

**GASTO PÚBLICO Y SALUD EN EL MUNDO, 1990-2012**

**A Public expenditure and world's health, 1990-2012**

Diego E. Pinilla-Rodríguez<sup>1\*</sup>

Juan de Dios Jiménez Aguilera<sup>2</sup>

Roberto Montero Granados<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidad Nacional de Chimborazo. Facultad de Ciencias Políticas y Administrativas. Ecuador.

<sup>2</sup>Universidad de Granada. Departamento de Economía Aplicada. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. España.

\*Autor para la correspondencia. Correo electrónico: [dpinilla@unach.edu.ec](mailto:dpinilla@unach.edu.ec)

---

**RESUMEN**

**Introducción:** La evidencia empírica dispar relacionada con el efecto del gasto público en materia sanitaria puede deberse a las importantes variaciones metodológicas de los estudios y a las diferencias significativas en la forma en que el gasto público influye dependiendo del nivel de desarrollo de los países.

**Objetivo:** Determinar la relación entre el gasto público total del Gobierno general y la mortalidad infantil y la esperanza de vida.

**Métodos:** Investigación realizada en una muestra de 78 países segmentada por niveles de renta, desde 1990 hasta 2012. Se constituyeron cinco submuestras de países divididos por su nivel de renta mediante un procedimiento de agrupación no jerárquico de *k*-medias. Se verificó la procedencia de la segmentación mediante el test de Chow. Para cada una de las submuestras construidas, se estimó el modelo correspondiente por mínimos cuadrados generales lineales y un test de cointegración.

**Resultados:** En las submuestras superiores en nivel de renta, la salud se relacionó significativa y consistentemente con el gasto público. Sin embargo, en los países de renta inferior-baja, el coeficiente del gasto presentó un signo contrario al esperado.

**Conclusiones:** Se demuestra un impacto positivo y de largo plazo entre el gasto público y la situación sanitaria. Sin embargo, para los países de menor renta, este parece haber superado su punto óptimo, lo que indicaría su ineficiencia en términos sanitarios. Se conjetura que lo anterior se debe a la baja capacidad institucional de estos países, lo que impide que un mayor gasto obtenga mejores resultados sanitarios.

**Palabras clave:** Salud; Estado; financiación gubernamental; renta per cápita.

---

#### **ABSTRACT**

**Introduction:** The disparate empirical evidence related with the effect of public expenditure on health may be due to the significant methodological variations of the studies, as well as the significant differences in the way in which public expenditure influences depending on the level of development of the countries.

**Objective:** To determine the relation among the total public expenditure of the General Government, and infant mortality and life expectancy.

**Methods:** Research project carried out with a sample of 78 countries segmented by income levels from 1990 to 2012. By means of a non - hierarchical grouping of k - media, five sub-samples of countries were formed and divided by their income level. The origin of the segmentation was verified by means of the Chow test. Linear GLS and a cointegration test were applied on each subsample.

**Results:** In the upper subsamples at the income level, health was significantly and consistently related to public expenditure. However, in the lower-low income countries, the expenditure coefficient showed a sign opposite to that expected.

**Conclusions:** There is evidence of a positive and long-term impact among public expenditure and the health situation. However, for lower income countries, this seems to have surpassed its optimum point, which would indicate its inefficiency in sanitary terms. It is conjectured that this is due to the low institutional capacity of these countries, which hampers that greater expenditure obtains better sanitary results.

**Keywords:** Health; State; government financing; income per capita.

---

Recibido: 12/01/2018

Aceptado: 29/01/2018

## INTRODUCCIÓN

Se da por demostrado que cuanto mayor es el ingreso promedio de un país, tanto más probable es que obtenga mejores resultados sociales.<sup>(1,2)</sup> Sin embargo, muchos países parecen desviarse de esta pauta -de forma negativa o positiva-, lo que indicaría que otros factores también son importantes, aunque estén correlacionados con el nivel de ingresos. La reducción de la pobreza o la ampliación de los servicios sociales son factores que de igual forma conducen a una mejora en el bienestar social. Es posible que un factor, entre muchos, que explique las diferencias entre países respecto a la salud de sus poblaciones, sea el de la extensión de sus sectores públicos. En términos sanitarios ¿el volumen de los recursos públicos importa?

Al respecto la literatura no ha sido pacífica. Una gran variedad de trabajos empíricos ofrecen evidencia del efecto positivo del gasto público en materias sociales como la sanitaria.<sup>(3-8)</sup> Ahora bien, también se advierte que el impacto positivo del gasto público no se puede dar por sentado de forma absoluta. Otras variables *modulan* su eficacia social, como el nivel de desarrollo, el porcentaje de población urbana, el gasto privado, factores culturales, la orientación del gasto o la eficiencia de la actuación pública, ente otros.<sup>(9-11)</sup> Por otra parte, es difícil que los países hablen de sí mismos y de la generalidad, lo que puede derivar directamente en descartar la importancia social del sector público.<sup>(12-14)</sup>

La evidencia dispar también puede deberse a las importantes variaciones metodológicas y de datos que presentan los estudios, así como a los habituales problemas de estimación. A pesar del impulso sin precedentes que se ha puesto en fomentar el desarrollo humano a través de la ampliación del gasto público, es sorprendente lo poco rigurosos que son los trabajos empíricos que tratan su eficacia social. Se suele obviar que las estimaciones son altamente sensibles a las variables de control y a los estimadores escogidos, lo que requiere controlar adecuadamente los factores mediadores en la relación entre el gasto y los resultados de bienestar.<sup>(15)</sup> De esta forma, muchos estudios utilizan amplias muestras de países en los que la calidad y homogeneidad de las variables es dudosa, además de contradecir la idea extendida de que existe una diferencia significativa en la composición y distribución del gasto público y en la forma en que este influye según se trate de países de renta alta o baja.<sup>(16)</sup> También es cierto que muchos de estos estudios se concentran en el efecto del gasto público sanitario, cuando es posible que la comparación internacional sobre esta variable no sea posible por las diferencias metodológicas o de niveles institucionales incluidos.

Con la intención de superar algunas de estas dificultades, se pretende actualizar la observación empírica con el fin de aportar nuevos elementos al debate. El periodo

seleccionado (1990-2012), presenta algunas circunstancias que lo hacen muy productivo a la hora de revalidar la hipótesis que relaciona el tamaño del Estado (volumen de gasto público) y la situación sanitaria. Desde los años noventa del siglo xx, globalmente se ha implementado una importante *agenda social* que pretende la universalización de los derechos sociales.<sup>(17)</sup> La realización de estos objetivos requiere de una necesaria y en ocasiones extensa actividad estatal. Sin duda, la política del gasto público determina de manera sustancial la medida en que los países alcanzan resultados sociales.<sup>(18)</sup>

En este trabajo, se adopta el enfoque que determina la magnitud de esta participación estatal a partir del gasto público total a partir de considerar que son variadas las partidas de gasto, distintas a las estrictamente sanitarias, que aportan directa o indirectamente a la consecución de resultados en salud. El gasto público en agua potable y saneamiento básico, un mejor sistema público de prevención de desastres naturales, incluso un sistema judicial más eficaz y fiable, ayudan al logro de indicadores sanitarios más óptimos.

En este sentido se plantea un trabajo que se acerca al estudio de *Franco* y otros,<sup>(4)</sup> puesto que intenta determinar la relación entre el tamaño del Estado (gasto público) e indicadores sanitarios, pero que pretende superar su enfoque ecológico y actualizar considerablemente su ventana temporal (de 10 en *Franco* a 22 años en esta investigación que inició en 1990). El control de la dimensión espacial y temporal también puede constituir un avance, con un análisis regresivo a partir de modelos generales de efectos fijos o aleatorios, a fin de excluir la posible endogeneidad. Por otra parte, es importante descartar que la relación a establecer sea realmente una relación espuria, así como confirmar la presencia de raíces unitarias en las series y verificar que las variables analizadas estén cointegradas.

A diferencia de estudios anteriores, en lugar de introducir una variable *dummy* que intente implantar el efecto *nivel de desarrollo* en los modelos sobre categorizaciones externas, se intentará una descomposición *propia* de la muestra mediante la utilización de un método de clasificación no jerárquico de enlace-promedio. Se parte de la hipótesis que indica la presencia de diferencias considerables entre los países de mayor y menor ingreso, respecto al papel que cumple el gasto público en sus resultados sanitarios. Como se ha indicado, no es fácil determinar con precisión los efectos del gasto público y separarlo de otras influencias. Ahora bien, una forma de hacerlo es reconocer que su papel, composición y calidad de ejecución, guardan una relación directa con el nivel de desarrollo de las naciones, a determinar por el ingreso por habitante.<sup>(19)</sup>

Por último, se amplía la variable para determinar el tamaño del Estado: del gasto total del Gobierno central, al gasto total del Gobierno general (niveles

institucionales central, local y estatal). Al usar la variable de gasto total del Gobierno central, se puede estar subestimando el tamaño del sector público en presencia de estados altamente descentralizados.<sup>(20)</sup>

Por todo lo planteado, el objetivo de este trabajo es determinar la relación entre el gasto público total del Gobierno general y la mortalidad infantil y la esperanza de vida.

## MÉTODOS

Se elaboró una base de datos de 78 países de distintos niveles de desarrollo, que comprendió los años de 1990 a 2012. Se incluyeron las variables de mortalidad infantil y esperanza de vida (como resultados sanitarios-variables dependientes), y el gasto público total del Gobierno general y el PIB per cápita como principales variables explicativas. También se agregaron como variables de control, el porcentaje de población joven o adulta-mayor, así como la tasa de población urbana. La selección de la muestra respondió a la intención de contar con el mayor número de países, teniendo como única limitación la disponibilidad de datos y la posibilidad de construir un panel balanceado (1990-2012). A partir de los datos recopilados, se estimó la siguiente ecuación:

$$RS_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIBpC_{it} + \beta_2 GPgG_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} + v_{it}$$

Donde:

La variable *resultados sanitarios* (RS) adopta uno de los dos indicadores siguientes:

1. Tasa bruta de mortalidad infantil (*TBMI*). Variable construida a partir de la base de datos del grupo interinstitucional de la ONU para la estimación de la mortalidad infantil.
2. Esperanza de vida al nacer (*EVN*). Datos obtenidos de la base de datos del Banco Mundial.

*PIBpC* es el *producto interior bruto total anual* por habitante a precios constantes en dólares de 2005. Se ha utilizado la base de datos *The National Accounts Main Aggregates Database* de las Naciones Unidas. El nivel de ingresos tiene un impacto reconocido en la situación sanitaria, además de ser una variable proxy óptima de las características institucionales de las naciones.<sup>(21)</sup>

*GPgG* es la variable de *gasto público total del Gobierno general* como porcentaje del PIB. Los datos provienen de la base del *World Economic Outlook Database*, del

Fondo Monetario Internacional (FMI). Es el gasto total ejecutado por todas las unidades del gobierno central, estatal o local, los fondos de seguridad social, y todas las instituciones sin fin de lucro controladas por unidades gubernamentales.

La variable  $X$  adopta uno de los siguientes indicadores:

- Juventud de la población ( $JUV$ ), determinado por el porcentaje de población menor de 14 años;
- población adulto-mayor ( $ADM$ ), determinado por el porcentaje de población mayor de 65 años; y
- tasa de población urbana ( $URB$ ), determinado por el número de habitantes que residen en las ciudades, sobre el total de la población. Estos datos provienen de la base de datos del Banco Mundial y,

$\varepsilon$  y  $v$  son las perturbaciones aleatorias.

Inicialmente se procedió a dividir la muestra entre los países de mayor y menor nivel de ingreso (determinado por el promedio del  $PIBpC$  para todo el periodo) por medio de un procedimiento de agrupación no jerárquico de  $k$  – medias. Para verificar que efectivamente procedía una estimación dividiendo la muestra, se aplicó el test de Chow,<sup>(22)</sup> que permitió comprobar la hipótesis de ausencia de cambio estructural entre dos submuestras de una misma muestra. Si del test se confirmara la existencia de una primera diferencia estructural, se repetirían las segmentaciones frente a cada una de las submuestras ya establecidas (si el test de Chow y el número de países de las submuestras así lo aconseja).

Para cada una de las submuestras construidas, y previa transformación de las variables en su logaritmo natural, se estimó el modelo de la ecuación [1] por mínimos cuadrados generales lineales. Estos modelos pueden ser de efectos fijos o aleatorios, selección que se realizó a partir del test de Hausman.<sup>(23)</sup> Ahora bien, es posible que el anidamiento de los datos no influyera en la estimación y que mínimos cuadrados ordinarios combinados continúe siendo eficiente, lo que se determinó mediante el test de Breush-Pagan.<sup>(24)</sup>

En caso de identificar relaciones significativas entre el tamaño del Estado y el resultado sanitario, se pasa a comprobar que no constituyen relaciones espurias. Para ello, se aplicó un test de cointegración.

En primer lugar, se procedió a confirmar la presencia de raíces unitarias en las series y a verificar que las variables están cointegradas, es decir, que entre ellas existe una relación a largo plazo y que dicha relación no es espuria. Para estos fines

se aplicó un test de cointegración de las variables mediante la metodología Engle-Granger<sup>(25)</sup> en dos pasos:

- a) Se determina el orden de integración de las variables en los modelos; y
- b) se determina el orden de integración de los residuos.

En ambos casos el orden de integración se estimó mediante el método de Dickey-Fuller aumentado (ADF)<sup>(26)</sup> y los test B de Barlett y Q de Portmanteau. Los retardos en ADF se estimaron en función del test DF-GLS.<sup>(27)</sup>

El test de cointegración se realizó sobre las series temporales agregadas. Se obtuvo una serie temporal por cada variable como agregación de los datos de cada país y sobre dichas variables se testó su cointegración. La hipótesis consiste en que si existe cointegración a un nivel agregado (para todos los países por cada año), también debe existir a un nivel desagregado por cada país.

## RESULTADOS

### Segmentación de la muestra

Se procedió a dividir la muestra entre países de superior e inferior nivel de renta, por medio de un procedimiento de agrupación no jerárquico de  $k$  - medias. El test de Chow demostró la existencia de dos modelos distintos con un comportamiento relacional dispar para las dos variables dependientes. Es posible, por tanto, rechazar la hipótesis nula de no existencia de cambio estructural. Una nueva segmentación sobre estos dos primeros grupos constituidos, configuró cuatro nuevos agrupamientos sobre los cuales el test de Chow arrojó valores muestrales de F con *p-valores* inferiores al *0,0001*, contra umbrales de F al 95 % (tabla 1), por lo que fue posible rechazar de nuevo y de forma general la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, haciendo posible configurar cuatro conjuntos: países de renta superior, media-alta, media-baja e inferior.

Ahora bien, respecto a este último grupo de países (renta inferior), tal vez fuera procedente una última segmentación. Téngase en cuenta que este grupo resultó el más amplio de las submuestras construidas hasta el momento, con 46 países (más de la mitad de la totalidad de la muestra) y que constituye un grupo que *-prima facie-* aparece altamente heterogéneo. Se procedió así a dividir esta submuestra entre países de renta inferior-alta e inferior-baja con el procedimiento habitual. De nuevo los resultados posibilitaron una última segmentación y una estimación separada. Se impuso, por tanto, la estimación por submuestras (según nivel de renta) las que quedaron conformadas del modo que se muestra en la tabla 2.

**Tabla 1** - Test de Chow sobre varias submuestras (países de renta superior, inferior, inferior-alta e inferior-baja)

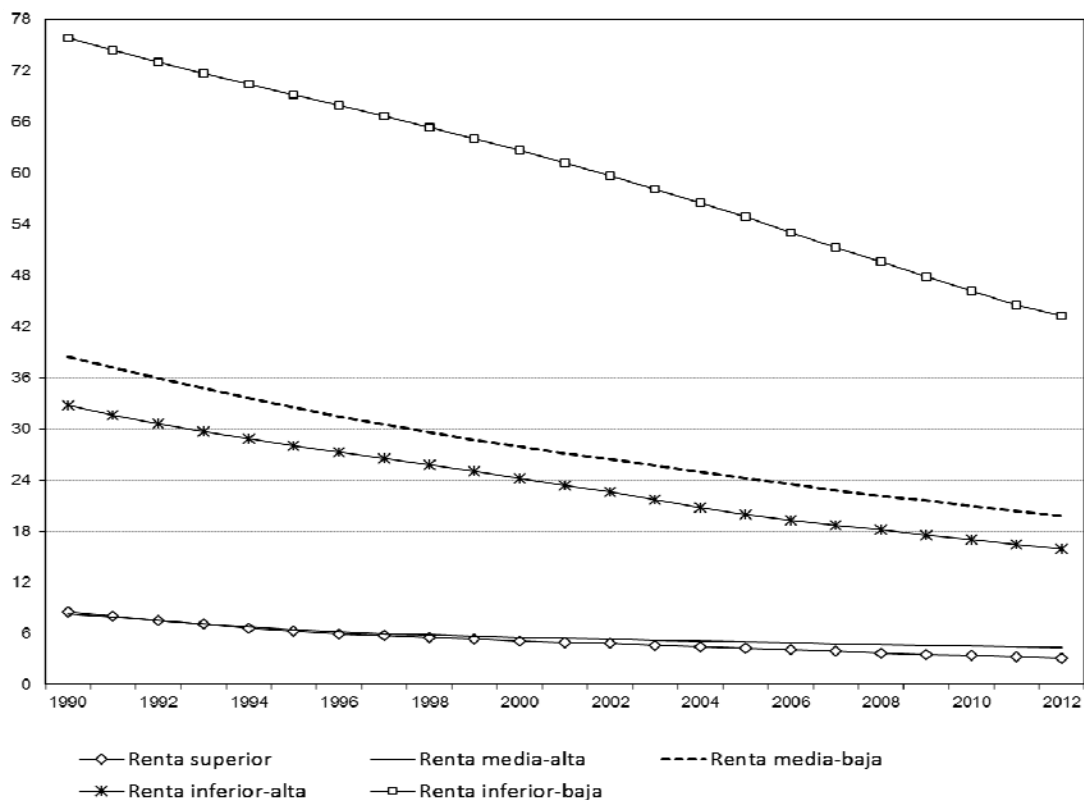
<b>Renta superior – media alta</b>		
<b>Resultados</b>	<b>TBMI</b>	<b>EVN</b>
test F	28,4471	23,6194
<i>p-valor</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,0001</i>
<b>Renta media baja – inferior</b>		
test F	63,5199	69,2239
<i>p-valor</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,0001</i>
<b>Renta inferior-alta – inferior-baja</b>		
test F	10,7099	17,5347
<i>p-valor</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,0001</i>

**Tabla 2** - Países del estudio por nivel de ingreso per cápita

<b>Renta Superior</b>	<b>Renta media-alta</b>	<b>Renta media-baja</b>	<b>Renta inferior-alta</b>	<b>Renta inferior-baja</b>
Dinamarca Islandia Luxemburgo Noruega Qatar Suiza	Australia Austria Bahamas Bélgica Brunei Darussalam Canadá España Estados Unidos Finlandia Francia Irlanda Italia Japón Nueva Zelanda Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte Singapur Suecia	Bahréin Gabón Grecia Guinea Ecuatorial Libia México Omán Portugal Seychelles	Argelia Belice Botsuana Chile Colombia Costa Rica Granada Irán Jamaica Malasia Maldivas Namibia Panamá Perú San Vicente y las Granadinas Santa Lucía Surinam Túnez Venezuela	Bangladesh Benín Bolivia Burkina Faso Bután Comoras Etiopía Ghana India Islas Salomón Jordania Kenia Kiribati Lesoto Madagascar Marruecos Mongolia Mozambique Nicaragua Papúa Nueva Guinea Paraguay República Centrafricana República del Congo República Popular China Sri Lanka Suazilandia Togo



Una vez conformados los grupos de estudio fue posible examinar el comportamiento de las variables al interior de dichos grupos. Respecto a las variables sanitarias escogidas, la exploración gráfica permite afirmar que en la década de los noventa del siglo xx, se produjo un evidente avance sanitario en el mundo. La tasa de mortalidad infantil tuvo apreciables avances (Fig. 1), especialmente para los países de renta inferior-baja, en donde disminuyó en promedio por el orden de 30 defunciones menos por cada mil nacimientos, hasta ubicarse en algo más de 48 defunciones como promedio por 1 000 nacimientos para el 2012. Los países de renta medio-baja, también mostraron un importante avance, aunque no tan pronunciado, para ubicarse al final del período en algo más de 18 defunciones por 1 000 nacimientos. Por último, los países de renta superior y medio-alta demostraron avances, pero no tan significativos, con una disminución de 4 a 5 defunciones como promedio para el período. La esperanza de vida en promedio aumentó casi 6 años sin importar el nivel de renta que se estaba considerando (Fig. 2)



**Fig. 1** - Tasa de mortalidad infantil (defunciones sobre mil nacimientos en un año). Media simple para cada uno de los grupos conformados por nivel de ingreso, 1990 – 2012.

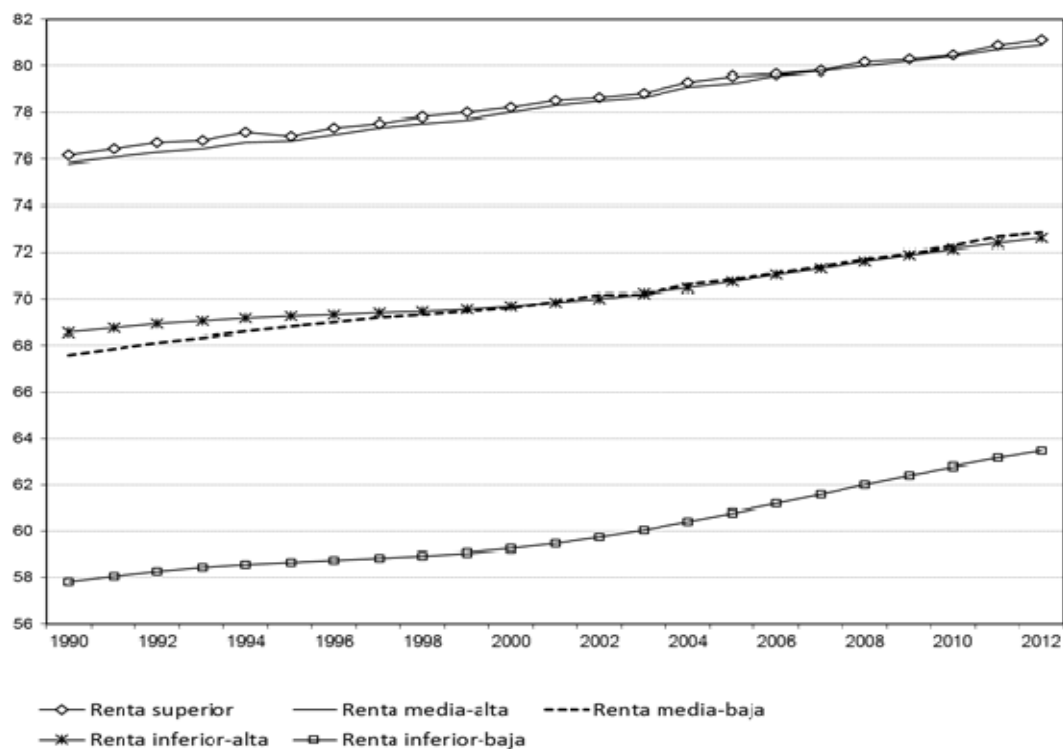
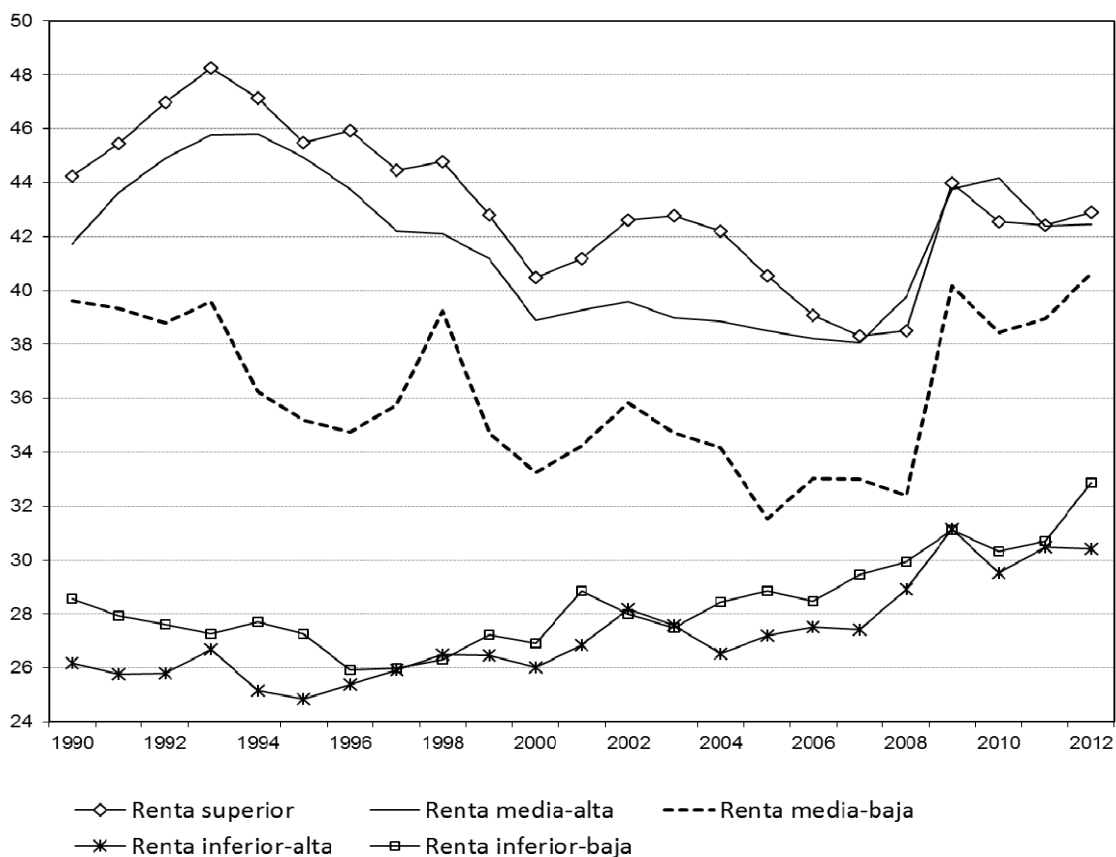


Fig. 2 - Esperanza de vida al nacer (años). Media simple para cada uno de los grupos conformados por nivel de ingreso, 1990 – 2012.

Respecto al comportamiento del gasto total del Gobierno general, (Fig. 3) se aprecia como para los países de rentas superiores, se presenta un constante descenso en la década de los noventa y dos mil, para iniciar un destacable repunte a partir de 2007. Este reciente crecimiento puede corresponder a la respuesta fiscal ejecutada por variadas naciones a la importante crisis económica mundial, y hace que las dimensiones de estos Gobiernos generales, determinados por su gasto total, retomen los niveles que tenía al inicio del período. Por el contrario, se aprecia como para los países de renta inferior, el tamaño del Estado ha ido en constante aumento desde el inicio del período considerado y se ubicó para el final de dicho período entre el 30 y el 33 % del PIB de media. Sin duda este aumento viene guiado por el incremento en las partidas de gasto social, que se han dado en los países latinoamericanos y africanos en el período de estudio.<sup>(28-30)</sup>



**Fig. 3** - Gasto total del Gobierno general (% del PIB). Media simple para cada uno de los grupos conformados por nivel de ingreso, 1990 – 2012.

Por último, las diferencias de comportamiento de la variable de PIB per cápita (Fig. 4) permite apreciar las considerables desigualdades de renta que se presentan entre los grupos de países contruidos, y como estas desigualdades aumentan en el período. De este modo, mientras los países de renta superior aumentan su ingreso por habitante con promedio en el orden de 20 000 dólares, hasta alcanzar 60 000, los habitantes de los países de renta inferior-baja lo hacen en el orden de los 480 dólares y llegan apenas a los 1 200.

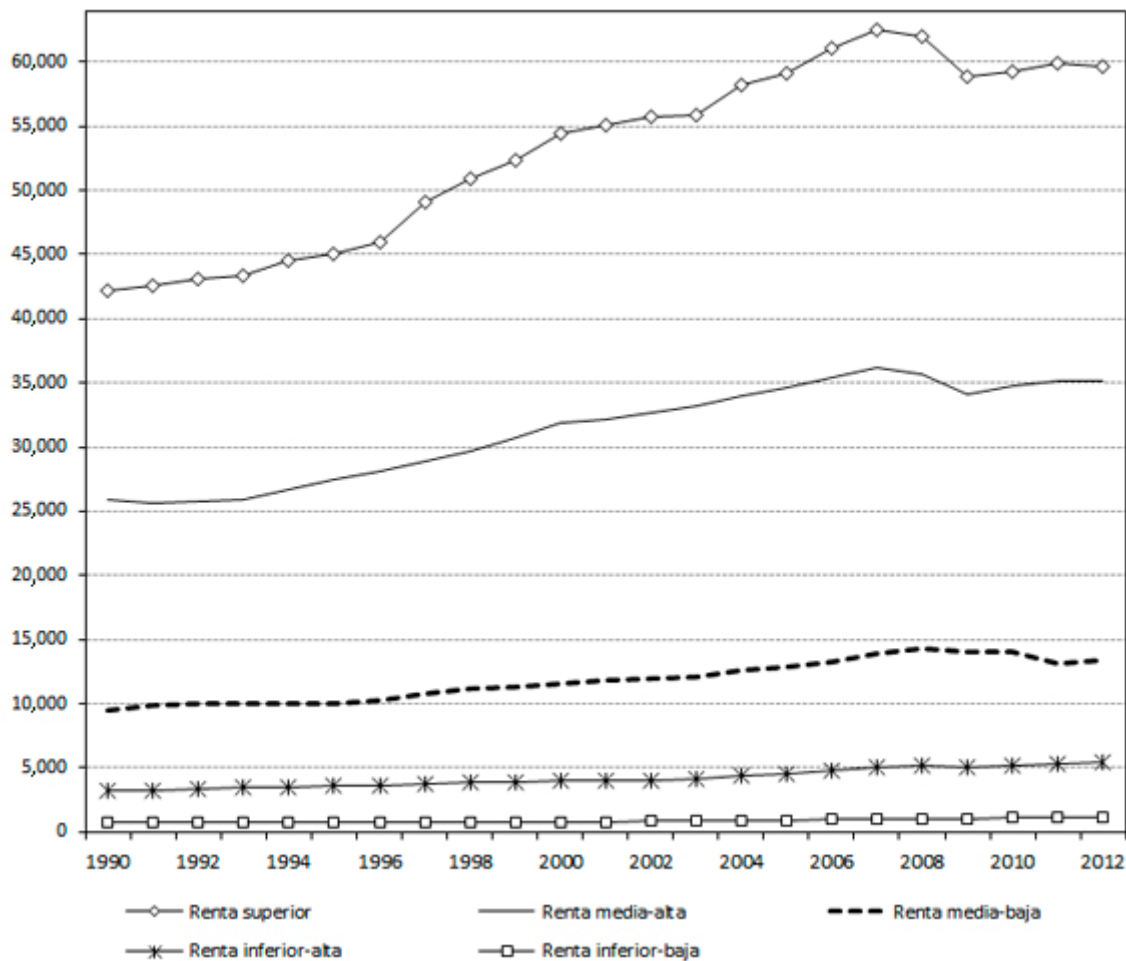


Fig. 4 - PIB per cápita (dólares constantes de 2005). Media simple para cada uno de los grupos conformados por nivel de ingreso, 1990 – 2012.

### Estimación de los modelos

La tabla 3 incluye los resultados de estimar la ecuación [1] sobre las submuestras configuradas. Los modelos 1 a 5 tienen como variable dependiente la TBMI. Para los países de renta superior y media (modelos 1-3), destaca como variable determinante (en atención a su coeficiente) la tasa de población urbana. Con un menor impacto pero significativo, nuestra variable de interés, el Gasto total del Gobierno general. Para los países de renta inferior-alta (modelo 4), destaca en primer lugar como variable determinante la tasa de población menor de catorce años. El gasto total del Gobierno general presenta un coeficiente menor pero significativo. En el grupo de países de renta inferior-baja (modelo 5), de nuevo es la tasa de población menor de catorce años la variable más determinante. La variable de tamaño del Estado también aparece significativa, aunque con el resultado paradójico de tener un valor positivo en su coeficiente (lo que indicaría que un mayor gasto público aumenta la mortalidad infantil). Este signo no esperado

tal vez indique que el gasto público no promueve menores tasas de mortalidad infantil, lo que demuestra su alta ineficiencia.

**Tabla 3** - Tamaño del Estado, tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida, 1990-2012. (Todos los países-cinco submuestras)

	Modelo 1(A).	Modelo 2(B1).	Modelo 3(B2).	Modelo 4(C1).	Modelo 5(C2).	Modelo 6(A).	Modelo 7(B1).	Modelo 8(B2).	Modelo 9(C1).	Modelo 10(C2).
Variable dependiente	lnTBMI					lnEVN				
Variable independiente	Coeficiente (p-valor)									
Ln PIBpC	-1,740 (0,001)	-0,994 (0,001)	-0,142 (0,001)	-0,532 (0,001)	-0,426 (0,001)	0,104 (0,001)	0,085 (0,001)	0,037 (0,001)	0,071 (0,001)	0,064 (0,001)
Ln GPTgG	-1,042 (0,001)	-0,143 (0,006)	-0,263 (0,001)	-0,169 (0,001)	0,058 (0,001)	0,057 (0,001)	0,012 (0,001)	0,025 (0,001)	0,029 (0,001)	-0,041 (0,001)
Ln JUV	0,207 (0,001)	0,593 (0,001)	1,360 (0,001)	0,769 (0,001)	1,220 (0,001)	-	-	-	-	-
Ln ADM	-	-	-	-	-	0,028 (0,002)	0,072 (0,001)	0,098 (0,001)	0,108 (0,001)	0,056 (0,052)
Ln URB	-5,966 (0,001)	-1,662 (0,001)	-2,771 (0,001)	-0,513 (0,001)	-0,219 (0,001)	0,315 (0,001)	0,157 (0,001)	0,226 (0,001)	-0,113 (0,001)	0,113 (0,001)
Constante	50,148 (0,001)	17,946 (0,001)	12,095 (0,001)	7,353 (0,001)	2,8457 (0,001)	1,546 (0,001)	2,566 (0,001)	2,691 (0,001)	3,833 (0,001)	3,334 (0,001)
N ( Obser.)	138	391	207	437	621	138	391	207	437	621
N (Grupos)	6	17	9	19	27	6	17	9	19	27
R <sup>2</sup> ajustado										
Interior	91,09	73,65	74,62	73,04	73,71	77,81	85,88	63,36	27,73	24,84
Entre grupos	0,45	44,88	56,62	44,67	54,11	0,27	44,42	63,41	1,88	39,75
F / Chi <sup>2</sup> – Wald / Chi <sup>2</sup>	1286,37 (0,001)	1047,2 (0,001)	142,5 (0,001)	280,42 (0,001)	1677,5 (0,001)	406,8 (0,001)	562,6 (0,001)	346,7 (0,001)	39,71 (0,001)	212,3 (0,001)
Hausman Test	6,57 (0,160)	4,31 (0,3654)	23,0 (0,0001)	18,87 (0,0008)	6,03 (0,1972)	8,95 (0,0624)	147,1 (0,001)	1,02 <sup>(31)*</sup>	23,94 (0,001)	6,21 (0,1841)
Breusch y Pagan Test	962,66 (0,001)	2740,4 (0,001)	946,6 (0,001)	2549,0 (0,001)	5143,0 (0,001)	188,4 (0,001)	1946,7 (0,001)	1442,8 (0,001)	2425,23 (0,001)	4295,5 (0,001)

\* En ocasiones, cuando en la muestra hay pocos individuos, el resultado de la prueba puede arrojar un número negativo (lo cual es imposible) pero que a los efectos de la prueba se debe interpretar como una fuerte evidencia de que no puede rechazarse la hipótesis nula de diferencia sistemática de los coeficientes, y por tanto, el estimador más eficiente es el de efectos variables (pp. 441-448 del Manual de referencia de la corporación Stata, 2005, Texas).

Los modelos "A" corresponden a las submuestras de países con niveles de renta superior. Los modelos "B" corresponden a las submuestras de países con niveles de renta media. Los modelos "C" corresponden a las submuestras de países con niveles de renta inferior. Los modelos "1" son categoría "alto" y los modelos "2" categoría "baja".

Los modelos 6 a 10 incluyen como variable dependiente a la EVN. Frente a esta variable, la tasa de población urbana aparece como la más determinante en los países de renta superior, media e inferior alta (modelos 6, 7, 8 y 9). El gasto total del Gobierno general, aparece con un coeficiente significativo, aunque con un valor mucho menor. En el grupo de renta inferior-baja (modelo 10), la variable de tamaño del Estado también aparece significativa, aunque con un valor positivo en su coeficiente (lo que indicaría que un mayor gasto público disminuye la EVN). Este signo no esperado, al igual que en el caso de la TBMI, reafirma la idea de un gasto público ineficiente que no promueve mejores tasas de EVN.

Como se han identificado relaciones significativas entre el tamaño del Estado, la TBMI y la EVN, se comprobará que estas no son espurias. Se confirmó la presencia de raíces unitarias en las series, así como la cointegración de las variables. Respecto a los valores agregados de todas las submuestras, tanto el test ADF como los de Barlett y Portmanteau coinciden en que la totalidad de las variables son no estacionarias de orden 1. La segunda parte de la prueba (tests sobre los residuos estimados) se consigna en la tabla 4 y permite obtener una conclusión sobre la condición de estacionarios para los casos de la TBMI y la EVN como variables dependientes.

**Tabla 4** - Pruebas de cointegración (estacionariedad en los residuos)

Variable	ADF	Retardos	Test Barlett	Test Portmanteau	Diagnóstico
<b>Renta superior</b>					
Residuos (lnTBMI - lnGPTgG)	-3,919	4	1,33	26,9558	I(0)
	0,0019		0,1590	0,0014	
Residuos (lnEVN - lnGPTgG)	-2,671	5	1,44	31,5636	I(0)
	0,0792		0,0310	0,0002	
<b>Renta media-alta</b>					
Residuos (lnTBMI - lnGPTgG)	-3,859	0	0,56	6,9896	I(0)
	0,0024		0,9088	0,6382	
Residuos (lnEVN - lnGPTgG)	-5,741	1	0,88	8,9026	I(0)
	0,000		0,4210	0,4463	
<b>Renta media-baja</b>					
Residuos (lnTBMI - lnGPTgG)	-4,376	8	2,39	43,8567	I(0)
	0,0003		0,000	0,000	
Residuos (lnEVN - lnGPTgG)	-3,383	0	1,37	9,3825	I(0)
	0,0116		0,0469	0,4027	
<b>Renta inferior - alta</b>					
Residuos (lnTBMI - lnGPTgG)	-2,870	1	1,75	22,6360	I(0)
	0,0489		0,0043	0,0071	
Residuos (lnEVN - lnGPTgG)	-3,028	4	2,15	32,3094	I(0)
	0,0324		0,0002	0,0002	
<b>Renta inferior - baja</b>					
Residuos (lnTBMI - lnGPTgG)	-3,429	0	1,24	14,9516	I(0)
	0,0100		0,0925	0,0923	
Residuos (lnEVN - lnGPTgG)	-3,182	1	1,52	14,4330	I(0)
	0,0211		0,0197	0,1077	

I(0) indica raíz nula, es decir que la serie se califica como estacionaria.

De este modo, es posible afirmar que la totalidad de relaciones significativas encontradas son superconsistentes, es decir, sus procesos temporales aparecen cointegrados con una relación efectiva a largo plazo.

## DISCUSIÓN

La segmentación de la muestra por niveles de renta, así como los resultados del test de Chow, señalaron las considerables diferencias estructurales entre los países si se clasifican por su nivel de desarrollo, respecto del papel que cumple el gasto público en la realización de resultados sanitarios. Sin embargo, en la mayoría de grupos (países de renta superior, media, e inferior alta) se encontró una asociación significativa y superconsistente (a largo plazo) entre el tamaño del Estado, la TBMI y la EVN. En dichos países se confirma un impacto indudable del gasto público en las condiciones sanitarias consideradas. Lo anterior es especialmente cierto frente a la TBMI, si nos atenemos al valor de los coeficientes.

Para los países de renta inferior-baja, que en nuestro caso representan el 34,61 % de los países de la muestra, y cuya renta media para el año 2012 era inferior a mil ciento noventa y tres dólares (a precios constantes de 2005), se encontró una asociación significativa con los resultados sanitarios, pero con un sentido del coeficiente contrario al esperado.

Es posible realizar algunas conjeturas al respecto. En primer lugar, y como señalaron las fracturas estructurales de la muestra, la relación entre el gasto público y la obtención de resultados sanitarios, está profundamente mediatizada por el nivel de renta de los países. En este sentido, es importante recordar que el ingreso por habitante puede ser una variable idónea al momento de informar sobre la calidad institucional de las naciones y la eficacia de su gasto público, al punto de que se sugiere una relación endógena entre estas.<sup>(32)</sup> De este modo, mejores condiciones sanitarias no se derivan automáticamente de una mayor presencia estatal, si la misma no está acompañada de una mínima capacidad institucional. La calidad de la gobernanza explica a menudo el por qué el gasto público no obtiene los resultados sociales que se le esperan.<sup>(33-35)</sup> Esta circunstancia es especialmente determinante para los países de bajo desarrollo, donde el gasto público suele ser relativamente bajo en términos relativos, y la calidad de la burocracia y sus controles es a menudo pobre. Inversión pública social puede mejorar el desempeño social de las naciones, pero también es cierto que algunas instituciones solo pueden ser efectivas en determinados niveles de desarrollo económico,<sup>(36)</sup> en especial

cuando se pretenden mejoras significativas y consistentes en las prácticas de salud pública.

De este modo, aunque se refuerza la idea de que un aumento en la inversión pública produce mejoras medibles en la salud de las poblaciones, los resultados parecen ubicarse más con la literatura que advierte que no se puede dar por sentada esta relación de forma absoluta. Además de la cantidad de gasto, tiene una gran importancia su calidad o eficiencia, además de otros factores como los sociales o ambientales.

Al respecto, hubiese sido importante tal vez incluir alguna variable en los modelos que ayudara a incluir el posible efecto de la eficiencia o la calidad de la gobernanza en el gasto público. Otra limitación del estudio a reseñar sería la imposibilidad de ampliar la muestra de estudio a otros países, por las deficiencias en sus sistemas de información fiscal, lo que obstaculiza la construcción de la variable de gasto público del Gobierno general para muchos casos.

No obstante, y por todo o lo expuesto, se demuestra un impacto positivo y de largo plazo entre el gasto público y la situación sanitaria. Sin embargo, para los países de menor renta, este parece haber superado su punto óptimo, lo que indicaría su ineficiencia en términos sanitarios. Se conjetura que lo anterior se debe a la baja capacidad institucional de estos países, lo que impide que un mayor gasto obtenga mejores resultados sanitarios.

Se recomienda profundizar en estas conclusiones, que deben ser la base para el debate político y epidemiológico, especialmente frente a quienes restringen la responsabilidad estatal en la situación sanitaria de las poblaciones.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Pritchett L, Lawrence S. Wealthier Is Healthier. *J Hum Resour.* 1996;31(4):841-68.
2. Baldacci E, Guin-Siu MT, de Mello L. More of the Effectiveness of Public Spending on Health Care and Education: A Covariance Structure Model. *J Int Dev.* 2003;15(6):709-25.
3. Hall S, Swamy PAVB, Tavlas GS. Generalized Cointegration: A New Concept with an Application to Health Expenditure and Health Outcomes. Discussion Papers in Economics 11/22. Leicester, England: University of Leicester, Department of Economics; 2011.
4. Franco A, Gil D, Álvarez-Dardet C. Tamaño del Estado (gasto público) y salud en el mundo, 1990-2000. *Gac Sanit.* 2005;19(3):186-92.
5. Nixon J, Ulmann P. The relationship between Health care expenditure and health outcomes: Evidence and caveats for a causal link. *Eur J Health Economy.* 2006;7:7-18.



6. Baldacci E, Clemens B, Gupta S, Cui Q. Social Spending, Human Capital, and Growth in Developing Countries. *World Developm.* 2008;36(8):1317-41.
7. Anyanwu JC, Erhijakpor AEO. Health Expenditures and Health Outcomes in Africa. *African Developm Rev.* 2009;21:400-33.
8. Mays GP, Smith SA. Evidence Links Increases in Public Health Spending To Declines In Preventable Deaths. *Health Aff.* 2011;30(8):1-9. doi: 10.1377/hlthaff.2011.0196.
9. Kim K, Moody PM. More Resources Better Health? A Cross National Perspective. *Soc Sci Med.* 1992;34(8):837-42.
10. Carrin G, Politi C. Exploring the health impact of economic growth, poverty reduction, and public health expenditure. *Tijdschrift Economie Mailagem.* 1995;40:227-46.
11. Bidani B, Ravallion M. Decomposing social indicators using distributional data. *J Econometrics.* 1997;77:125-39.
12. Aiyer S, Jamison DT, Londoño JL. Health policy in Latin America: progress, problems, and policy options. *Cuad Economía.* 1995;32:11-28.
13. Filmer D, Pritchett L. Child mortality and public spending on health: How much does the money matter? Policy Research Working Paper No. 1864. Washington, D. C.: World Bank; 1999.
14. Franz J, Fitz Roy F. Child Mortality, Poverty and Environment in Developing Countries. Discussion paper series. St. Andrews, Escocia: University of St. Andrews, Centre for Research into Industry Enterprise Finance and the Firm Crieiff; 2006.
15. Gebregziabher F, Niño-Zarazúa M. Social Spending and Aggregate Welfare in Developing and Transition Economies. WIDER Working Paper 2014/082. Helsinki, Finland: United Nations University, World Institute for Development Economics Research (WIDER); 2014.
16. Bose N, Haque, ME, Osborn DR. Public Expenditure and Economic Growth: A Disaggregated Analysis for Developing Countries. *Manchester Sch.* 2007;75:533-56.
17. Organización de las Naciones Unidas. Objetivos de desarrollo del milenio: una mirada desde América Latina y el Caribe. 2005. Santiago de Chile: CEPAL; 2005.
18. Fondo Monetario Internacional. Dimensiones fiscales del desarrollo sostenible. Serie de folletos No. 54-S. Washington, D. C.: Departamento de Finanzas Públicas; 2002.
19. Afonso A, Schuknecht L, Tanzi V. Public sector efficiency: An International comparison. *Public Choice.* 2005;123(3):321-47.
20. Chow, GC. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica.* 1960;28(3):591-605.

21. Gwartney J, Holcombe R, Lawson R. The Scope of Government and the Wealth of Nations. *Cato J.* 1998;18(2):163-90.
22. Letelier SL. Explaining Fiscal Decentralization. *Public Finance Rev.* 2005;33(2):155-83.
23. Hausman, J. A. Specification test in econometrics. *Econometrica.* 1978;46(6):1251-1271.
24. Breusch, T. S.; Pagan, A. R. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica.* 1979;47(5): 1287-94.
25. Engle RF, Granger CWJ. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica.* 1987;55(2):251-76.
26. Dickey DA, Fuller WA. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *J Am Statistic Ass.* 1979;74(366):427-31.
27. Elliott G, Rothenberg T, Stock JH. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica.* 1996;64(4):813-36.
28. Pinilla-Rodríguez DE, Jiménez Aguilera JdD, Montero-Granados R. Gasto público y crecimiento económico. Un estudio empírico para América Latina. *Cuad Economía.* 2013;32(59):81-210.
29. Moncayo Jiménez E. La Transformación del Estado en América Latina: Una perspectiva económica desde los países andinos. *Rev Opera.* 2006;6(6):5-25.
30. Clements B, Faircloth C, Verhoeben M. Gasto público en América Latina: Tendencia y aspectos clave de política. *Rev CEPAL.* 2007;93:39-62.
31. StataCorp. Reference Manual A-J. Texas: Stata Press; 2005.
32. Alonso JA, Garcimartín C. Criterios y factores de calidad institucional. Un estudio empírico. *Rev Economía Aplic.* 2011;19(55):5-31.
33. Rajkumar AS, Swaroop V. Public spending and outcomes: Does governance matter? *J Developm Economics.* 2008;86(1):96-111.
34. Makuta I, O'Hare B. Quality of governance, public spending on health and health status in Sub Saharan Africa: a panel data regression analysis. *BMC Public Health.* 2015;15(932):1-11. Access: 2017/08/22. Available at: <http://doi.org/10.1186/s12889-015-2287-z>
35. Farag M, Nandakumar AK, Wallack S, Hodgkin D, Gaumer G, Erbil C. Health expenditures, health outcomes and the role of good governance. *Int J Health Care Finance Econ.* 2013;13(1):33-52. doi:10.1007/s10754-012-9120-3.
36. Elster J. The Impact of Constitutions on Economic Performance. *Proceedings of the 6th World Bank Annual Conference on Development Economics.* 1995. Washington, D. C.: World Bank; 1995.

**Conflictos de intereses**

El autor declara no tener conflictos de ningún tipo con la preparación y publicación de este manuscrito.