método no detallan cómo la matriz de transformación basada en los eigen-vectores logra neutralizar los efectos de edad y período de la estimación de los efectos de cohorte. En este anexo, siguiendo una lógica inductiva, más que deductiva, se tratará de mostrar cómo el método del EI deriva los efectos de cohorte. Para ello, en lugar de usar los datos empíricos, se utiliza una población simulada que tiene 6 edades y 5 períodos, lo cual equivale a tener también 10 cohortes (6+5-1). La población fue construida de manera tal que tuviera fuertes efectos de edad y período. Para ello, se tomó como base la tasa de mortalidad para la edad más vieja (edad=5) y el período más temprano (año=1996) y se empezó a aumentar la tasa en un 11.1% (más exactamente, se multiplicó por el factor 10/9) cada vez que se pasaba de una edad a otra menor ó cuando se pasaba a un año más reciente. De esta forma, el efecto de cohorte es mínimo<sup>5</sup>. Una población como esta con igual número de grupos de edad para cada período es precisamente el caso que utilizan tanto Fu y Hall (2004) como Yang, Fu y Land (2004) en sus artículos que originan este método, aunque ellos utilizan datos empíricos reales. En este tipo de arreglo de datos, cada cohorte está representada por distinto número de observaciones: mientras que la cohorte más vieja y la más reciente (1996 y 2005, respectivamente, en este ejemplo) están representadas por una sola observación ó celda de la matriz de datos, las cohortes intermedias (2000 y 2001) están representadas por 5 observaciones ó celdas de la matriz. Esta es una de las mayores críticas que se le han hecho a la utilización del método en este tipo de casos, puesto que algunos de los efectos de cohorte se basan en una sola observación.

---

<sup>5</sup> Se podría demostrar matemáticamente que esto generaría un efecto muy leve pero no completamente nulo, porque, si bien es cierto, las tasas fueron construidas con base en efectos iguales de edad y período, el que las cohortes sean interacciones entre edad y período causa que parte de la variabilidad sea captada por las diferencias entre cohortes.

Como para la estimación del método se están utilizando modelos lineales generalizados de la familia Poisson, para ilustrar el ejemplo se van a utilizar los logaritmos naturales de las tasas en lugar de las tasas como tales. Una estimación cruda de los efectos de cohorte sería calcular las tasas promedio para cada cohorte, o bien las diferencias entre las tasas promedio de cada cohorte y la tasa promedio total<sup>6</sup>. El gráfico A1 muestra esta última serie de diferencias. Nótese que esta sería una estimación muy cruda, porque no se está controlando por los efectos de edad y período. Este gráfico también contiene los efectos de cohorte estimados con el método EI. Lo más importante de notar es que la estimación con el EI refleja efectos de cohorte más atenuados que las simples diferencias entre los promedios de cohorte y el promedio general. Esto quiere decir que el método EI logra está tomando en cuenta la variabilidad explicada por la edad y el período, excluyéndola de los efectos de cohorte. Ahora bien, ¿cómo hace esto?

Gráfico A1. Diferencias entre promedios de cohortes y el promedio general (en logaritmo), y efecto de cohorte estimado, en población simulada con 6 edades y 5 períodos, con efectos fuertes e iguales de edad y período (Cohortes: 1996-2005).



<sup>6</sup> En este caso simulado se pueden calcular los promedios simples entre los logaritmos naturales de cada tasa, porque se está utilizando el mismo tamaño de la exposición (o años-persona vividos). Si este no fuera el caso, habría que calcular un promedio ponderado de las tasas.

El EI se definió con la ecuación  $B = (I - B_0 B_0^T) \hat{b}$ . Mientras que  $\hat{b}$  es un vector de coeficientes estimado con restricciones arbitrarias, la matriz  $(I - B_0 B_0^T)$  es una especie de matriz de transformación que permite calcular el EI únicamente con la estructura del conjunto de variables independientes. Esta matriz es única para un conjunto fijo de edades y períodos, mientras que  $\hat{b}$  puede variar de acuerdo a las restricciones que se seleccionen. Una de las restricciones posibles es estimar el modelo únicamente con las variables “dummies” correspondientes a las cohortes, haciendo que los coeficientes para las “dummies” de edad y período sean iguales a cero. De esta forma, se puede explorar cómo se construyen los efectos de cohorte con base únicamente en los promedios observados por cohorte. Mediante esta operacionalización, se encuentra que el efecto de cada cohorte es un promedio ponderado de las diferencias entre promedios. La matriz  $(I - B_0 B_0^T)$  contiene los ponderadores. Los ponderadores dependen de la distancia entre la cohorte y el punto medio del conjunto de cohortes. En este ejemplo, se tienen las cohortes entre 1996 y 2005, por lo que el punto medio sería entre 2000 y 2001. Para la cohorte 2000, el ponderador para el promedio del 2000 es cercano a uno (0.997), mientras que los ponderadores para el resto de los promedios son cercanos a 0. Para la cohorte de 1996, nuevamente el ponderador para el promedio de 1996 es cercano a uno pero menos fuerte (0.75); el resto de los ponderadores es cercano a 0, pero no tan cercanos como los ponderadores para el efecto del 2000; adicionalmente, el efecto de 1996 se ve también fuertemente determinado por el tamaño del promedio del otro extremo del rango (o sea, 2004, puesto que el 2005 es excluido del modelo lineal generalizado). El gráfico 5 describe estos ponderadores visualmente; la línea gruesa en todos los paneles representa los coeficientes estimados del modelo, que son equivalentes a las diferencias entre cada promedio y el promedio general. Para la cohorte central (la del 2000), los ponderadores tienen una forma de montaña, cuyos extremos están muy cercanos al eje 0. Para las cohortes extremas (1996 y 2004), los ponderadores tienen la forma de una cuña ó una V; el máximo de estas curvas es menor que el máximo de la curva del primer panel (la cohorte central), denotando que el promedio observado de la cohorte bajo estudio tiene un peso menor al estimar el efecto correspondiente a dicha cohorte; además, los promedios en el extremo opuesto de la V también tienen un peso importante en la estimación del efecto de dicha cohorte. Las cohortes de 1997 y 2003 son las cohortes siguientes a los extremos; la curva que describe los ponderadores es una combinación entre la forma de “montaña” y la forma de V, con el ponderador más alto para el promedio de la cohorte para la que se está calculando el efecto, y una importancia relativa alta para los promedios de las cohortes en los extremos opuestos.

En resumen, los efectos de cohorte son calculados como promedios ponderados de los distintos promedios observados para todo el conjunto de cohortes. Los efectos de las cohortes basadas en pocas observaciones tienen ponderadores más bajos para su promedio respectivo y ponderadores más altos para los extremos opuestos, mientras que los efectos de las cohortes basadas en el mayor número de observaciones están casi enteramente basadas en su respectivo promedio. Es posible explicar los efectos de cohorte basándose en los promedios por edad y por período, gracias a que las restricciones en el vector de coeficientes pueden ser arbitrarias, mientras que la matriz de transformación es única y basada enteramente en la matriz de diseño (la matriz de variables independientes). Cabe aclarar que existe un cierto grado de diferencia en las estimaciones de los efectos dependiendo de las restricciones que se utilicen, pero estas diferencias son muy pequeñas, y disminuyen a medida que se incluyen todas las variables dicotómicas que se refieren a edad, período y cohorte.

Gráfico A2. Coeficientes del Modelo Lineal Generalizado y Ponderadores de la Matriz de Transformación del Estimador Intrínseco EI que originan los efectos de cohorte en la población simulada de 6 edades y 5 períodos (Cohortes: 1996-2005)

