

[HOME](#)[Revista ESPACIOS](#)[ÍNDICES / Index](#)[A LOS AUTORES / To the AUTORS](#)

Vol. 41 (Nº 03) Año 2020. Pág. 1

Gasto público social y mortalidad infantil en América Latina

Public social spending and infant mortality in Latin America

CAJAMARCA-TENE, Nuria B. [1](#); TORRES-SÁNCHEZ, Yadier A. [2](#); PINILLA-RODRÍGUEZ, Diego E. [3](#) y MORENO-MIRANDA, Cesar A. [4](#)

Recibido: 30/04/2019 • Aprobado: 15/01/2020 • Publicado 06/02/2020

Contenido

- [1. Introducción](#)
- [2. Metodología](#)
- [3. Resultados](#)
- [4. Conclusiones](#)

[Referencias bibliográficas](#)

RESUMEN:

Se verifica empíricamente la relación entre un mayor gasto público social y una menor tasa de mortalidad infantil, para una muestra de 17 países de Latinoamérica, entre los años de 2000 a 2016. Para el efecto se estima por mínimos cuadrados generales un modelo que relaciona estas variables y se descarta la presencia de una relación espuria. Se concluye que el gasto público social y el ingreso per cápita aportan significativamente a la reducción de la mortalidad infantil en Latinoamérica.

Palabras clave: Mortalidad infantil, Gasto público social, América Latina.

ABSTRACT:

The relationship between a higher social public expenditure and a lower infant mortality rate is verified empirically, for a sample of 17 Latin American countries, between 2000 and 2016. For this purpose, a model that relates these general least squares is estimated. variables and discards the presence of a spurious relationship. It is concluded that public social spending and per capita income contribute significantly to the reduction of infant mortality in Latin America.

Keywords: Infant mortality, Public social expenditure, Latin America.

1. Introducción

Según el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), cerca de 29.000 niños mueren por causas evitables. Así, un niño de Etiopía tiene 30 veces más probabilidades de fallecer al cumplir cinco años de edad que un infante de Europa occidental. Un porcentaje menor de estas muertes es debido a diferentes enfermedades como el paludismo, el sarampión y el tétano, mientras que un porcentaje mayor se debe a la desnutrición, la carencia de agua potable o la falta de instalaciones de saneamiento mejoradas. Son variados los factores identificados por la literatura como predictores del comportamiento de la TMI. Por ejemplo la educación, muestra un efecto significativo sobre la reducción en las tasas de mortalidad infantil. Sin duda, reducir la tasa de mortalidad infantil (TMI) es posible a partir de la voluntad política, y en este sentido, se convierte en uno de los mayores desafíos de la comunidad internacional (UNICEF, s.f). Así, y considerando que la TMI es un reconocido indicador del nivel sanitario de una población, su reducción constituyó un objetivo de desarrollo del milenio. La meta concreta se establecía en reducir en dos terceras partes la TMI entre los años de 1990 y 2015.

Para el efecto, autores como Bonitlo, LY., García, JA., Galeano, Z., Mora, D., y Germain, E. (2014) identifican como determinantes de la TMI a las enfermedades asociadas con el embarazo, la edad

materna, el peso al nacer, la evaluación nutricional, la lactancia materna, el estado conyugal, la baja escolaridad de los padres, las condiciones de vida y los hábitos tóxicos de la mujer como fumar o ingerir bebidas alcohólicas. Para Berger y Messer (2010), un aumento en la cobertura de seguro ambulatorio o de algún tipo de seguro médico, tiene una estrecha relación con la disminución de la TMI. Rojas y López (2003) señalan que el aumento del gasto público en salud e inversiones en servicios comunitarios es necesario, y cumple un papel significativo en los sectores sanitarios. También señalan que la educación es el determinante de mayor efecto sobre los indicadores de desarrollo humano en América Latina. Un país con una educación de calidad conduce a buenos mecanismos de enseñanza e instrumentos de aprendizaje adecuados, favoreciendo especialmente a las niñas. Por otro lado, Brent y Timothy (2004) establecen que los niños nacidos en hogares con ingresos bajos están expuestos a sufrir problemas de salud y asumir riesgos en su proceso de crecimiento. Se destaca entonces el rol trascendental que tienen los gobiernos, en dar prioridad a políticas a favor de los niños dentro de sus presupuestos nacionales.

Lurán, A., López, E., Pinilla, C., y Sierra, P. (2009) recalcan que la situación de la mortalidad se puede reducir por la combinación de múltiples procesos como el aumento de la cobertura de los servicios básicos, los programas de vacunación masiva, mejoras en el lugar de residencia, el aumento de los niveles educativos y el descenso de la fecundidad. Filmer y Pritchett (1999) consideran que variables como el ingreso, la desigualdad, el nivel de gasto sanitario, la discriminación étnica y el grado de fragmentación etnolingüística, explican la variación de los índices de mortalidad infantil entre los países. Los resultados empíricos obtenidos reflejan que la exclusión social, el tipo de seguro médico, y el acceso geográfico, son elementos conexos. Bhalotra (2010) enfatiza que el Producto Interno Bruto per cápita de países en vías de desarrollo incide en el comportamiento de las tasas de supervivencia infantil. En resumen, un país que atraviesa un fuerte deterioro económico genera un aumento en la tasa de mortalidad infantil. Por tanto, es necesario aumentar el nivel de inversión para lograr el bienestar de los infantes, acompañado de políticas de desarrollo para su avance socioeconómico. Una última categoría pone de manifiesto que la descentralización fiscal tiene un impacto relevante en la reducción de la mortalidad infantil. Con servicios públicos más eficientes, la población obtiene mejor salud y educación (Pinilla-Rodríguez, Jiménez, & Montero Granados, 2014).

De la literatura reseñada, es posible inferir la idea de que la participación estatal, a través del gasto público social (intervención en múltiples sectores), puede contribuir a la reducción de la tasa de mortalidad infantil. El gasto público, especialmente el destinado a los sectores sociales, ayuda a la satisfacción de determinadas necesidades de la población (salud, educación, vivienda, salubridad, nutrición, empleo, la seguridad social), que contribuyen de manera directa o indirecta a la disminución de las tasas de mortalidad infantil. Una mayor o menor presencia del sector público puede ser una cuestión fundamental. Más allá de los debates sobre lo que el Estado puede o debe hacer, es posible centrarse en el problema de su importancia relativa para la consecución de unas capacidades humanas básicas escasas aún en muchos países. En términos sanitarios ¿el volumen de los recursos públicos importa? Por tanto, surge la pregunta respecto a si la mortalidad infantil se explica y en qué medida por la participación social del Estado.

En este sentido, cuando las familias logran obtener fuentes de abastecimiento de agua potable, instalaciones de saneamiento mejoradas, mayor acceso a los servicios de salud, a una nutrición más adecuada, si se alfabetiza a las mujeres, e incluso si existe un mejor sistema público de prevención de desastres naturales, la TMI disminuirá. De esta forma, si un gasto público social provee o mejora el acceso a estos y otros bienes sociales, se debe poder comprobar una relación entre los niveles de gasto social, y las TMI. Bajo esta hipótesis, se pretende verificar empíricamente, la relación entre un mayor gasto público social y una menor tasa de mortalidad infantil, para una muestra de 17 países de América Latina tomando como periodo de análisis los años comprendidos entre el 2000 y 2016.

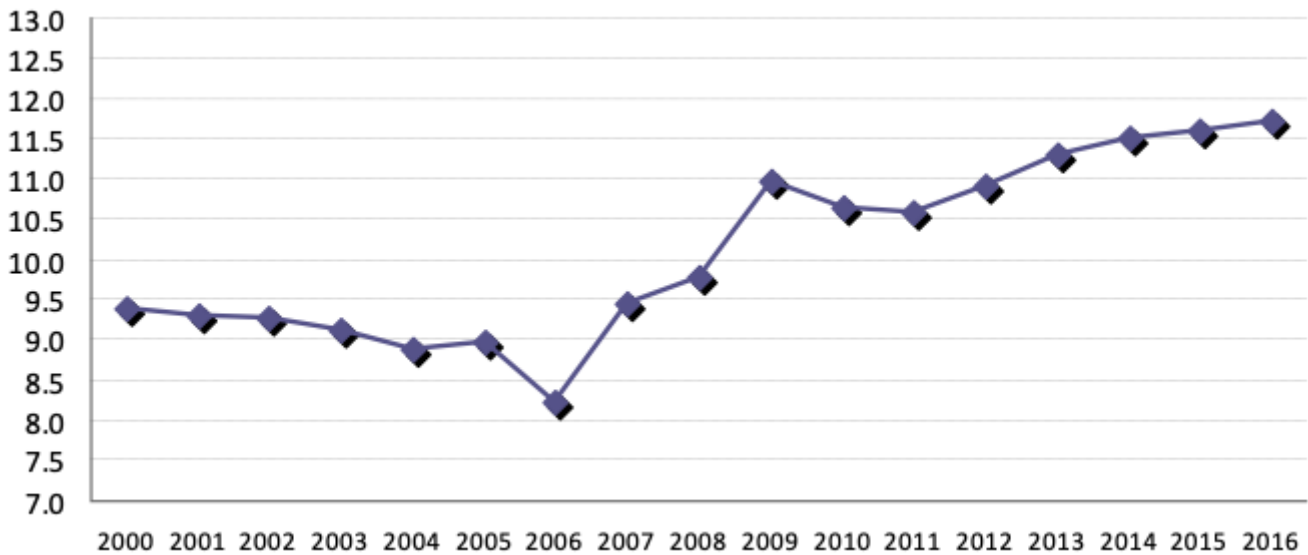
Es importante poner de presente que, en un sentido amplio, todo gasto que realiza el Estado a través de sus políticas públicas podría considerarse como social, pues su objetivo principal es promover la prosperidad general y servir a la comunidad local (Fresneda & Vélez, 1996). Sin duda, el gasto público es un instrumento esencial para transformar la realidad socioeconómica de cualquier país, puesto que es por este medio que el Estado influye en aspectos tan importantes como los niveles de inversión, consumo, empleo, etc. Sin embargo, específicamente el gasto social, sería aquel destinado a la reducción de la pobreza, la indigencia, a la formación, expansión o renovación de capacidades humanas, y evidentemente, a la redistribución del ingreso. Desde una perspectiva del desarrollo humano sostenible, es el gasto público social el que provee oportunidades para el desarrollo y la calidad de vida de las personas. Es decir, proporciona acceso

al conocimiento, ambientes saludables óptimos, así como a adecuadas condiciones sanitarias (Ganuza, León, & Sauma, 2000).

Párraga (2018) define al gasto público social como el volumen de recursos destinados a sectores, hogares, o individuos, para mitigar sus necesidades insatisfechas buscando erradicar la pobreza y desigualdad. En concordancia a lo anterior, la participación social del Estado está orientada a generar un impacto positivo en el bienestar de los ciudadanos. De este modo, el gasto público social es un indicador plausible para medir el nivel de intervención estatal, particularmente aquel que tiene por objetivo mejorar las condiciones de vida de la población más vulnerable. Cuando es eficiente y focalizado, conduce a la disminución de la pobreza y protege a los ciudadanos ante distintos riesgos, como es la pérdida de empleo, enfermedades e incapacidad, desempleo y demás (García, Vaquera, & Serna, 2017). El gasto público social financia políticas relacionadas con las diferentes funciones de gobierno llamada infraestructura social como son: a) protección social, b) educación, c) salud, d) vivienda y servicios comunitarios, e) actividades recreativas, cultura y religión y g) protección del medio ambiente.

Tal como se aprecia en la Figura 1, el gasto público social en Latinoamérica (17 países) aumentó de manera considerable, desde un 9,38% del PIB en el año 2000 a un 11,71% en el año 2016, destacando el avance de países como Venezuela, Colombia, Argentina, Nicaragua, con índices mayores a 10 puntos porcentuales al finalizar el período de estudio. Por contra, países como Bolivia, Guatemala y Paraguay, se mantienen con índices por debajo del 7%. El Estado latinoamericano ha dado prioridad y ha incrementado el nivel de gasto social principalmente en los sectores de salud, educación y la protección social. Los sectores que menos recursos reciben son la protección del medio ambiente, vivienda y servicios comunitarios y actividades recreativas.

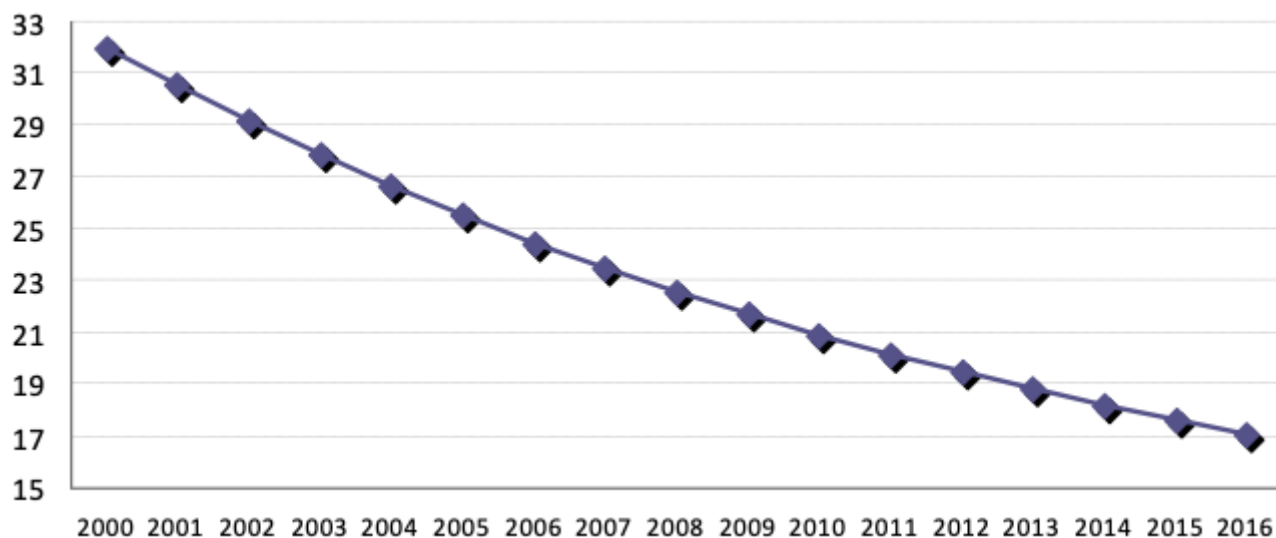
Figura 1
Evolución del Gasto público social del Gobierno Central en América Latina, período 2000-2016 (% del PIB)



Fuente: elaboración propia

Por su parte la TMI, que consiste en el número anual de defunciones infantiles dividido por cada 1.000 nacidos vivos en una región determinada, ha descendido en más de la mitad entre los años 2000 a 2016, reduciéndose en promedio de 90 a 43 defunciones por cada mil nacidos vivos. América Latina fue la región que obtuvo las mejores tasas de disminución de mortalidad infantil. Como se muestra en la figura 2, el índice de mortalidad infantil en América Latina ha disminuido notablemente, logrando reducirse de 32% en el año 2000 a 17,1% en el año 2016 por cada mil nacidos vivos. Los países que se destacan son Chile, Costa Rica, Uruguay y Argentina con tasas menores a 15 de defunciones infantiles respectivamente. Por el contrario, países como Ecuador, Bolivia, Nicaragua, Paraguay y Perú, presentan TMI más elevadas.

Figura 2
Evolución de la Tasa de Mortalidad Infantil en América Latina, 2000-2016 (muertes por 1.000 nacidos vivos)



Fuente: elaboración propia

Conforme a lo expuesto, es posible que el descenso verificado en la TMI en América Latina este relacionado con otro hecho evidente: el aumento en su gasto social. Al respecto, existe soporte empírico que respalda la relación entre la mortalidad infantil y el gasto público social. Franco, Gil y Álvarez-Dardet (2005), analizan la relación entre las variables en estudio para 90 países durante el período 1990-2000, confirmando un efecto negativo y significativo entre el tamaño del Estado y la TMI, circunstancia que se achaca principalmente a la ampliación de los recursos destinados al fortalecimiento de los sistemas nacionales de salud, como a la extensión de programas de inmunización y a la mejora del acceso a la educación. Abbuy (2018) al analizar los determinantes macroeconómicos de la mortalidad infantil en los países de la Unión Económica y Monetaria del África Occidental (UEMAU) durante el período 1980-2016, señala que la tasa de mortalidad infantil tiene un vínculo inverso con la participación del Estado, en especial con el gasto público en salud.

Barenberg, Basu y Soylu (2015), utilizando datos históricos de 31 economías durante el período 1984-2012, encontraron una correlación negativa y súper consistente entre las variables de gasto en salud, servicios comunitarios, erogaciones destinadas a la educación y al medio ambiente, y el comportamiento de la tasa de mortalidad infantil. Pinilla-Rodríguez, Jiménez, y Montero-Granados (2018) realizan un estudio para una muestra de 78 países segmentada por niveles de renta desde el año 1990 hasta 2012. Concluyen un impacto negativo y de largo plazo entre el gasto público social y el sistema sanitario, indicando que para los países de menos renta existe ineficiencia en términos sanitarios debido a la mala capacidad institucional de los países. Drhrifi (2018) intenta explicar la interacción entre un mayor gasto social sobre una menor tasa de mortalidad infantil en 93 países desarrollados y en vías de desarrollado entre 1995 y 2013 mediante un modelo de ecuaciones simultáneas. Verifica una correlación negativa entre las variables. Asimismo, este autor enfatiza que dicha relación es significativa solo para los países de ingresos medios altos y altos, pero no en los países de ingresos y medios bajos, debido a la mala asignación de recursos al sector de la salud.

2. Metodología

2.1. Modelo básico

La relación entre la mortalidad infantil y el gasto público social es modelada usando un panel de datos balanceado de una dimensión transversal de 17 países de América Latina y una ventana temporal del año 2000 a 2016 (17 años). Se incluye la tasa de mortalidad infantil como variable endógena y el gasto público social y el PIB per cápita como variables exógenas. Con este escenario se estima la siguiente expresión:

$$TMI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GPS_{it} + \beta_2 PIBpC_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Dónde:

TMI_{it} es la tasa de mortalidad infantil para el individuo i en el período t . Los datos anuales se obtienen de la base de datos de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) para 17 países.

GPS_{it} es el Gasto Público Social del gobierno central como porcentaje del PIB para el individuo i en el período t . Los datos anuales se obtienen de la base de datos de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) para 17 países.

$PIBpC_{it}$ es el Producto Interno Bruto per cápita total anual por habitante a precios constantes en dólares de 2010 para el individuo i en el período t . Los datos anuales se obtienen de la base de datos de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) para 17 países.

Se utilizó una transformación logarítmica de todas las variables, ya que, al aplicar el contraste de Levene, en todos los casos se rechazó la hipótesis nula de homogeneidad en varianzas. Se aplicarán mínimos cuadrados generalizados con datos de panel aprovechando la estructura de corte transversal de varios años consecutivos que adoptan las variables, y asumiendo que las mismas no son independientes, sino que pueden estar anidadas por países. Estos modelos pueden ser de efectos fijos y de efectos aleatorios, selección que se realizará a partir del test de Hausman. La hipótesis nula indicará que un mayor gasto público social y PIB per cápita, influirán de forma negativa en la tasa de mortalidad infantil, es decir, se espera evidencias una relación inversa entre las variables exógenas con relación a la endógena. Se espera por tanto coeficientes significativos y negativos.

2.2. Pruebas de cointegración

En caso de identificar relaciones significativas, se pasará a comprobar que entre éstas no existe una relación a largo plazo y que, al menos, no constituyen relaciones espurias. Téngase en cuenta que las series en cuestión puede que sean estacionarias, y los resultados de las estimaciones podrían ser o no confiables. Es imprescindible determinar la posibilidad de que exista alguna relación espuria. Por lo general, cuando una de las variables es estacionaria en sus niveles se puede descartar alguna relación de equilibrio en el largo plazo (cointegración). Esto se debe a que para que exista cointegración, al menos todas las series deben ser integradas de primer orden, y los residuos resultantes debieran ser estacionarios, es decir, integrados de orden 0. (Engle y Granger)

Para el efecto se seguirán 5 pasos:

(i) Contraste de raíz unitaria en panel de datos mediante los test de Levin, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y los test propuestos por Maddala y Wu (1999) denominados Fisher-ADF, Fisher-PP. Los tests de raíces unitarias para paneles de datos parten del supuesto que las series de tiempo de las unidades han sido generadas por un proceso autorregresivo. En este sentido, la clasificación de los distintos tests se puede realizar en función de las características de dicho proceso. Por ejemplo, si consideramos que se trata de un AR(1) dado por la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \rho_i + y_{it-1} + X_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde $i = 1, 2, \dots, n$ son las unidades de sección cruzada que han sido observadas a lo largo de $t=1, 2, \dots, T$ períodos de tiempo, X_{it} representa a las variables exógenas del modelo incluyendo efectos fijos o tendencias específicas, ρ_i son los coeficientes autorregresivos y ε_{it} es un término de error ruido blanco. Si $|\rho_i| = 1$, y_i contiene raíz unitaria; si $|\rho_i| < 1$ se concluye que y_i es estacionaria. A la hora de realizar los contrastes se pueden hacer dos supuestos diferentes. Levin, Lin & Chu (2002) asumen que los coeficientes ρ_i son comunes a todas las unidades de sección cruzada, es decir $\rho_i \forall i$. Alternativamente los test de Im, Pesaran y Shin (2003) y Maddala y Wu (1999) asumen que dichos coeficientes varían libremente entre las diferentes unidades.

(ii) estimación del modelo de vectores autorregresivos y determinación óptima del retardo, a través de los criterios de información. Una estrategia para encontrar el orden del modelo VAR consiste en examinar los denominados criterios de Información, que son determinadas correcciones sobre el valor muestral de la función logaritmo de Verosimilitud. Los más conocidos son los de Akaike (AIC), Schwarz (SBC o BIC) y Hannan – Quinn (HQ), donde se puede expresar que:

$$AIC = -2\frac{l}{T} + 2\frac{p}{T} \quad (3)$$

$$SBC = -2\frac{l}{T} + p\frac{\ln(T)}{T} \quad (4)$$

$$Hannan - Quinn = -2\frac{l}{T} + 2\frac{k\ln(\ln(T))}{T} \quad (5)$$

Siendo $l = -\frac{Tk}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2} \ln |\Sigma|$, y $p = k(d + nk)$, el número de parámetros estimados en el modelo VAR, siendo d el número de variables exógenas, n el orden del VAR, k el número de variables endógenas.

(iii) determinar las funciones de respuesta al impulso. Las funciones de respuesta al impulso miden la reacción de cada una de las variables a un shock en una de las innovaciones estructurales. En un sistema de interrelaciones, todas las variables reaccionarán a dicho shock; además, tratándose de un modelo dinámico, puede haber reacciones contemporáneas pero también en todos los períodos siguientes. Por tanto, para cada innovación del modelo hay tantas funciones de respuesta al impulso como variables endógenas; cada una de dichas funciones dependen del tiempo transcurrido desde que se produce el shock. Tenemos por tanto una matriz $k \times k$ de tales funciones de respuesta al impulso.

(iv) descomposición de la varianza. Si se considera la representación de Medias Móviles (MA) de un VAR en función de las innovaciones estructurales para un valor futuro del vector de variables:

$$y_{t+m} = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \tilde{\Phi}_s \varepsilon_{t+m-s} \quad (6)$$

A partir de la expresión, las predicciones de las variables y_1, y_2, \dots a horizonte n serían:

$$E_t y_{t+m} = E_t \begin{pmatrix} y_{1t+m} \\ y_{2t+m} \end{pmatrix} = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \tilde{\Phi}_s \varepsilon_{t+m-s} \quad (7)$$

Donde $\tilde{\Phi}_s = (\phi_{ij}(s))$ es la sucesión de matrices introducidas anteriormente.

(v) causalidad en el sentido de Granger. Un contraste especialmente interesante es el que se conoce como de causalidad en el sentido de Granger. Se dice que una variable z no causa a la variable y si al añadir el pasado de z a la ecuación anterior no añade capacidad explicativa. El contraste consiste en analizar la significación estadística del bloque de retardos de z en la ecuación mencionada, y la hipótesis nula es que la variable z no causa, en el sentido de Granger, a la variable y .

3. Resultados

3.1. Estimación del modelo básico

Se procede a estimar la ecuación (1) mediante el método de mínimos cuadrados generalizados. Tal como se aprecia en la tabla 1, se denota que las dos variables del modelo son significativas al

5%, es decir que aportan al comportamiento de la tasa de mortalidad infantil. Además se observa que los signos de los coeficientes son negativos, es decir que efectivamente existe una relación inversa entre las variables de estudio. Se concluye que existe una relación negativa y significativa entre las variables exógenas respecto del modelo.

Tabla 1
Tasa de mortalidad infantil y Gasto público social (Gobierno central), América Latina (17 países) 2000 - 2016.

Variable	Coefficiente	Probabilidad
LOGGPS	-0.146469	0.0323
LOGPIBPC	-0.458366	0.0000
C	7.208789	0.0000
Estadístico F	234.7424	0.0000
R2	0.621435	
Media de la variable dependiente	3.038084	
Durbin-Watson	2.485626	
N (observaciones)	289	
N (grupos)	17	

Fuente: Elaboración propia

Por tanto, se obtiene el siguiente modelo:

$$LOGTMI_{it} = 7,21 - 0,15LOGGPS_{it} - 0,46LOGPIBPC_{it} + e_{it} \quad (8)$$

La relación del efecto del gasto público social sobre la tasa de mortalidad infantil es de 0,15. Dicho de otro modo: si se incrementa en 1% el gasto público social, la tasa de mortalidad infantil disminuye en 0,15%. Asimismo, si el nivel de renta por habitante aumenta en 1%, la tasa de mortalidad infantil disminuye en 0,46%. Se procede a verificar si existe o no regresión espuria. De este modo, se puede apreciar en la tabla 1 que el coeficiente de correlación $R^2 = 0,62$ y el estadístico Durbin Watson $DW = 2.48$, que según Granger, estos valores reflejan una verdadera relación entre las variables. Es decir, no es una relación puramente matemática sino es una relación en base a una distribución de probabilidades. Dado que R^2 es menor que el estadístico DW, se presenta un indicio de que la relación entre las variables no es espuria.

3.2. Test de Raíz Unitaria

Se analizan los contrastes de raíz unitaria para determinar si las series son estacionarias en sus niveles, mediante los test de Levin, Lin y Chu (LLCh) (2002), Im, Pesaran y Shin (IPS) (2003) y los test de Maddala y Wu (1999) denominados Fisher (ADF) y Phillips-Perron (PP), para lo cual se crea un juego de hipótesis:

H_0 : Existe raíz unitaria

H_1 : No existe raíz unitaria

La condición para rechazar o no la hipótesis nula es la siguiente:

Si $LLCh, IPS, ADF, PP$ calculados > 0.05 no rechazo la H_0

Si $LLCh, IPS, ADF, PP$ calculados < 0.05 rechazo la H_0

Tabla 2

Contrastes de raíz unitaria para las series en datos de panel. Período (2000-2016)

	Niveles				
	LLCh	IPS	ADF	PP	Hadri
LOGTMI	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9913
LOGGPS	0.1197	0.0059	0.0427	0.0469	0.5314
LOGPIBPC	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8379

*LLCh (Levin, Lin & Chu); IPS (Im, Pesaran and Shin); ADF (Augmented Dickey-Fuller); PP (Phillips-Perron).
Fuente: elaboración propia.

Tal como se aprecia la Tabla 2, se observa que la mayoría de los contrastes analizados en cada una de las variables son menores al 0,05; por tanto se rechaza la hipótesis nula y se infiere que las series no presentan raíz unitaria. Para el contraste de Hadri se forma un juego de hipótesis:

H_0 : Estacionariedad

H_1 : No Estacionariedad

Tanto para la variable LOGTMI, LOGGPS y LOGPIBPC presentan una probabilidad no significativa. Por tanto, existe evidencia a favor de la hipótesis nula y se infiere que las series son estacionarias en sus niveles. Todo este procedimiento es un indicio fehaciente de que se debe continuar el análisis con un modelo de vectores autoregresivos (VAR) y no con un modelo de corrección de errores (VEC), debido a que no existe evidencia de una relación de equilibrio en el largo plazo (cointegración).

3.3. Método de vectores autoregresivos

De acuerdo con los resultados en la primera estimación del modelo de vectores autoregresivos (VAR) se pudo observar que los residuos están captando alguna información que no se ha considerado en el modelo. En este sentido, se establecieron 8 retardos óptimos y seguidamente se analizó los criterios de información Akaike (AIC).

Tabla 3

Calculo del retardo óptimo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-118.7007	NA	0.000985	1.590859	1.650279	1.614997
1	-24.95561	182.5885	0.000325	0.483080	0.720761	0.579630
2	17.35478	80.74925	0.000211	0.047650	0.463592	0.216613
3	74.92652	107.6178	0.000112	-0.587275	0.006929	-0.345899
4	135.3558	110.5896	5.70e-05	-1.259553	-0.487089	-0.945766
5	174.3264	69.79044	3.86e-05	-1.651326	-0.700600	-1.265125
6	201.7151	47.97490	3.04e-05	-1.891700	-0.762714	-1.433087

7	286.8007	145.7022	1.13e-05	-2.886284	-1.579036	-2.355258
8	448.7068	270.9017*	1.53e-06*	-4.885056*	-3.399547*	-4.281618*

Fuente: elaboración propia.

Función Impulso respuesta (FIR)

Para Salahuddin, Gow y Ozturk (2015) la función impulso respuesta hace alusión al impacto positivo o negativo, o de corto o largo plazo en las series de tiempo, ocasionados por shocks, impulsos o innovaciones. De acuerdo con lo anterior, siendo de interés conocer el impacto que tiene el gasto público social y el ingreso per cápita en la tasa de mortalidad infantil, se estima la función impulso respuesta de LOGTMI a LOGGPy y de LOGTMI a LOGPIBPC, encontrando que un choque positivo en el gasto público social provoca que la tasa de mortalidad infantil disminuya en el corto plazo. Asimismo, Un choque positivo en el Producto Interno Bruto per cápita genera una disminución sobre la tasa de mortalidad infantil en el corto plazo.

Descomposición de la varianza

Siguiendo el criterio de la FIR, es decir, analizando las variables LOGTMI, LOGGPS y LOGPIBPC, se puede observar el porcentaje de variabilidad que registró la tasa de mortalidad infantil por efectos positivos recibidos del gasto público social e ingreso per cápita. Por tanto, se obtiene lo siguiente: Un shock positivo en el gasto público social contribuiría a la fluctuación de la tasa de mortalidad infantil en 5,45% en el corto plazo. Asimismo, un incremento en el Producto Interno per cápita contribuiría en 6,07% a la reducción de la TMI.

3.4. Causalidad en el sentido de Granger

Según Granger (1969), este test consiste en corroborar si los resultados de una variable sirven para predecir a otra. Es decir, si el comportamiento actual y el pasado de una serie de tiempo A predice la conducta de una serie de tiempo B, existe evidencia de causalidad unidireccional. Si sucede lo explicado, pero en sentido contrario, es decir si B predice o causa el comportamiento de A existe evidencia de causalidad bidireccional. En concordancia a lo anterior expuesto los juegos de hipótesis para el análisis de las variables en el test son las siguientes:

Análisis de LOGTMI y LOGGPS

La significación para el juego de hipótesis es inferior a 0,05; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula y se presume que LOGTMI si causa a LOGGPS.

Análisis de LOGTMI y LOGGPS

H₀: LOGTMI no causa a LOGGPS

H₁: LOGTMI causa a LOGGPS

La significación para el juego de hipótesis es inferior a 0,05; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula y se presume que LOGTMI si causa a LOGGPS.

H₀: LOGGPS no causa a LOGTMI

H₁: LOGGPS causa a LOGTMI

Dado que la probabilidad es de 0,0000; se acepta la hipótesis alternativa y se concluye que LOGGPS si causa en el sentido de Granger a LOGTMI. Además, se evidencia de que existe una causalidad bidireccional entre LOGTMI y LOGGPS.

Dado que la probabilidad es de 0,0000; se acepta la hipótesis alternativa y se concluye que LOGGPS si causa en el sentido de Granger a LOGTMI. Además, se evidencia de que existe una causalidad bidireccional entre LOGTMI y LOGGPS.

4. Conclusiones

El gasto público social en América Latina muestra notables progresos durante el período de estudio. Se evidencia que los gobiernos han incrementado la importancia que le dan a los recursos y a las necesidades sociales. Al respecto, destacan países como Venezuela, Argentina y Colombia, con aumentos de más de 4 puntos del PIB. Por contra, países como Bolivia, Guatemala y Paraguay, sólo aumentaron un uno por ciento del PIB, o incluso disminuyeron su gasto. El aumento principalmente se ha dado en los sectores sanitarios, educativos, y protección social,

aportando de manera directa o indirecta a la consecución de resultados en salud. Los sectores que menos recursos perciben del Estado son la protección del medio ambiente y asignaciones destinadas a las actividades recreativas, cultura y religión. Por su parte, la mortalidad infantil en América Latina es sustancialmente menor de lo que era a inicios del año 2000. La región en su conjunto (17 países) logró reducir de 32 defunciones en promedio en el año 2000, a 17,1 defunciones infantiles por cada mil nacidos vivos en el año 2016. Los países que destacan son Chile, Costa Rica, Uruguay y Argentina con tasas menores a 15 defunciones.

En este trabajo, se presenta evidencia sobre la relación entre esta disminución entre la TMI y el incremento sustancial del gasto público social, que sin duda permitió optimizar los sistemas nacionales de salud, ampliar la dotación de agua potable, mejorar las instalaciones de saneamiento, y realizar inversiones para un nivel educativo óptimo. A través de métodos regresivos, se comprobó de forma empírica que las variables gasto público social e ingreso per cápita aportan significativamente a la reducción de la tasa de mortalidad infantil. Por otra parte, se ha verificado que no es una regresión espuria, toda vez que las series no presentan tendencia y son estacionarias en sus niveles, circunstancia que permitió estimar un modelo de vectores autoregresivos (VAR), estableciendo el efectivo choque positivo del gasto público social sobre la disminución de la tasa de mortalidad infantil en el corto plazo, en los países de América Latina, período 2000-2016.

Sin duda, la realización de un objetivo social sanitario como la reducción de la TMI, ha requerido de la extensión de la actividad estatal. Es en la ejecución de distintas políticas públicas o en la ampliación de los servicios sociales, el medio por el cual los Estados cumplen sus compromisos en la materialización del bienestar y la calidad de vida de los habitantes, especialmente de los niños. La política del gasto público determina de manera sustancial la medida en que los países reducen las tasas de mortalidad infantil, donde los sectores públicos desempeñan una función central para garantizar el acceso a la atención sanitaria, entre otros bienes públicos que también aportan para disminuir la TMI.

Referencias bibliográficas

- Abbuy, EK. (2018). Macroeconomic Determinants of Infant Mortality in WAEMU Countries: Evidence from Panel Data Analysis. *Applied Economics and Finance*, 5(6), 52-60.
- Aguero, JM., y Valdivia, M. (2010). The Permanent Effects of Recessions on Child Health: Evidence from Peru. *Estudios Económicos*, 25(1), 247-274.
- Aguirre, A. (2009). La mortalidad infantil y la mortalidad materna en el siglo XXI. *Papeles de Población*, 15(61), 75-99.
- Alper, FO., y Demiral, M. (2006). Public Social Expenditures and Economic Growth: Evidence from Selected OECD Countries. *Research in World Economy*, 7(2), 44-51.
- Barenberg, AJ., Basu, D., y Soylyu, C. (2015). The Effect of Public Health Expenditure on Infant Mortality: Evidence from a Panel of Indian States, 1983-1984 to 2011-2012. *The Journal of Development Studies*, 53(10), 1765-1784.
- Berger, MC., y Messer, J. (2010). Public financing of health expenditures, insurance, and health outcomes. *Applied Economics*, 34(17), 2105-2113.
- Bhalotra. (2010). Fatal fluctuations? Cyclicity in infant mortality in India. *Journal of Development Economics*, 93(1), 7-19.
- Bonitlo, LY., García, JA., Galeano, Z., Mora, D., y Germain, E. (2014). Mortalidad en el menor de cinco años. Principales factores de riesgo. *Revista Información Científica*, 83(1), 89-97.
- Brent WR., y Timothy, B. (2004). A longitudinal study of the relationships between conscientiousness and the social-environmental factors and substance-use behaviors that influence health. *Journal of personality*, 72(2), 325-354.
- Carriel Mancilla, J. (2012). Gasto público en salud en el Ecuador. *Medicina*, 18(1), 53-60.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2019). Base de datos y publicaciones estadísticas. Obtenido de http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/web_cepalstat/estadisticasindicadores.asp
- Drhrifi, A. (2018). Gastos en salud, crecimiento económico y mortalidad infantil: antecedentes de países desarrollados y en desarrollo. *Revista de la CEPAL*, 125, 71-97.

- Duarte-Gómez, M. B., Núñez-Urquiza, R. M., Restrepo-Restrepo, J. A., y Richardson-López-Collada, V. L. (2015). Social determinants of infant mortality in socioeconomic deprived rural areas in Mexico. *Boletín médico del Hospital Infantil de México*, 72(3), 181-189.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1989). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Filmer, D., y Pritchett, L. (1999). The impact of public spending on health: does money matter? *Social Science & Medicine*, 49(10), 1309-1323.
- Franco, A., Gil, D., y Álvarez-Dardet, C. (2005). Tamaño del Estado (gasto público) y salud en el mundo, 1990-2000. *Gaceta Sanitaria*, 19(3), 186-192.
- Fresneda, O., y Vélez, CE. (1996). El gasto público social: definición, medición y normatividad en Colombia. *Coyuntura Social*, 101-118.
- Ganuzza, E., León, A., y Sauma, P. (2000). Gasto público en servicios sociales básicos: la situación regional. *Papeles de Población*, 6(24), 174-225.
- García Fernandez, F., Vaquera Salazar, R. A., & Serna Hinojosa, J. A. (2017). Tamaulipas: indebtedness and public spending (2003-2013). *Economía informa*, 403, 70-90.
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Im, KS., Pesaran, MH., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogenous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in oanel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lurán, A., López, E., Pinilla, C., y Sierra, P. (2009). Situación de la mortalidad por causas reducibles en menores de cinco años, Colombia, 1985-2004. *Biomédica*, 29(1), 98-107.
- Maddala, G., y Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 61(S1), 631-652.
- Párraga, S. (2018). The dynamics effects of public expenditure shocks in the United States. *Journal of Macroeconomics*, 56, 340-360.
- Pinilla, DE., Jiménez, JdD., y Montero, R. (2014). Descentralización fiscal en América Latina. Impacto social y determinantes. *Investigación Económica*, 73(289), 79-110.
- Pinilla, DE., Jiménez, JdD., y Montero, R. (2018). Gasto público y salud en el mundo, 1990-2012. *Revista Cubana de Salud Pública*, 44(2), 240-258.
- Rojas, F., y López, C. (2003). Desarrollo Humano y Salud en América Latina y el Caribe. *Revista Cubana Salud Pública*, 29(1), 8-17.
- Salahuddin, M., Gow, J., y Ozturk, I. (2015). Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf Cooperation Council Countries robust? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 51, 317-326.
- Salazar, AF. (2014). The Efficiency of Education Expenditure in Latin America and Lessons for Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, 74, 19-67.
- UNICEF. (s.f). Objetivos de Desarrollo del Milenio. Recuperado el 3 de Diciembre de 2018, de <https://www.unicef.org/spanish/mdg/childmortality.html>

1. Egresada. Carrera de Economía. Facultad de Ciencias Políticas y Administrativas de la Universidad Nacional de Chimborazo, Ecuador. E-mail: nuriabelen19@gmail.com

2. Doctor en Economía y docente investigador. Facultad de Ciencias Políticas y Administrativas de la Universidad Nacional de Chimborazo. E-mail: ytorres@unach.edu.ec

3. Doctor en Economía, docente investigador. Facultad de Ciencias Políticas y Administrativas de la Universidad Nacional de Chimborazo, Ecuador. E-mail: dpinilla@unach.edu.ec

4. Economista y docente investigador, Facultad de Ciencias Políticas y Administrativas. Universidad Nacional de Chimborazo. E-mail: cmoreno@unach.edu.ec



This work is under a Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License