

---

# **Determinantes políticos y del estado de bienestar de los indicadores de salud infantil y juvenil: un análisis de los países ricos**

---

## **Political and Welfare State Determinants of Infant and Children's Health Indicators: An Analysis of Wealthy Countries**

---

### **Determinantes políticos e do estado do bem-estar dos indicadores da saúde Infantil e da criança: Uma Análise dos Países Rico.**

---

Haejoo Chung<sup>a,\*</sup>, Carles Muntaner<sup>b,\*</sup>

Disponible online desde el 30 de marzo de 2006

---

<sup>a,\*</sup> Departamento de Política y Gestión de la Salud, Escuela de Salud Pública Johns Hopkins, EE.UU.

<sup>b,\*</sup> Jefe de Investigación de Enfermería Psiquiátrica y Adicciones, Centro de Adicción y Salud Mental, Facultad de Enfermería, y Departamento de Ciencias de la Salud Pública, Universidad de Toronto, Canadá.

\* Tel. Autor: +1 443 527 6298. Correo electrónico: hachung@jhsph.edu (H. Chung), Carles\_Muntaner@camh.net (C. Muntaner). 0277-9536/\$ -ver asunto del frente ©2006 Elsevier Ltd. Derechos reservados. doi:10.1016/j.socscimed.2006.01.030 La modalidad de presentación de la versión en español es fiel copia en sus contenidos de su versión original en inglés: *Political and welfare state determinants of infant and child health indicators: An analysis of wealthy countries*. Publicado por la Revista Social Science & Medicine 63 (2006)829-842. Licencia de reproducción: 1846300557445 de Dic 12, 2007.

Traducción: Claudia Espinosa y Román Vega Romero.



## Resumen

Los indicadores económicos como la desigualdad del ingreso están dando de qué hablar al considerarse determinantes responsables de la salud de la población. Por otro lado, nos encontramos cruzando el umbral de la exploración del impacto que en la salud de la población tienen las variables políticas y del estado de bienestar como la orientación política del gobierno o el tipo de cobertura de la atención médica. Con el fin de determinar el impacto socialmente estructurado de las variables políticas y del estado de bienestar sobre las Tasas de bajo peso al nacer, Tasas de Mortalidad Infantil y Tasas de Mortalidad en Menores de cinco años en 19 países ricos de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico entre los años 1960 y 1994, llevamos a cabo un estudio ecológico con datos de series de tiempo no balanceados. Entre las variables políticas y del estado de bienestar, la cobertura total de atención médica pública fue la que más acertadamente predijo los resultados de mortalidad. La Tasa de bajo peso al nacer fue más sensible a factores políticos, entre otros, al porcentaje de votos obtenidos por los partidos social-demócratas o laboristas. En general, las variables políticas y del estado de bienestar, incluidos los indicadores de las políticas de salud, se asocian a los indicadores de salud infantil y de los niños. Mientras que un sistema fuerte de atención médica pareciera trascendental para lograr algunos resultados en la salud de la población (por ejemplo, la Tasa de Mortalidad Infantil), otros resultados de salud de la población pueden verse impactados por las políticas sociales establecidas por los partidos políticos que apoyan estados fuertes de bienestar (por ejemplo, la tasa de bajo peso al nacer). Nuestra investigación sugiere que una férrea voluntad política que abogue por políticas de bienestar más igualitarias, incluyendo atención médica pública, es importante para mantener y mejorar la salud de la nación.

**Palabras clave autor:** Estado de bienestar, política y atención en salud, atención médica pública, mortalidad infantil, mortalidad en menores de cinco años, bajo peso al nacer, comparativo.

## Introducción

La meta de esta investigación es examinar la relación entre las variables políticas y de estados de bienestar y los niveles promedio de salud de la población entre países ricos. Una característica predominante de los investigadores de epidemiología social comparada y sus disciplinas adyacentes es su tendencia a estudiar los países que pertenecen a la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), dada la amplia disponibilidad y calidad de la información sobre factores económicos (por ejemplo, desigualdad del ingreso e ingreso nacional: Preston, 1975; Rodgers, 1979; Wilkinson, 1996). De hecho, estudiar la relación entre desigualdad del ingreso y salud de la población es uno de los programas de investigación

más heurísticos en epidemiología social contemporánea. (Wilkinson, 1996; Wilkinson, 2005). Sin embargo, los detractores critican la falta de factores políticos trascendentales en este modelo, ya que son imperiosos para explicar las inequidades en salud (Coburn, 2000; Muntaner y Lynch, 1999). Es así como al comparar la salud internacional, las nuevas orientaciones están resaltando las variables políticas y de políticas de salud (Coburn, 2000; Conley y Springer, 2001, para estados americanos; Lynch et al., 2004; Macinko, Starfield y Shi, 2003; Macinko, Shi y Starfield, 2004; Muntaner et al., 2002; Navarro y Shi, 2001).

Varios estudios nacionales de corte transversal han examinado la relación entre desigualdad del ingreso y salud de la población

durante las últimas tres décadas (Lynch et al., 1994; Wagstaff y van Doorslaer, 2000). A pesar de la arremetida reciente contra la noción de que en los países ricos el vínculo entre desigualdad del ingreso y salud tiene la generalidad de una ley natural (Wilkinson, 1996, 2005), existe evidencia de una cierta asociación entre desigualdad del ingreso y tasas de mortalidad en una amplia variedad de contextos (por ejemplo, estados americanos: Lynch et al., 2004). Uno de los primeros estudios donde se examinó la relación transversal entre distribución del ingreso, ingreso medio per cápita y mortalidad por todas las causas fue el adelantado por Rodgers en 56 países (Rodgers, 1979). Él estimó una diferencia de 5 a 10 años en la expectativa de vida entre los países relativamente igualitarios y los relativamente no igualitarios. Rodgers destacó que la relación fue significativa aún en países con ingresos per cápita por debajo de los mil dólares. Al hacer este análisis en países con ingresos per cápita bajos se ha encontrado una relación similar en la esperanza de vida al nacer y en la expectativa de vida a los cinco años. La relación fue más débil en el área de mortalidad infantil. Es así como en sus estudios sobre desigualdad del ingreso, Rodgers y otros investigadores posteriores han contribuido a establecer que se justifican los diseños ecológicos en la salud internacional comparada porque proporcionan elementos únicos a nivel macro para comprender la distribución global de las desigualdades de salud y sus determinantes.

Sin embargo, son pocos los estudios que han explorado la relación entre las variables políticas y la salud de la población en grupos de países. El estudio de Navarro y su grupo (2003) es tal vez el único que ha considerado un número integral de variables políticas mientras realiza un ajuste para las determinantes económicas. Un supuesto clave en nuestra postura teórica es que el comprender la asociación entre los factores sociales

y la salud requiere que se analice tanto los determinantes políticos como económicos (Coburn, 2000). De esta forma, aunque se ha asociado la distribución del ingreso de los países y el PIB con varios resultados en salud de la población, por ejemplo mortalidad infantil y bajo peso al nacer (Lynch et al., 2001), estudios recientes sugieren que las variables políticas y del estado de bienestar (por ejemplo, acceso al servicio de salud) también podrían ser determinantes importantes en los resultados de la salud de la población (David y Collins, 1997; Macinko, Starfield et al., 2003; Macinko et al., 2004; Muntaner et al., 2002; Navarro y Shi, 2001; Raphael y Bryant, 2003). Ese es el caso del estudio de Conley y Springer quienes utilizaron un modelo de efectos fijos a nivel de país para determinar si el gasto en salud pública tenía un impacto significativo en la reducción de las Tasas de Mortalidad Infantil, y si ese efecto era acumulativo durante un período de cinco años (Conley y Springer, 2001). El modelo reveló que el gasto del estado, por medio de políticas tanto de salud como sociales y variando de acuerdo con la estructura institucional del estado de bienestar, ciertamente afectaba la mortalidad infantil. Por su parte, Raphael y Bryant revisaron detenidamente la literatura sobre la relación entre el estado de bienestar y la salud de las mujeres en Canadá y encontraron que “las características asociadas con el estado de bienestar avanzado en naciones industrializadas son contribuyentes primarios de la calidad de vida de las mujeres” (Raphael y Bryant, 2003).

Muntaner y sus colegas utilizaron variables políticas y del estado de bienestar al igual que indicadores económicos y de capital social para examinar las correlaciones parciales entre el PIB ajustado y las tasas de mortalidad específicas por causa y edad. Entre las medidas de resultado, las cinco variables relacionadas con supervivencia neonatal e infantil y con lesiones no intencionales estu-



vieron más consistentemente asociadas con las variables de desigualdad económica, y las de políticas y estado de bienestar (Muntaner et al., 2002). Los autores revelaron que las variables coeficiente de Gini, desigualdad del ingreso de los hogares, relación del percentil 90/10, del percentil 50/10, tasa de pobreza de los hogares, acudientes a votar, pacto social (una medida del pacto entre trabajadores y empleadores), porcentaje de votación “por la izquierda” (ya sea socialdemócrata o laborista) y de bancada “de izquierda”, cantidad de mujeres en el gobierno y total de atención médica pública se correlacionan de manera significativa con las Tasas de Mortalidad Infantil ( $p < 0,05$ ) en niños y niñas. La tasa de bajo peso al nacer también evidenció una asociación significativa con el coeficiente de Gini, la desigualdad del ingreso de los hogares, la relación del percentil 90/10, del percentil 50/10, la tasa de pobreza de los hogares, acudientes a votar, pacto social, votación “por la izquierda”, mujeres en el gobierno y total de atención médica pública.

El objetivo de nuestro esfuerzo actual es continuar con la búsqueda que motivó los estudios mencionados previamente acerca del papel de las variables políticas y del estado de bienestar sobre la salud de la población. Hemos desarrollado un modelo teórico que integra lo anterior, y a su vez, provee un modelo para las causalidades macro-sociales de los resultados de la salud infantil. Hemos utilizado un modelo de regresión multivariada de series de tiempo que incluye tanto el PIB y la desigualdad del ingreso como las variables políticas y del estado de bienestar para aumentar el poder de inferencia de los análisis.

El campo de la epidemiología social (macro) adolece de una falta de modelos integrales (Macinko, Shi, Starfield y Wulu, 2003). Es por esto que hemos recurrido, para nuestro

modelo, al campo político comparado del estado de bienestar. El estudio adelantado por Huber y Stephens (2001) señala que las contiendas políticas son el factor más importante en la creación de los estados de bienestar a través del tiempo; igualmente son responsables de la variación en los resultados de los estados de bienestar a través de los países. Y las contiendas políticas, a su vez, se relacionaban estrechamente con características sociales estructurales, sobre todo con la fuerza de los trabajadores organizados. El marco conceptual de Navarro, Borrell y Muntaner se basa en los resultados empíricos de Huber y Stephen pero le agrega la dimensión de la “desigualdad del ingreso” para examinar los determinantes políticos y económicos de la salud de la población (Navarro, 2003). Según este marco conceptual, lo político (por ejemplo, la orientación política del partido de gobierno) define el contenido de las políticas del estado de bienestar que directamente afectan la salud de la población, red de influencia de la desigualdad económica, que está parcialmente determinada por las políticas del estado de bienestar (Huber y Stephens, 2001). Nuestra revisión de la literatura empírica, que se resume en la introducción, nos facultó para modificar el modelo de Navarro et al (ver la figura 1). Las variables en los cuadrados son las que fueron usadas para el presente análisis, mientras que aquéllas en los círculos o no se utilizaron o no pudieron ser medidas. Las que figuran en gris no fueron incluidas en este análisis.

De esta forma, nuestro modelo conceptual involucra el ambiente político del país, las políticas del estado de bienestar, el sistema de atención de salud y la desigualdad del ingreso. Hemos medido el ambiente político en dos dimensiones: el nivel de participación política y la orientación ideológica. Con base en un par de análisis de correlación parcial y multivariado (Muntaner et al.,

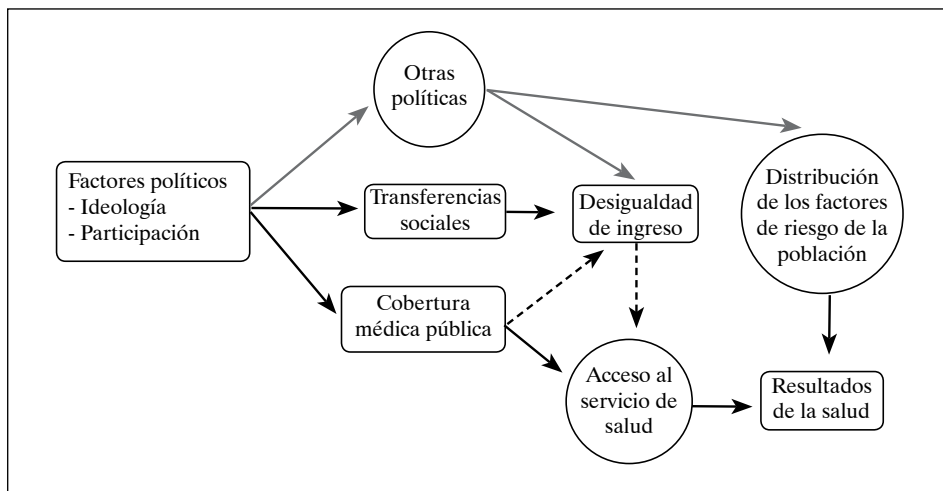
2002; Navarro et al., 2003), la hipótesis que manejamos es que el nivel de participación política se correlaciona positivamente con un buen estado de salud de la población. La literatura que investiga la relación entre la salud y la cohesión o red social, que se refiere a participación cívica tal como la votación, apoya esta hipótesis (por ejemplo Blakely, Kennedy y Kawachi, 2001).

La fuerza de la ideología política pro-igualitaria, que se mide por la votación lograda por los partidos de izquierda, se correlaciona positivamente con una mejor salud de la población (Muntaner et al., 2002; Navarro et al., 2003) posiblemente a través de políticas del estado de bienestar tales como el compromiso con el pleno empleo, la provisión de una cobertura universal en salud y el aumento en la redistribución del ingreso. Hemos utilizado dos indicadores de la política del estado de bienestar: transferencia de la seguridad social y porcentaje de la población con cobertura médica pública. Se supone que estos

dos indicadores se asocian negativamente con la mala salud de la población (mejor dicho, una tasa alta de mortalidad infantil, de mortalidad en menores de cinco años y de Bajo Peso al Nacer).

Mientras que el primer indicador afecta directamente el nivel de la desigualdad de ingreso, el segundo se asocia primordialmente con el nivel de acceso a la atención médica. En vez de incluir estas dos variables en una sola construcción de estado de bienestar, las hemos separado conceptualmente para que podamos comprender su distinta contribución a la salud de la población. Como la transferencia social y los servicios de salud se quedan cortos para medir el efecto total de los arreglos diferentes de estado de bienestar, incluimos una ruta adicional a través de “otras políticas” (por ejemplo, mercado laboral y políticas de salud ambiental) que pueden afectar la salud de la población independientemente de los indicadores del estado de bienestar utilizados en este estudio.

FIGURA 1.  
MODELO CONCEPTUAL



También incluimos desigualdad del ingreso porque ha sido asociado con los resultados promedio de salud de la población en varios estudios (por ejemplo, Wilkinson, 1996). En epidemiología, el mecanismo que soporta esta predicción se basa particularmente en dos explicaciones: la psicosocial (por ejemplo, Wilkinson, 1996) y la neomaterial (por ejemplo, Kaplan, Pamuk, Lynch, Cohen y Balfour, 1996). En la literatura sobre el estado de bienestar, la desigualdad del ingreso es más un resultado de las políticas de gobierno; entiéndase como una variable endógena. Por ejemplo, Bradley, Huber, Moller, Nielsen y Stephens (2003) concluyeron que la alta desigualdad antes de impuesto y antes de transferencia está determinada por una tasa alta de desempleo, una alta proporción de mujeres cabeza de hogar y por una baja densidad sindical; mientras que la reducción de la desigualdad a través de impuestos y transferencias está fuertemente determinada por variables políticas tales como un gabinete izquierdista, un gabinete demócrata-cristiano, puntos de veto constitucional y la generosidad del bienestar.

Con base en el modelo teórico descrito arriba presentamos la hipótesis de que las variables política igualitaria y estado de bienestar (por ejemplo, la proporción de votos de los partidos social demócratas, acceso universal al servicio de salud) auguran los resultados de mortalidad infantil en el nivel nacional.

### **Metodología**

*Fuentes de información y variables:* El estudio se centra en 19 países ricos de Europa (14), Norte América (2) y la región de Asia y del Pacífico (3) durante los 35 años de 1960 a 1994. Las variables de resultado son la Tasa de Mortalidad Infantil (TMI), la Tasa de Bajo Peso al Nacer (BPN) y la Tasa de Mortalidad en Menores de Cinco Años

( $TM > 5$ ). Las fuentes de información son la Información de Salud de la OCDE (2000) y el informe anual “El Estado De Los Niños” de UNICEF (2003).

Los resultados de salud de la población más utilizados son la Tasa de Mortalidad Infantil y la expectativa de vida. Una razón por la cual decidimos utilizar los indicadores de salud infantil y de los niños es que, de acuerdo con varios estudios, las variables relacionadas con el nacimiento y la infancia son particularmente sensibles a las variables políticas y del estado de bienestar (Conley y Springer, 2001; Macinko, Starfield et al., 2003; Macinko et al., 2004; Muntaner et al., 2002; Navarro et al., 2003). Los indicadores de salud infantil responden a los indicadores económicos y políticos; adicionalmente, es suficiente un corto tiempo para que estos indicadores surtan efecto (Conley y Springer, 2001; Macinko et al., 2004). Hemos también analizado la Tasa de Mortalidad en Menores de Cinco Años porque este indicador tenía menos inclinación al subregistro que la Tasa de Mortalidad Infantil (Conley y Springer, 2001).

Hemos incluido, como variables explicativas, tanto el Producto Interno Bruto per cápita (PIBpc) como los coeficientes de Gini. Para el coeficiente de Gini utilizamos la información del Estudio de Ingresos de Luxemburgo - EIL. Ésta puede ser bajada de la página web EIL (Luxembourg Income Study, 2000). Como la información del EIL no incluye información del Japón y Nueva Zelanda, los análisis que emplean los coeficientes de Gini no incluyen estos países. Para el PIBpc utilizamos valores reales del PIBpc ajustados por el índice en cadena obtenido de la Penn World Table, versión 6.1. (Heston, Summers y Aten, 2002). Otras variables explicativas se obtuvieron de la “Información Comparada de los estados de bienestar” de Huber et al (2004) que contiene una gran cantidad de in-

dicadores políticos y del estado de bienestar. Al escoger los indicadores correspondientes a nuestro modelo teórico enfrentamos dos problemas: uno fue la disponibilidad de información. Por ejemplo, variables tales como el “Efecto redistributivo del estado” (Muntaner et al., 2002) no estaban a la mano para un análisis de series de tiempo. El segundo problema fue el de la multi-colinea-

ridad: el coeficiente Pearson de correlación entre “porcentaje de voto por la izquierda” y “bancada de izquierda” era de 0.96. Para estos análisis, se mantuvo el “porcentaje de votos por la izquierda” porque evidenció asociaciones más fuertes con las variables de resultado que lo revelado por “las bancadas de izquierda”. En consecuencia, nuestro conjunto de variables independientes estuvo

**TABLA 1.**  
**DESCRIPCIÓN DE VARIABLES Y FUENTES DE INFORMACIÓN**

Variable	Descripción	Fuente de Información
<i>Variables dependientes</i>		
Tasas de Mortalidad Infantil	Por 1.000 nacidos vivos	Información de Salud de la CDE, 2000
Tasas de mortalidad en menores de 5 años	Por 1.000 nacidos vivos	El Estado de los Niños del Mundo (UNICEF) Información de Salud de la OCDE, 2000
Tasas de Peso Bajo al Nacer	% total nacidos vivos	
<i>Variables independientes</i> <i>Variables Económicas</i> PIB per cápita	PIB Real per cápita en dólares constantes usando el índice de Cadena basado en paridades del poder de compra (PPP) a precios internacionales de 1985	La Penn World Table versión 6.1
Coefficiente de Gini		Estudio de Ingreso de Luxemburgo
<i>Variables Políticas</i> Electores que acudieron a votar	Electores que acuden a votar en cada elección nacional, en porcentajes del electorado que votó	
Voto por la izquierda	Porcentaje de votos para los partidos de izquierda del total de votos	Huber et al. (2004)
<i>Variables de estado de bienestar</i> Transferencias Sociales	Transferencias de la Seguridad Social como un Porcentaje del PIB. Consiste de beneficios por enfermedad, vejez, asignaciones familiares etc., apoyos de asistencia social y bienestar. Substituyeron la variable “efecto redistributivo del estado” en Muntaner et al. (2002) Porción de la población con cobertura médica total Total de asistencia médica pública	Huber et al. (2004)

compuesto por el PIBpc y el coeficiente de Gini, dos variables políticas (electores que acudieron a votar y voto por la izquierda), y dos variables de estado de bienestar (transferencias de seguridad social y porcentaje total de la población con cobertura médica pública). En la Tabla 1 se presentan las variables y fuentes de información.

*Análisis estadístico:* Llevamos a cabo un análisis de información tipo panel no balanceado de los 19 países utilizando el estimador robusto de la varianza en grupo. El estándar Huber-White (que no agrupa) o el estimador “sándwich” robusto de la matriz de la varianza de los cálculos de parámetro da errores estándar correctos ante la presencia





de cualquier patrón de heterocedasticidad (variaciones desiguales de los términos de error) pero no en la presencia de errores correlacionados (elementos fuera de la diagonal, distintas de cero en la matriz de covarianza de los errores). El estimador robusto de la varianza en grupo es una variante del estimador robusto Huber-White que permanece válido (suministra una cobertura correcta) en la presencia de cualquier patrón de correlaciones entre los errores dentro de las unidades, incluyendo correlación serial y correlación que se debe a componentes específicos de unidad (Moller et al., 2003; StataCorp, 1999). Así las cosas, los errores estándar de un grupo robusto no se afectan por la presencia de factores específicos a un país, estables y no medidos, causando correlaciones entre los errores de observaciones para el mismo país, o también por cualquier otra forma de error de correlación dentro de las unidades.

Al generar coordenadas sucesivas de variables ajustadas, confirmamos que todas las variables explicativas estaban en relación lineal con las variables de resultado de interés, excepción hecha del PIBpc. Utilizamos un término logarítmico para el PIBpc porque se ajustaba mejor al modelo que otras transformaciones. Las coordenadas de la “transferencia de la seguridad social” versus los indicadores de resultado también demostraron relaciones no lineales, pero decidimos no transformar esta variable: haber utilizado un término cuadrático o logarítmico solo mermaría la posibilidad de predicción y de significancia del modelo.

A continuación presentamos el proceso de construcción del modelo; todos los modelos fueron ajustados al PIBpc:

- El modelo 0 incluyó sólo una variable de resultado y el PIBpc.

- El modelo 1 se construyó para evaluar el impacto de las variables políticas (electores que acudieron a votar y voto por la izquierda).
- Las variables de estado de bienestar (transferencia de seguridad social y total de atención médica pública) se incluyeron en el modelo 2 para determinar su impacto.
- El modelo 3 incorporó variables que evidenciaron ser significativas en los modelos 1 ó 2 ( $p > 0,05$ ).
- El modelo 4 se construyó para evaluar cuánto de las correlaciones del modelo 4 surgen por la desigualdad del ingreso.
- Nosotros establecimos el último modelo (5) replicando el modelo 4 sin los coeficientes de Gini y usando sólo la información puntual del Modelo 4 para propósitos de la comparación.

Construimos nuestros últimos modelos (4 y 5) para evaluar el efecto del coeficiente de Gini en otras variables explicativas y viceversa. Sin embargo, al hacer esto, muchos de los datos puntuales fueron eliminados, primordialmente debido a la falta de algunos datos puntuales tanto en los coeficientes de Gini como en algunas otras variables. Llevamos a cabo unas pruebas  $t$  para conocer si los grupos usados eran diferentes de los grupos eliminados en el proceso del modelado final.

“Un *outlier* es una observación que se sale del resto de la información. Esto puede representar dos cosas: que son datos válidos, o que se debió a un error en la experimentación, recolección o entrada de los datos”. (Fisher y van Belle, 1993) Muchos valores que surgen para los Estados Unidos son realmente diferentes de los de otros países; así los Estados Unidos se pueden considerar un outlier estadístico. Sin embargo, decidimos incluir a los EE.UU.



en el análisis por varias razones. Primero, nuestra muestra recoge todo el universo de países capitalistas avanzados. De esta forma, los valores extremos de los EE.UU. no son un resultado de una falla en el proceso de muestreo, sino el resultado de un proceso histórico distinto que ha desarrollado ese país. Adicionalmente, no tenemos un fundamento sólido para considerar que nuestro modelo teórico, relacionado con el impacto de los factores políticos y de estado de bienestar en la salud de la población, no aplique a los EE.UU. Igualmente, la decisión de incluir a los EE.UU. está apoyada por la mayoría de los estudios de investigación cuantitativos que comparan la política de salud.

Los EE.UU. están incluidos actualmente en la mayoría de los análisis comparativos de los estados de bienestar industrializados de donde surgió nuestro marco teórico (Navarro, 2003; ver también Esping-Andersen, 1990; Huber y Stephens, 2001). Los EE.UU., junto con el Reino Unido, Canadá e Irlanda, se identifican como países “liberales”, con mayor probabilidad de implementar ciertas políticas que afectan la salud de la población (por ejemplo, limitación del estado de bienestar; Huber y Stephens, 2001). Estudios previos sobre epidemiología macro-social de los factores políticos y económicos han incluido a los EE.UU. (Conley y Springer, 2001; Macinko et al., 2004; Muntaner et al., 2002; Navarro et al., 2003; Navarro y Shi, 2001). Esto se debe en parte a razones teóricas (Peters, 1998) ya que los EE.UU. son parte del sistema de los regímenes industrializados del estado de bienestar. Lo anterior también refleja la importancia de la salud pública en los EE.UU. como una gran nación. Por otro lado, también presentamos la matriz de correlación de Pearson con y sin los EE.UU. en el Anexo A para exponer el efecto de excluir a los EE.UU. de la correlación entre las variables dependientes y las variables de resultado.

Las posibles correlaciones entre grupos a través del tiempo (efectos de período) no fueron evaluados en nuestros análisis, debido a que Moller et al. (2003) examinaron la posibilidad del efecto del período durante 1960 - 1994 utilizando la misma información y concluyeron que no hubo tal efecto para los años incluidos en el estudio. Para evaluar la confiabilidad de nuestro análisis llevamos a cabo un par de pruebas de sensibilidad, particularmente análisis de los límites extremos y un tipo de método de navaja. Los resultados se pueden proveer, a solicitud. Utilizamos la versión STATA 8.0 para este análisis.

## **Resultados**

Se observó una tendencia claramente declinante en la Tasa de Mortalidad Infantil y en la de Menor de Cinco Años durante el período analizado. La tasa de Bajo Peso al Nacer disminuye hasta mediados de la década de los años 70 y comienza a aumentar desde mediados de los años 80. El PIBpc continúa su subida pero el coeficiente de Gini muestra más bien un comportamiento aleatorio. Debemos tener en mente que hay muchos valores que hacen falta en el período más temprano, de modo que eso puede explicar que los valores medios para el coeficiente de Gini sean bastante inestables. Se presentan los resultados en las Tablas 2 a 4. Los coeficientes pueden ser interpretados de la misma manera como en las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios.

*La Tasa de Mortalidad Infantil y la Tasa de Mortalidad en Menores de Cinco años:* Los modelos con log PIBpc predicen el 70 y 64% de la variabilidad de la TMI y de la TM<5, respectivamente. Cuando se agregan variables políticas, los modelos predicen 76% y 71% de la variabilidad. Ambas variables políticas se correlacionan significativamente con los resultados de salud. El voto por la



izquierda muestra asociaciones más fuertes con los resultados de salud que la variable electores que acudieron a votar. Electores que acudieron a votar se asocia con TMI y con  $TM < 5$ , pero no en la dirección esperada: el mayor número de electores que acuden a votar se asocia con Tasas de Mortalidad más altas.

Entre las variables de bienestar, solamente el porcentaje de personas bajo atención médica pública se correlaciona de forma significativa con ambos resultados de mortalidad en el in-

tervalo de confianza del 95%. Las dos variables de estado de bienestar fueron responsables de mayor variabilidad de las tasas de mortalidad que las dos variables políticas.

Cuando incluimos todas las variables significativas en un único modelo, el poder explicativo se incrementa tanto en el modelo de TMI como en el de  $TM < 5$ . Todas las variables en estos modelos son significativas en el intervalo de confianza de 95% exceptuando los electores que acudieron a votar en el modelo  $TM < 5$ .

TABLA 2.  
MODELOS DE TASA DE MORTALIDAD INFANTIL - TMI

Variables	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p
<i>Riqueza</i>												
Log. PIB	-18,5 (1,55)	0,000	-18,9 (1,50)	0,000	-18,0 (1,62)	0,000	-18,1 (1,39)	0,000	-11,2 (4,13)	0,013	-11,4 (3,99)	0,015
<i>Variables Politicas</i>												
Votantes que acudieron a votar			0,097 (0,04)	0,018			0,093 (0,04)	0,021	0,019 (0,04)	0,655	0,026 (0,05)	0,466
Porcentaje de votación obtenida por partidos de izquierda			-0,167 (0,05)	0,005			-0,062 (0,04)	0,173	-0,057 (0,05)	0,227	-0,049 (0,03)	0,316
Variables de estado de bienestar												
Transferecia de seguridad social					-0,147 (0,10)	0,141						
Total de asistencia médica pública					-0,130 (0,02)	0,000	-0,127 (0,03)	0,000	-0,090 (0,03)	0,015	-0,090 (18,31)	0,016
Desigualdad del ingreso												
Coefficiente de Gini									-7,713 (18,48)	0,682		
<i>Intercepto</i>	192 (14,75)	0,000	194 (15,78)	0,000	200 (15,84)	0,000	194 (14,45)	0,000	136 (43,62)	0,007	129 (41,96)	0,007
Numero de grupos (clusters)	655 (19)		653 (19)		624 (19)		648 (19)		61 (17)		61 (17)	
Prob.> F	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		0,0002		0,0001	
R <sup>2</sup>	0,6993		0,7585		0,7971		0,8023		0,4283		0,4231	



**TABLA 3.**  
**MODELOS DE TASA DE MORTALIDAD EN MENORES DE CINCO AÑOS**

Variables	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p
Riqueza								
Log. PIB	-22,0 (2,91)	0,000	-22,4 (3,02)	0,000	-21,1 (2,96)	0,000	-21,1 (2,96)	0,000
Variables políticas								
Votantes que acudieron a votar			0,132 (0,06)	0,044			0,134 (0,07)	0,064
Porcentaje de votación obtenida por partidos de izquierda			-0,241 (0,06)	0,001			-0,116 (0,05)	0,020
Variables de estado de bienestar								
Transferencia de seguridad social					-0,126 (0,13)	0,361		
Total de asistencia médica pública					-0,171 (0,04)	0,001	-0,150 (0,04)	0,002
Desigualdad del ingreso								
Coefficiente de Gini								
Intercepto	227 (28,09)	0,000	229 (30,20)	0,000	236 (29,12)	0,000	225 (30,32)	0,000
Numero de grupos (clusters)	131 (19)		131 (19)		128 (19)		131 (19)	
Prob.>F	0,000		0,000		0,000		0,000	
R <sup>2</sup>	0,6372		0,7122		0,7333		0,7504	

TABLA 4.  
MODELOS DE TASAS DE BAJO PESO AL NACER

Variables	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p	Coef. (Robusto)	Valor -p
<i>Riqueza</i>												
Log PIB	-0,334 (0,65)	0,611	-0,788 (0,58)	0,193	-0,280 (0,52)	0,598	-0,836 (0,58)	0,165	-1,430 (0,68)	0,049	-1,548 (0,73)	0,049
Variables políticas												
Votantes que acudieron a votar			0,014 (0,01)	0,283								
Porcentaje de votación obtenida por partidos de izquierda			-0,040 (0,02)	0,038			-0,019 (0,02)	0,341	-0,042 (0,013)	0,004	-0,043 (0,013)	0,005
Variables de estado de bienestar												
Transferencia de seguridad social					-0,045 (0,03)	0,135						
Total de asistencia médica pública					-0,028 (0,01)	0,000	-0,019 (0,01)	0,128	-0,008 (0,01)	0,209	-0,005 (0,01)	0,466
Desigualdad del ingreso												
Coefficiente de Gini									-0,033 (0,05)	0,525		
<i>Intercepto</i>	8,83 (6,29)	0,177	13,6 (6,08)	0,039	11,6 (5,04)	0,034	16,3 (5,55)	0,009	22,8 (6,95)	0,004	22,7 (7,16)	0,005
Numero de grupos (clusters)	415 (19)		413 (19)		386 (19)		411 (19)		172 (19)		172 (19)	
Prob.>F	0,6109		0,1653		0,0000		0,0001		0,0001		0,0000	
R <sup>2</sup>	0,0071		0,2080		0,2407		0,2314		0,4073		0,4451	



Para el TMI, la inclusión del coeficiente de Gini acentuó ligeramente el poder explicativo ( $R^2 = 0,4231 - 0,4283$ ), y disminuyó el ajuste del modelo (valor de  $p = 0,0001 - 0,0002$ ). El coeficiente de Gini debilitó la asociación tanto de electores que acudieron a votar como del voto por la izquierda con la Tasa de Mortalidad Infantil, mientras que fortaleció la del log PIBpc y la de total de atención médica pública. No pudimos ajustar el modelo con el coeficiente de Gini para la Tasa de Mortalidad en Menores de cinco años porque carecíamos de suficientes datos puntuales.

*Tasa de bajo peso al nacer:* los resultados para la Tasa de Bajo Peso al Nacer (BPN) se diferencian claramente de los resultados obtenidos para las tasas de mortalidad infantil y de menores de cinco años. El log PIBpc solo predice menos del 1% ( $R^2 = 0,0071$ ) de la Tasa de Bajo Peso al Nacer. El modelo no es significativo (valor de  $p = 0,6109$ ). Las variables políticas, junto con el log PIBpc, dan cuenta del 21% de la variabilidad del BPN. El voto por la izquierda se asocia significativamente con el BPN (valor de  $p = 0,038$ ), mientras que no sucede lo mismo con los electores que acudieron a votar (valor de  $p = 0,283$ ).

Las variables del estado de bienestar juntas son predictoras más fuertes del BPN ( $R^2 = 0,2407$ ) comparadas con las variables políticas. El porcentaje de la población bajo atención médica pública se asocia de forma significativa con el BPN (valor de  $p = 0,000$ ) pero no así la transferencia de seguridad social (valor de  $p = 0,135$ ).

En el modelo que incorpora el log PIBpc, el voto de izquierda y el total de atención médica pública, ninguna de las variables explicativas se asocia de manera significativa con el resultado (BPN) en el intervalo de confianza del 95%, aunque el modelo es estadísticamente significativo (valor de  $p =$

0,000) y explica el 23% de la variabilidad. El coeficiente de Gini no explica mucho de la variación del BPN ( $p = 0,209$ ). El modelo explica más de la variabilidad del BPN sin el coeficiente de Gini (valor de  $p = 0,000$ ;  $R^2 = 0,4451$ ) que con el coeficiente de Gini (valor de  $p = 0,0001$ ;  $R^2 = 0,4073$ ).

*Análisis de sensibilidad:* Para probar la estabilidad de nuestros análisis, llevamos a cabo dos diferentes tipos de Análisis de sensibilidad para cada variable de resultado. Primero, se llevó a cabo un “análisis de límites extremos” (Deravi, Hegji y Moberly, 1990; Leamer, 1983) utilizando una variable explicativa y todas las posibles combinaciones de otras (menos de cuatro) variables explicativas. Dada la insuficiencia de datos puntuales, excluimos el coeficiente de Gini de esta prueba. También llevamos a cabo un tipo de prueba de navaja generando 19 regresiones bivariadas al utilizar subconjuntos de la información con la omisión de un país a la vez<sup>1</sup>.

En la mayoría de los casos, los resultados del análisis de límites extremos y el método de navaja son congruentes siendo estable la dirección de la asociación entre las variables sometidas a prueba y el resultado. Los resultados de las regresiones, cuando se omiten los EE.UU., produjeron valores mínimos o máximos aproximadamente la mitad de las veces, pero la dirección de las asociaciones no cambia y los valores no están muy distanciados del rango. De esta forma, los resultados de las pruebas de sensibilidad no modificaron sustancialmente las conclusiones de nuestros análisis.

En conclusión, nuestros resultados muestran que entre los tres indicadores de salud de la población, el pronosticador más fuerte fue

<sup>1</sup> Los resultados están disponibles por los autores por solicitud.

el porcentaje de población bajo cobertura médica pública. Las variables políticas y del estado de bienestar tenían más poder explicativo para la TMI y la  $TM < 5$  que para la tasa BPN. Y las variables del estado de bienestar tuvieron un poder explicativo más fuerte que las variables políticas.

## Discusión

Nuestro estudio contribuye al cuerpo emergente de investigación sobre el impacto de los factores políticos en la salud de la población. Utilizamos información de 19 países diferentes por un período de 35 años. Este enfoque de regresión agrupada nos ayuda a trazar conclusiones más generales que las que habíamos sido capaces de hacer con base en análisis previos de corte transversal.

Mientras que nuestro estudio tuvo que ver tangencialmente con la hipótesis de ingreso relativo, tratamos de avanzar un poco más al evaluar tres resultados de salud materno-infantil en relación con los factores políticos y del estado de bienestar. Con base en nuestro modelo conceptual, planteamos la hipótesis que políticas generosas del estado de bienestar y la voluntad política igualitaria mejoraría la salud de la población, parcialmente al reducir la inequidad del ingreso. Si el coeficiente de Gini fuera asociado negativa y significativamente con los resultados, sabríamos que la mejora en el estado de salud de la población se lograba parcialmente a través de la reducción de la inequidad del ingreso. Si los coeficientes y los valores  $p$  de las variables políticas y de estado de bienestar de un modelo se afectaran por la adición del coeficiente de Gini, estaría en la ruta de esas variables que afectan la salud de la población.

TMI ni con el BPN aún cuando la correlación de orden cero entre el Gini y el Bajo Peso al Nacer fuera 64% (ver Anexo A). Este resultado implica que la desigualdad del ingreso en sí misma no es una causa de la mala salud de las poblaciones, pero es un resultado de otra situación en la sociedad, por ejemplo, de las políticas de salud o bienestar que impactan directamente el estado de salud de la población. Con esto queremos significar que la desigualdad del ingreso es endógena a las políticas económicas y de bienestar y a los resultantes arreglos político-económicos de un país. Nuestros modelos con coeficientes de Gini se ajustaron por ambas variables políticas y del estado de bienestar de modo que la desigualdad del ingreso no tuvo un poder explicativo adicional.

Los resultados de la comparación entre los modelos de la TMI y del BPN sugieren que los resultados de la salud materno-infantil responden a diferentes mecanismos sociales. Nuestro modelo tuvo menos poder explicativo para el BPN que para la TMI o la  $TM < 5$ , dejando al descubierto unas incertidumbres que deben ser exploradas en estudios futuros.

Así, lo que hemos encontrado contribuye al volumen de literatura que confronta la versión fuerte de la “hipótesis del ingreso relativo”. (Lynch et al., 2004; Muntaner y Lynch, 1999). Los indicadores de salud infantil y de los niños acerca de los efectos de la desigualdad del ingreso son más débiles que algunas políticas del estado de bienestar como el gasto público en salud. De esta manera, parece inadecuado depender de las consecuencias psicológicas de las percepciones de distribución del ingreso como determinantes de salud de la población, por lo menos para estos indicadores.

En nuestro análisis, el coeficiente de Gini no estuvo asociado significativamente con la

Por otro lado, nuestros resultados confirman la presencia de una asociación entre políti-





cas del estado de bienestar y resultados de salud infantil, lo que ya ha sido informado en media docena de estudios. (Conley y Springer, 2001; Macinko, Starfield et al., 2003; Macinko et al., 2004; Muntaner et al., 2002). En relación con políticas específicas del estado de bienestar, nuestra investigación reafirma la importancia de proveer servicios médicos públicos a sus ciudadanos. (Conley y Springer, 2001; Macinko et al., 2004; Muntaner et al., 2002; Navarro y Shi, 2001). No sólo no se afectó esta variable por el coeficiente de Gini, sino que también permaneció en los tres modelos incluyendo las variables políticas y del estado de bienestar simultáneamente. Nuestros hallazgos son consistentes con los de Macinko et al. (2004) quien incorporó medidas de servicios de salud en sus modelos (por ejemplo, gasto público en salud, número de doctores por cada mil personas de la población y financiamiento de servicios de salud). Ellos hallaron que el financiamiento de los servicios salud era la única variable que mostraba una relación consistente con la Tasa de Mortalidad Infantil.

En lo que tiene que ver con las restantes relaciones que involucran variables políticas, los electores que acudieron a votar fue un vaticinador más débil de los resultados de la salud materno-infantil que el porcentaje de votos por la izquierda. Esto puede deberse al hecho de que el primero mide sólo el grado de la participación política del país, mientras que el segundo atrapa la “dirección” de esa participación (por ejemplo, hacia una redistribución igualitaria de los ingresos de los hogares por medio de los impuestos). Contrario a lo que pueda predecir la literatura sobre “capital social”, las variables sobre personas que acudieron a votar están asociadas “positivamente” con las tasas de mortalidad en el análisis de correlación de *Pearson* y con todos los tres resultados en los modelos ajustados con el log. PIBpc y con el voto por la izquierda.

El porcentaje del voto por la izquierda se asoció en forma significativa con todos los resultados de salud materno-infantil (valor de  $p = 0,005$  para la TMI;  $0,001$  para la  $TM < 5$ ;  $0,038$  para el BPN). Sin embargo, se perdió la asociación estadística (para la tasa de mortalidad infantil y de menores de cinco años) o se debilitó (para la Tasa de bajo peso al nacer) cuando se introducían las variables del estado de bienestar en los modelos. De esta forma podemos sostener que la mera existencia del poder político con una ideología “pro estado de bienestar” no es suficiente para mejorar la salud de la población: Este potencial tiene que ser institucionalizado a través de la implementación de políticas del estado de bienestar. Esta conclusión es congruente con lo que Huber y Stephens han encontrado repetidamente para una variedad de indicadores del estado de bienestar (Huber y Stephens, 2001).

Nuestro estudio tiene varias limitaciones. Éstas incluyen la difícil interpretación del indicador de bajo peso al nacer. Hay debates acerca de si la tasa de bajo peso al nacer es un importante indicador de salud de la población debido a su heterogeneidad (por ejemplo, David, 2001). Sin embargo, a pesar de su ambigüedad, nuestra investigación entre muchas otras (Collins et al., 2003; Collins, Wu y David, 2002), sugiere que el BPN es un indicador sensible al impacto societario en la salud de los niños.

Adicionalmente nuestros modelos mostraron una cantidad sustancial de variación que no estudiamos porque nuestro estudio no fue diseñado para explicar los mecanismos causales. Estudios futuros deberán incorporar variables específicas de servicios de salud (por ejemplo, acceso a las unidades de cuidado intensivo neonatal) que podrían explicar mejor las rutas entre las variables políticas y del estado de bienestar (por ejemplo, acceso universal a servicios de salud) y varios de los

resultados de salud materno-infantil (por ejemplo, la Tasa de Mortalidad Infantil).

Podrían necesitarse series de tiempo más largas con datos puntuales completos para examinar los modelos causales. También podría necesitarse investigación que utilice análisis de tipo multi-nivel (por ejemplo, proximidad de un barrio a las unidades de cuidado intensivo neonatal) para capturar el nivel adecuado de explicación para un resultado dado. Adicionalmente, en vez de usar una o dos variables para medir planteamientos teóricos tales como “generosidad de un estado de bienestar” o “igualitarismo político”, la incorporación de variables latentes que consisten de múltiples indicadores disponibles en conjuntos de información comparativa puede proveer pruebas más fuertes de estas hipótesis. Así una limitación de nuestro estudio es que nuestra selección de Indicadores, influenciados fuertemente por la información disponible y por los estudios previos (Muntaner et al., 2002; Navarro et al., 2003), pudo haber resultado en la exclusión de variables relevantes (Peters, 1998, p. 70). Para responder por esta limitación llevamos a cabo análisis de sensibilidad. Los resultados sugieren que la dirección de la asociación entre las variables explicativas y los indicadores de salud es estable.

Otra limitación de nuestro análisis es que el usar variables políticas completamente exógenas puede hacer fracasar en el intento de capturar la naturaleza endógena de los factores

políticos. Por ejemplo, el aumento de la riqueza de una sociedad puede facilitar la expansión de los gastos del estado de bienestar (Huber y Stephens, 2001). Hay técnicas que pueden ser usadas para controlar tal endogeneidad, como a través de variables instrumentales; pero esto puede introducir riesgos propios. Por ejemplo, la eficiencia de los términos de error puede ser reducida potencialmente y de esta manera puede volverse difícil detectar la significancia estadística. (Kennedy, 2001; Macinko et al., 2004). Como el problema de la endogeneidad en la investigación cuantitativa de la economía política es bien conocido (por ejemplo, Przeworski, 2004), debe garantizarse el desarrollo de instrumentos que respondan por el problema. Por otro lado, la naturaleza estable de los sistemas políticos y del estado de bienestar de los países incluidos en nuestro análisis, todos ellos con sistemas estatales de bienestar desarrollados a principios del siglo XX, nos permitieron utilizarlos como variables exógenas (Peters, 1998).

Esta investigación sobre los determinantes macrosociales de la salud de la población en países ricos encontró variación sustancial atribuible a factores políticos y del estado de bienestar. De esta forma parece apropiado sugerir que el desarrollo económico por sí solo no es suficiente para crear una sociedad saludable. La voluntad política que sirve para implementar e institucionalizar los sistemas de bienestar, incluyendo los servicios médicos públicos, parece contribuir también a la salud y al bienestar de sus ciudadanos.



---

**ANEXO A**  
**LA COMPARACIÓN DE LOS COEFICIENTES**  
**DE CORRELACIÓN DE PEARSON**

---

Como algunos de los valores de los Estados Unidos se distancian de los de otros países, estos datos puntuales pueden funcionar como puntos de influencia, alterando significativamente los resultados de la regresión. Por lo tanto, presentamos la matriz de correlaciones de todas las variables con y sin los Estados Unidos. Hemos puesto un asterisco cuando la dirección de la relación cambia. Los coeficientes cambian ligeramente con la omisión de los Estados Unidos. En términos de las correlaciones con las variables de resultado, los electores que acudieron a votar es la única variable que cambia de signo cuando se elimina a los Estados Unidos (de negativo a positivo) (Tabla A1).

TABLA A1.  
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON

Coefficientes de correlación de Pearson	TMI	TM>5	BPN	LOGPIB	ACUVOT	VOTIZQ	TRANSS	AMED	GINI
<b>Con los EE.UU.</b>									
Tasa de mortalidad infantil (TMI)	1								
Tasa de mortalidad en menores de cinco años (TM>5)	0,8955	1							
Tasa de bajo peso al nacer (BPN)	0,4406	0,4507	1						
Log del PIB per capita (LOGPIB)	-0,8362	-0,7983	-0,0844	1					
Acudientes a votar (ACUVOT)	0,2137	0,1945	-0,1324*	-0,3098	1				
% votos partidos de izquierda (VOTIZQ)	-0,0536	-0,1131	-0,3842	-0,2255	0,6206	1			
Transferencia Social (TRANSS)	-0,4704	-0,4079	-0,3070	0,3724	0,1949	0,2167	1		
% con asistencia médica (AMED)	-0,3048	-0,3461	-0,4059	0,0028	0,3556*	0,6360	0,1738	1	
Coefficiente de Gini (GINI)	0,1180	0,3218	0,6443	-0,0057	-0,4933	-0,4950	-0,3875	-0,25941*	1
<b>Con los EE.UU.</b>									
Tasa de mortalidad infantil (TMI)	1								
Tasa de mortalidad en menores de cinco años (TM>5)	0,8924	1							
Tasa de bajo peso al nacer (BPN)	0,4621	0,4655	1						
Log PIB per capita (LOGPIB)	-0,8647	-0,8159	-0,2067	1					
Acudientes a votar (ACUVOT)	0,2611	0,2252	0,0697*	-0,2312	1				
% votos partidos de izquierda (VOTIZQ)	-0,0187	-0,1180	-0,2238	-0,1318	0,4666	1			
Transferencia Social (TRANSS)	-0,4590	-0,3980	-0,2766	0,4206	0,1372	0,1270	1		
% con asistencia médica (AMED)	-0,4164	-0,5105	-0,2399	0,2583	-0,0473*	0,2624	0,0182	1	
Coefficiente de Gini (GINI)	0,0749	0,3218	0,5759	-0,1895	-0,3190	-0,3256	-0,3159	0,0963*	1

\* La dirección de la asociación cambia al excluir a los EE.UU.



## Referencias

1. Blakely, T. A., Kennedy, B. P., & Kawachi, I. (2001). Socio-economic inequality in voting participation and self-rated health. *American Journal of Public Health, 91*(1), 99-104.
2. Bradley, D., Huber, E., Moller, S., Nielsen, F., & Stephens, J. D. (2003). Distribution and redistribution in postindustrial democracies. *World Politics, 55*, 193-228.
3. Coburn, D. (2000). Income inequality, social cohesion and the health status of populations: The role of neo-liberalism. *Social Science & Medicine, 57*(1), 135-146.
4. Collins, J. W., David, R. J., Handler, A., Wall, S. N., Andes, S., & Sassoon, B. (2003). Very low birth weight in African-American infants: The effect of maternal lifetime exposure to interpersonal racial discrimination. *American Journal of Epidemiology, 157*(11), S103-S113.
5. Collins, J. W., Wu, S. Y., & David, R. J. (2002). Differing intergenerational birth weights among the descendants of US-born and foreign-born whites and African Americans in Illinois. *American Journal of Epidemiology, 155*(3), 210-216.
6. Conley, D. W., & Springer, K. W. (2001). Welfare state and infant mortality. *American Journal of Sociology, 107*(3), 768-807.
7. David, R. (2001). Commentary: Birthweights and bell curves. *International Journal of Epidemiology, 30*(6), 1241-1243.
8. David, R. J., & Collins, J. W. (1997). Differing birth weight among infants of US-born blacks, African-born blacks, and US-born whites. *New England Journal of Medicine, 337*(17), 1209-1214.
9. Deravi, M. K., Hegji, C. E., & Moberly, H. D. (1990). Government debt and the demand for money: An extreme bound analysis. *Economic Inquiry, 28*(2), 390-401.
10. Diggle, P., Liang, K.-Y., & Zeger, S. L. (2002). *Analysis of longitudinal data*. Oxford: Oxford University Press.
11. Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
12. Fisher, L. D., & van Belle, G. (1993). *Biostatistics A methodology for the health sciences*. New York, NY: Wiley.
13. Heston, A., Summers, R., & Aten, B. (2002). Penn World Table Version 6.1: Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
14. Huber, E., Ragin, C., Stephens, J. D., Brady, D., & Beckfield, J. (2004). *Comparative welfare states data set*. Northwestern University and University of North Carolina, Duke University and Indiana University.
15. Huber, E., & Stephens, J. (2001). *Development and crisis of the welfare state Parties and policies in global markets*. Chicago: University of Chicago Press.
16. Kaplan, G. A., Pamuk, E. R., Lynch, J. W., Cohen, R. D., & Balfour, J. L. (1996). Inequality in income and mortality in the United States: Analysis of mortality and potential pathways. *British Medical Journal, 312*(7037), 999-1003.
17. Kennedy, P. (2001). *A guide to econometrics*. Cambridge, MA: The MIT Press.
18. Leamer, E. E. (1983). Let's take the con out of econometrics. *American Economic Review, 73*(1), 31-43.
19. Luxembourg Income Study. (2000). *LIS income distribution measures as computed by Koen Vlemminck*. Luxembourg Income Study—LIS.
20. Lynch, J., Kaplan, G., Cohen, R., Kauhanen, J., Wilson, T., Smith, N., et al. (1994). Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland. *Lancet, 343*(8896), 524-527.
21. Lynch, J., Smith, G., Harper, S., Hillemeier, M., Ross, N., Kaplan, G., et al. (2004). Is income inequality a determinant of population health? Part 1. A systematic review. *Milbank Quarterly, 82*(1), 5-99.
22. Lynch, J., Smith, G. D., Hillemeier, M., Shaw, M., Raghunathan, T., & Kaplan, G. (2001). Income inequality, the psychosocial environment, and health: Comparisons of wealthy nations. *Lancet, 358*(9277), 194-200.
23. Macinko, J. A., Shi, L. Y., & Starfield, B. (2004). Wage inequality, the health system, and infant mortality in wealthy industrialized countries, 1970-1996. *Social Science & Medicine, 58*(2), 279-292.
24. Macinko, J. A., Shi, L. Y., Starfield, B., & Wulu, J. T. (2003). Income Inequality and Health: A Critical Review of the Literature. *Medical Care Research and Review, 60*(4), 407-452.
25. Macinko, J. A., Starfield, B., & Shi, L. Y. (2003). The contribution of primary care systems to health outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries, 1970-1998. *Health Services Research, 38*(3), 831-865.
26. Moller, S., Bradley, D., Huber, E., Nielsen, F., & Stephens, J. (2003). Determinants of relative poverty in advanced capitalist democracies. *American Sociological Review, 68*, 22-51.
27. Muntaner, C., & Lynch, J. (1999). Income inequality, social cohesion, and class relations: A critique of Wilkinson's neo-Durkheimian research program. *International Journal of Health Services, 29*(1), 59-81.

28. Muntaner, C., Lynch, J., Hillemeier, M., Lee, J., David, R., Benach, J., et al. (2002). Economic inequality, working-class power, social capital and cause-specific mortality in wealthy countries. *International Journal of Health Services*, 32(4), 629-656.
29. Navarro, V. (2003). Introduction: Objectives and Purposes of the Study. *International Journal of Health Services*, 33(3), 407-417.
30. Navarro, V., Borrell, C., Benach, J., Muntaner, C., Quiroga, A., Rodriguez-Sanz, M., et al. (2003). The importance of the political and the social in explaining mortality differentials among the countries of the OECD, 1950-1998. *International Journal of Health Services*, 33(3), 419-494.
31. Navarro, V., & Shi, L. (2001). The political context of social inequalities and health. *Social Science & Medicine*, 52(3), 481-491.
32. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). (2000). *The OECD health data, Eco-Sante 2000*. Paris: OECD.
33. Peters, B. G. (1998). *Comparative politics: Theory and methods*. New York: New York University Press.
34. Presion, S. H. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.
35. Przeworski, A. (2004). Institutions matter? *Government and Opposition*, 39(4), 527-540.
36. Raphael, D., & Bryant, T. (2003). The welfare state as a determinant of women's health: Support for women's quality of life in Canada and four comparison nations. *Health Policy*, 65(2004), 63-79.

