

ARTICLE

Determinantes de la eficiencia del gasto público sanitario en Latinoamérica: Una evaluación de frontera estocástica

Diego E. Pinilla-Rodríguez^{1*} , Juan de Dios Jiménez-Aguilera² and Roberto Montero-Granados²

¹Universidad Nacional de Chimborazo, Riobamba, Ecuador, and ²Universidad de Granada, Granada, Spain

*Corresponding author. Email: dpinilla@unach.edu.ec

(Received 28 April 2022; revised 24 October 2022; accepted 29 December 2022; first published online 10 May 2023)

Resumen

El objetivo de este artículo es establecer el nivel de eficiencia del gasto público sanitario en América Latina y comprobar su relación con determinadas características institucionales como calidad regulatoria, participación del sector privado, descentralización o tamaño de la burocracia. Se estima una frontera estocástica de verdaderos efectos aleatorios que relaciona el gasto público en salud per cápita frente a la tasa de mortalidad neonatal e infantil y la esperanza de vida después de los sesenta años. Se regresan las ineficiencias resultantes respecto del conjunto de variables institucionales explicativas. Se evidencia el importante papel del gasto público sanitario en la obtención de determinados niveles de realización sanitaria. Sin embargo, su eficiencia es mejorable, especialmente a partir de optimizar la calidad regulatoria del Estado. Latinoamérica ha configurado sistemas sanitarios complejos, pero no han logrado mejorar la coordinación entre sus actores, lo que explica su ineficiencia. La rectoría del gobierno es esencial.

Palabras clave: eficiencia; financiación gubernamental; organización institucional; regulación gubernamental; descentralización; sector privado

Abstract

The objective of this article is to establish the level of efficiency of public health spending in Latin America and verify its relationship with certain institutional characteristics, such as regulatory quality state, participation of the private sector, decentralization and size of the bureaucracy. A stochastic frontier of true random effects is estimated, which relates per capita public spending on health to the neonatal and infant mortality rate and life expectancy after sixty years. The resulting inefficiencies are returned with respect to the set of institutional explanatory variables. It is evidenced the important role of public health spending in obtaining certain levels of health performance. However, its efficiency can be improved, especially via optimizing the regulatory quality of the state. We conclude that Latin America have created complex health systems, but have failed to improve coordination between the system's actors, which explains inefficiencies. Government stewardship is essential.

Keywords: efficiency; government financing; institutional organization; government regulation; decentralization; private sector.

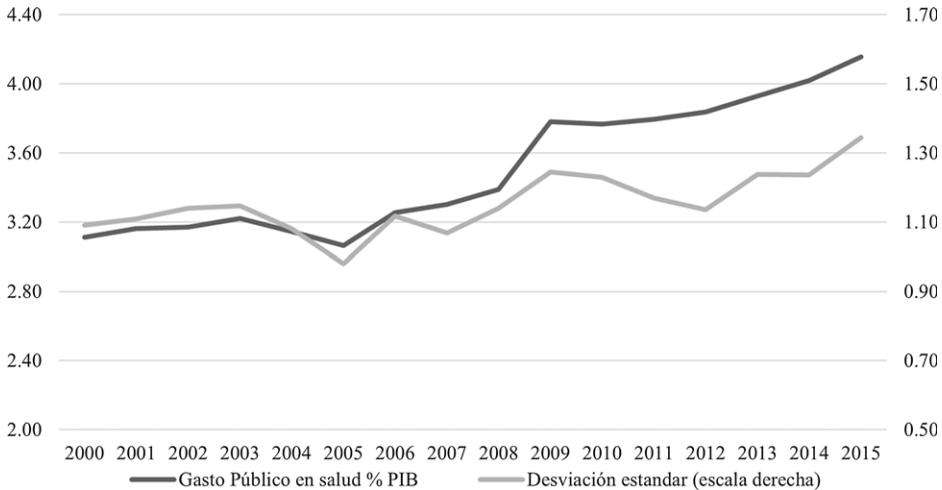


Figura 1. Gasto público en salud como porcentaje de producto interno bruto (media simple y desviación estándar) para 18 países de América Latina, 2000–2015. Se estima el gasto público en salud como aquellos gastos sanitarios financiados por el Estado o por esquemas contributivos obligatorios.

El gasto público sanitario ha aumentado de manera importante en la mayoría de los países latinoamericanos a lo largo de las últimas décadas (CEPAL y UNICEF 2002). En un escenario de restricciones presupuestarias, su eficiencia aparece como un aspecto prioritario. Tal como se puede apreciar en la Figura 1, de media el gasto público sanitario ha aumentado un punto del PIB entre los años 2000 al 2015, siguiendo una senda de aumento iniciada desde la década de los noventa, en donde diversos países de América Latina aumentaron todas las partidas de su gasto social con el fin de satisfacer los derechos sociales y reducir la pobreza (CEPAL y UNICEF 2002; BID 2007).

Es importante recordar que renovados sistemas políticos consagraron una amplia gama de derechos sociales y mecanismos de exigibilidad que demandaron un incremento del gasto público, en especial aquellas partidas sociales como la sanitaria (Wiesner 2002; Moncayo 2006; Clements, Faircloth y Verhoeven 2007). La importante expansión fiscal efectuada para asumir este proceso conllevó a un cuestionamiento sobre la eficiencia con la que se ejecuta el gasto sanitario.

Para Oxley y MacFarlan (1994), la pregunta por la eficiencia del gasto sanitario implica la búsqueda de formas organizativas que mejoren su productividad, limitando el mismo a un nivel de consumo apropiado. Al respecto, cada vez más estudios examinan la conexión existente entre gasto público y realización sanitaria (Gupta, Sanjeev y Verhoeven 2001; Afonso, Schuknecht y Tanzi 2005; Afonso y Aubyn 2005). Entre estos, es posible encontrar grandes diferencias metodológicas en donde son poco significativas las correlaciones entre los niveles de eficiencia encontrados, lo que sugiere una baja validez interna de las estimaciones y cuestiona sus recomendaciones (Varabyova y Müller 2016). Por ejemplo, para el caso latinoamericano, Machado (2006), utilizando la metodología *free disposal hull* (FHD), encuentra una media de eficiencia del 94 por ciento y como países más eficientes a Chile, Costa Rica y Ecuador. Por el contrario, encuentra a Honduras y Nicaragua con los niveles de eficiencia más bajos. Álvarez y St. Aubyn (2012) aplican una frontera estocástica y un análisis envolvente de datos. Mediante la frontera estocástica encuentran puntajes de eficiencia en salud relativamente altos, donde los países más eficientes son Chile, Uruguay y Paraguay. Los más ineficientes serían Bolivia y Trinidad y Tobago. Con el análisis envolvente de datos, los índices de eficiencia serían mucho menores (una media de 89,3 para la esperanza de vida como resultado sanitario) y con una mayor dispersión. Ahora países

como Chile o Nicaragua son muy eficientes mientras que otros como Bolivia se desvían sustancialmente de la frontera de eficiencia.

Grigoli y Kapsoli (2013) utilizando un modelo de frontera estocástica, pero controlando algunos determinantes socioeconómicos, y para una muestra más amplia de países en desarrollo, encuentran que la eficiencia de media tiene valores similares a los de otros estudios, que la ubican en un 95 por ciento. Resaltar que, en un análisis de segundo paso, no encuentran relación sistemática entre la eficiencia del gasto sanitario y algunas variables de gobernanza. Sin embargo, reafirman la necesidad de tener en cuenta factores socioeconómicos y ambientales al momento de estimar la eficiencia sanitaria, toda vez que los productos y resultados sanitarios están determinados por estos factores.

Melgen-Bello y García-Prieto (2017), por medio de una frontera estocástica, estiman una eficiencia media sanitaria alta (95 por ciento de media) y con una escasa dispersión entre los países y a lo largo del tiempo. Aparecen como los países más eficientes Costa Rica y Cuba. Este sería un valor similar a los encontrados por los trabajos de Machado (2006) o Grigoli y Kapsoli (2013), pero contrasta con los obtenidos por Álvarez y St. Aubyn (2012), quienes reportan valores incluso más altos (98 por ciento de media).

En estos y otros trabajos se suele señalar que el principal desafío de las estimaciones está en diferenciar heterogeneidad de ineficiencia, de manera que la primera pueda distinguirse al estimar la segunda (Hollingsworth y Wildman 2003; Greene 2004; Melgen-Bello y García-Prieto 2017). La literatura ha tenido dificultades al momento de separar la ineficiencia atribuible a las malas prácticas de gestión, de la derivada de las especificidades de los entornos socioeconómicos e incluso de factores imputables al azar (Adam, Manthos y Kammam 2011). Los sistemas sanitarios pueden ser muy heterogéneos. Dicha heterogeneidad también lastra los resultados de eficiencia, por lo que se aconseja llevar a cabo estudios en grupos de países homogéneos. Por último, el considerar diferentes resultados sanitarios ha conducido a índices de eficiencia dispares (Kumbhakar 2010).

En este contexto, la estimación de fronteras estocásticas se ha convertido en una práctica usual para el análisis de la eficiencia del gasto público en salud, al incorporar un elemento aleatorio que está presente. Los defensores de esta perspectiva argumentan su superioridad en la posibilidad de diferenciar los errores en la medición de la eficiencia, de la contaminación del ruido estadístico. La estimación de fronteras estocásticas presenta distintas variantes y desafíos, especialmente cuando se analizan datos de panel. En ese caso, no solamente deben hacerse supuestos sobre las distribuciones de los errores del modelo, sino también sobre el tratamiento de la heterogeneidad y la variación de la ineficiencia en el periodo analizado. A partir de las propuestas de Greene (2005), los modelos de verdaderos efectos fijos y verdaderos efectos aleatorios (TFE y TRE por sus iniciales en inglés) avanzan en cuanto a no restringir la libre variabilidad del término de error sistemático. La principal aportación de los modelos TFE y TRE respecto a los modelos de frontera estocástica clásica es posibilitar la diferenciación de la ineficiencia del impacto de características individuales. Al utilizar datos de panel, el modelo TRE depura el término de error sistemático de la heterogeneidad no observada, bajo el supuesto de que las constantes de las fronteras estocásticas son un parámetro aleatorio.

Sobre esta metodología, el presente trabajo se propone establecer los niveles de eficiencia del gasto público sanitario para una muestra de dieciocho países de América Latina en los años 2000 a 2015. Se empleará la versión TRE de costos, que determina la referencia a partir del país que utiliza la cantidad mínima de insumos sin que se afecte el vector de resultados. Esta orientación reconoce que el sistema presupuestario no tiene en cuenta los logros sanitarios como criterio para asignar recursos, o que estos son más cuestionables al momento de ser evaluados (Mellander e Ysander 1988).

Explicando la (in)eficiencia

Un sector público eficiente es aquel que alcanza amplios objetivos con el menor costo y la menor distorsión posible del mercado (baja carga tributaria, menor número posible de empleados públicos, menor absorción posible de recursos), y también es aquel que promueve la transparencia de actuación y eliminación de la corrupción, de forma que sus recursos estén dedicados exclusivamente a usos que maximizan la rentabilidad social (Tanzi 2000). Bajo esta idea, la eficiencia pública como concepto y magnitud relaciona unos costes con unos resultados. El gasto público en salud es eficiente cuando, dada una cantidad específica de recursos, se produce el mayor beneficio sanitario posible. Por otra parte, la eficiencia se define generalmente en un sentido comparativo: la relación entre los beneficios y los costos para una economía se compara con la de otras economías. Si, en una economía, los beneficios exceden los costos por un margen mayor que en otro, el gasto público en ésta se considerará más eficiente (Afonso, Schuknecht y Tanzi 2005).

Al respecto hay un matiz conceptual que es importante tener presente: efectividad no es lo mismo que eficiencia, aunque se use de manera equivalente. Efectividad se refiere a los insumos (*inputs*) y a la obtención de unos resultados finales (*outcomes*). Sin embargo, la distinción entre producto y resultado social es borrosa y se usan a menudo de manera intercambiable, aunque la importancia de la distinción es significativa (Mandl, Dierx e Ilzkovitz 2008).

Ahora bien, una vez medida la eficiencia, también puede ser relevante preguntarse por los factores institucionales que la favorecen (Pedersen 2002; Wranik 2012). Los datos de panel con los que se cuenta permiten comprobar hipótesis sobre estos determinantes. Es posible estimar la ineficiencia técnica y simultáneamente regresar los niveles resultantes, respecto de un conjunto de variables explicativas. Esta simultaneidad en la estimación supera los problemas de inconsistencia de las aproximaciones de dos etapas en las que se contradice el supuesto acerca de la distribución de los efectos de ineficiencia en la frontera estocástica.

Al respecto, la literatura ha puesto de relieve algunas variables que revelan el por qué unos países son más eficientes que otros en la consecución de resultados sanitarios, destacando la ineficiencia que proviene de la configuración del propio sistema político (Borge, Torberg y Tovmo 2008). La pregunta debe girar sobre cuáles características institucionales promueven la provisión eficiente de servicios públicos sanitarios. Se han señalado determinados factores positivos: financiación privada y no gratuidad (Puig-Junoy 1998), carácter privado de los proveedores, sistema de seguro social, servicio de salud descentralizado (Tajnikar y Došenović 2007; de la Maisonneuve et al. 2017), democracia, efectividad del gobierno (Kumbhakar 2010), prevalencia de financiación pública o directa (Ogloblin 2011), regulación de precios, control de objetivos, cobertura privada, grado de universalidad (Hernández de Cos y Moral Benito 2011), existencia de instrumentos que dirigen el comportamientos de médicos y pacientes (Wranik 2012), menos aseguradoras (Hadad, Hadad y Simon-Tuval 2013), regulación de precios y controles de acceso al sistema (Hernández de Cos y Moral Benito 2011; Bhat 2005), uso moderado de equipos o procedimientos, plantillas sanitarias motivadas, tamaño de las infraestructuras, guías sobre la asignación de recursos, transparencia, mecanismos eficientes de gestión y corrupción (Organización Mundial de la Salud [OMS] 2000).

Sistemas sanitarios en América Latina

Precisamente, las reformas aplicadas en América Latina en las últimas décadas han consistido en impulsar en mayor o menor medida, algunos de estos aspectos: la inclusión del sector privado, el desarrollo de mercados de aseguradoras y/o proveedoras de salud bajo una fortalecida coordinación institucional y administrativa (regulación y control), o la

descentralización de funciones y transferencia de recursos a entidades subnacionales (Londoño y Frenk 1997).

Como resultado, cada país latinoamericano ha desarrollado un sistema de salud único. Sin embargo, es posible establecer una tipología de estos a partir de cómo se integran sus poblaciones en el sistema y como se distribuyen las funciones básicas entre las instituciones que componen el mismo (Londoño y Frenk 1997). Un primer modelo sería el público unificado, en el cual el Estado financia y brinda directamente los servicios de salud a través de un único sistema integrado verticalmente (ej. Cuba, Costa Rica). Al otro extremo estaría el modelo privado atomizado, en donde la función de financiamiento se realiza en un porcentaje considerable mediante pagos directos de los consumidores o por agencias de seguros privadas, que reembolsan a múltiples proveedores (ej. Argentina, Paraguay) (Londoño y Frenk 1997).

Como modelos intermedios estarían el modelo de contrato público, donde la financiación pública se combina con una creciente participación privada en la prestación de servicios. Cuando el financiamiento público tiene cobertura universal, se logra la integración horizontal de la población. Por lo general, existe un presupuesto público que se asigna a un conjunto plural de proveedores en función de ciertos criterios que reflejan productividad y calidad (ej. Brasil) (Londoño y Frenk 1997). Es lo que Fleury (2002) denomina “el modelo universal brasileño”, donde un sistema único, público y descentralizado, universaliza el acceso a los servicios de salud, proporcionado en su mayoría por un sector privado contratado.

Y, por último, el modelo segmentado, que refleja como los sistemas de salud se han dividido en tres fracciones, cada una diseñada para atender a un grupo social específico (ej. pobres y no pobres que trabajan en el sector formal de la economía; clase media y alta). Los primeros suelen estar excluidos de la seguridad social por no tener un empleo formal, y son los ministerios de salud quienes brindan servicios sanitarios a esta población. Los segundos suelen estar cubiertos por la seguridad social, y los últimos cubren sus necesidades de salud por el sector privado, con financiamiento proveniente principalmente de pagos de sus bolsillos (cobertura de seguros privados o planes prepagos) (Londoño y Frenk 1997).

Este modelo puede describirse como un sistema de integración vertical, pero de segregación horizontal, ya que cada segmento institucional (ministerio de salud, institutos de seguridad social o sector privado) abarca para sí las funciones de modulación (regulación, monitoreo y dirección estratégica), financiamiento, articulación (gestionar transacciones entre actores para que los recursos fluyan hacia la producción y el consumo de servicios sanitarios) y prestación de servicios, pero lo hace sólo para un grupo poblacional específico (Londoño y Frenk 1997). Se suele mencionar como ejemplos paradigmáticos el modelo dual chileno (traspaso de recursos de salud a instituciones privadas, mientras que el Estado sólo mantiene responsabilidad con los más pobres que no logran adquirir un seguro privado); o el modelo plural colombiano (con un “régimen contributivo” para trabajadores formales que pueden permitirse la afiliación; y el “régimen subsidiado”, para la población de bajos ingresos que requieren asistencia para su afiliación) (Fleury 2012).

Este modelo segmentado es el que está más presente en América Latina. La gran mayoría de países suelen tener sistemas sanitarios segmentados, caracterizados por la presencia de múltiples actores que se encargan del financiamiento, afiliación y oferta (PAHO y WHO 2012). Esto puede ser visto como una debilidad intrínseca. La fragmentación de la organización y de la prestación de servicios sanitarios, la segmentación del financiamiento y un sector privado mal regulado, presentan desafíos para el desarrollo de sistemas de salud equitativos y eficientes (Atun *et al.* 2015). Son sistemas compuestos por varios nichos organizacionales, con reglas y beneficios desiguales, que atienden a diferentes grupos de población, segregados por nivel socioeconómico o condición laboral (Cotlear *et al.* 2015).

De este modo, instituciones de seguridad social bien financiadas (con fuentes propias, por lo general, porcentajes de nóminas), atienden las necesidades de la población asalariada con amplios paquetes de prestaciones en salud, con sus propias redes de atención para uso exclusivo de sus afiliados. Ministerios de salud, por el contrario, mal financiados (por impuestos generales) atienden a la población de menor renta con servicios básicos de salud pública y materno-infantiles, con sus propias instituciones de salud compuestas por funcionarios públicos. Finalmente, el sector privado ofrece servicios de alta calidad para la población más rica (Frenk y Gómez-Dantés 2018).

Si bien las razones de esta segmentación con frecuencia reflejan factores históricos de carácter social, político y económico (PAHO y WHO 2012), es importante destacar como la prevalencia de este modelo puede explicarse en mucho por la intervención de agencias y acreedores internacionales en los procesos de reforma, quienes abogaban por una mejor utilización de los recursos, separando las funciones de financiamiento y provisión, disminuyendo la intervención del Estado, concentrándolo hacia los grupos de menor renta, pero fortaleciendo su poder regulador (Almeida 2002). También la sociedad civil desempeñó un papel destacado en las reformas sanitarias, reclamando garantías al derecho a la salud en el marco de procesos de ampliación democrática y promoción de una mayor justicia social (Atun et al. 2015).

Actualmente el modelo continúa aplicándose con distintas variantes y con un reajuste al nuevo escenario de transición demográfica, epidemiológica y nutricional (Lechuga y Vieyra 2014). Frente al mismo, se siguen identificando varios desafíos: es necesario aumentar aún más hacia una cobertura integral de los servicios, reducir copagos y otros gastos de bolsillo, garantizar que las prestaciones sean similares para toda la población, mejorar la calidad de la atención y adecuar la capacidad de respuesta de los servicios a la demanda (WHO 2010). La consecución de algunos de estos objetivos pasa por mejorar la regulación de las aseguradoras de salud y de los proveedores de atención médica, especialmente en relación con la calidad del servicio. Por otra parte, la descentralización ha generado entornos complejos para la gobernanza del sistema sanitario, debido a la politización, la diversidad de capacidades institucionales de las diferentes jurisdicciones y a la fragmentación en la toma de decisiones (Atun et al. 2015).

En este marco, además de medir la eficiencia, es aún más relevante la evaluación de las reformas institucionales efectuadas (Pinto et al. 2018). Desafortunadamente en América Latina, la evidencia sobre las fuentes de la ineficiencia del gasto en salud es escasa. En este contexto, el presente trabajo tiene por objeto, además de establecer los niveles de eficiencia, identificar el peso de algunos determinantes que pueden ser relevantes según los modelos descritos: la calidad regulatoria, participación del sector privado, nivel de descentralización y el tamaño de la burocracia. Sin duda, la variabilidad y profundidad de las reformas hacen de América Latina una especie de “experimento natural” que permite comprobar la bondad de las medidas implementadas.

Métodos

Modelo de frontera estocástica

La metodología de la mayoría de los trabajos reseñados se soporta en lo que se conoce como función de producción, que representa la relación existente entre un resultado que se obtiene a partir de la cantidad y la calidad de variados factores de producción y un particular proceso tecnológico (Koopmans 1951). La eficiencia técnica sería entonces un vector que relaciona insumos y productos, en el que es tecnológicamente imposible incrementar unos productos (o reducir unos insumos), sin que al mismo tiempo se reduzcan otros productos distintos (y/o se aumenten otros insumos).

Debreu (1951) y más tarde Farrell (1957) concretan este concepto de eficiencia en una serie de índices contruidos a partir de la máxima reducción equiproporcional de los insumos, frente a un nivel de producción observado. Se establece así una función de producción como una función de frontera. En la misma, los agentes productivos son ineficientes básicamente cuando utilizan más insumos de los que técnicamente se requieren para obtener un nivel establecido de producción. La evaluación de la eficiencia por medio de un análisis de frontera es básicamente una forma de llevar a cabo una comparación respecto de una referencia, la unidad de decisión con la mejor eficiencia relativa.

La evaluación se realiza a partir de construir un conjunto de unidades inmejorables, con respecto a todas las unidades en estudio. Estas unidades se consideran relativamente eficientes y constituyen la frontera de eficiencia. Se proporciona una medida determinada de forma empírica y numérica del valor de la eficiencia, lo que permite una ordenación de las observaciones. Dado que la frontera de producción nunca es conocida, Farrell sugirió que esta función podría ser estimada a partir de una muestra de datos usando, alternativamente, una tecnología no paramétrica lineal a trozos, o bien, una función de producción paramétrica. Estas ideas condujeron, décadas más tarde, a desarrollar técnicas claramente diferenciadas para abordar el problema empírico de estimar la frontera eficiente: paramétricas y no paramétricas, y estocásticas o deterministas. Los métodos más utilizados son la frontera estocástica (FE) entre los paramétricos estocásticos y el análisis envolvente de datos (DEA por sus iniciales en inglés) entre los no paramétricos deterministas.

La FE fue introducida inicialmente por Aigner y colegas (1977) y Meeusen y van den Broeck (1977). Desde esa introducción, ha adquirido gran acogida teórica en los trabajos de eficiencia (Kumbhakar y Lovell 2000). Un elemento fundamental en el análisis de frontera estocástica es el reconocimiento de que cada unidad produce potencialmente menos de lo que podría, debido a un grado de ineficiencia, lo que se puede expresar del siguiente modo:

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta)\xi_{it}, \quad (1)$$

donde ξ_{it} es el nivel de eficiencia de la organización i en el periodo t ; que debe estar en el intervalo de $(0,1)$. Si $\xi_{it} = 1$, la organización logra el óptimo de producción, con la tecnología incorporada en la función de producción $q_{it} = f(z_{it}, \beta)$. Cuando $\xi_{it} < 1$, la organización no está aprovechando al máximo los inputs z_{it} dada la tecnología incorporada en la función de producción $f(z_{it}, \beta)$. Debido a que los outputs se suponen estrictamente positivos ($q_{it} > 0$), el grado de eficiencia técnica también se asume estrictamente positiva ($\xi_{it} > 0$). Si ahora se asume que los outputs están sometidos a perturbaciones aleatorias (en la forma $\exp(v_{it})$):

$$q_{it} = f(z_{it}, \beta)\xi_{it}\exp(v_{it}). \quad (2)$$

Tomando el logaritmo natural a los dos lados de la ecuación, tenemos:

$$\ln(q_{it}) = \ln\{f(z_{it}, \beta)\} + \ln(\xi_{it}) + v_{it}. \quad (3)$$

Suponiendo que hay k inputs y que la función de producción es lineal en logaritmos, definiendo $u_{it} = -\ln(\xi_{it})$ tenemos,

$$\ln(q_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(z_{jit}) + v_{it} - u_{it}. \quad (4)$$

Kumbhakar y Lovell (2000) muestran que existe una derivación análoga en el problema de la función de costes que se puede especificar como

$$\ln(c_{it}) = \beta_0 + \beta_q \ln(q_{it}) + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(p_{jit}) + v_{it} - u_{it}, \quad (5)$$

donde q_{it} es el output, z_{it} son las cantidades de inputs, c_{it} es el costo y p_{it} son los precios de los inputs. En definitiva, el modelo puede generalizarse de la siguiente forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + v_{it} - su_{it}, \quad (6)$$

donde para una función de producción,

$$y_{it} = \ln(q_{it}),$$

$$x_{jit} = \ln(z_{jit})y$$

$$s = 1,$$

y para una función de costes,

$$y_{it} = \ln(c_{it}),$$

$$x_{jit} = \ln(p_{jit}); \ln(q_{it}) y$$

$$s = -1.$$

Como se puede apreciar, la idea esencial en los modelos FE es la posibilidad de descomponer el término del error en dos partes: un componente simétrico (v_{it}) que captura los efectos del error de medida, por falta de especificación o ausencia de variables; y el otro componente, de tipo asimétrico (u_{it}), que captura las ineficiencias de las organizaciones respecto a la frontera eficiente. Los defensores de esta perspectiva argumentan su superioridad, precisamente sobre esta posibilidad de diferenciar los errores en la medición de la eficiencia de la contaminación del ruido estadístico. Por tanto, el criterio último que aconseja decantarse por esta técnica se sustentaría en la identificación, al menos intuitiva, de un alto componente estocástico en la función de producción o de costes, así como en la capacidad de la estimación de descomponer adecuadamente el ruido de la ineficiencia.

Modelo de verdaderos efectos aleatorios (TRE)

Poder contar con datos de panel brinda un marco más provechoso para el análisis de la eficiencia (Greene 2001). En términos generales, los datos tipos panel abarcan información para cada unidad en varios periodos de tiempo. Por lo tanto, es de esperar que la estimación de panel permita mejorar la estimación de las suposiciones sobre las distribuciones y brinde mejores resultados en los estimadores de eficiencia técnica con mayor número de propiedades estadísticas. Los datos de panel permiten estimar de forma simultánea el proceso tecnológico subyacente, junto con los determinantes de la eficiencia productiva, lo cual incrementa las opciones para testear hipótesis de interés.

Con datos de panel es posible formular dos hipótesis sobre el comportamiento de los residuos, y por tanto realizar dos métodos de estimación: el de efectos fijos y efectos aleatorios. En los modelos de efectos fijos se supone que el error (v_i) puede descomponerse en dos: una de ellas fija, constante para cada individuo (que se sumaría a), lo que es equivalente a obtener una tendencia general por regresión dando a cada individuo un punto de origen distinto. En el modelo de efectos aleatorios, de v_i no se extrae sólo un valor fijo y constante a lo largo del tiempo para cada individuo, sino que es una variable aleatoria con un valor medio $\mu(v_i)$ y una varianza $Var(v_i) > 0$.

Pitt y Lee (1981) propusieron modelos de efectos aleatorios y fijos que permitían estimar la eficiencia bajo el supuesto de que las diferencias en el aumento en la producción (o en la disminución de los costes) se atribuyen en exclusiva a la capacidad de los gestores. Es importante advertir que, en estos primeros modelos de frontera estocástica con datos de panel, la ineficiencia se confundía con la heterogeneidad. Es decir cualquier desviación

respecto a la regresión se consideraba ineficiencia cuando en realidad podía ser debida a otra fuente de heterogeneidad inobservable o exógena a la empresa o unidad como distintos costes o tecnologías. Además, en este modelo se asume que la ineficiencia específica de las unidades (en términos proporcionales) es la misma para todos los periodos:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + v_{it} \pm u_i. \tag{7}$$

$$v_{it} \sim N(0; \sigma_v^2). \tag{7.1}$$

$$u_i \perp v \tag{7.2}$$

El modelo está expresado en logaritmos, donde u_i es el término de ineficiencia y v_{it} es el término de error aleatorio (que se distribuye como una normal). Se asume, además, que u_i y v_{it} son independientes, y u_i es independiente de x_{it} . El principal problema de estos modelos es concretar como se tiene que distribuir u_i . Es decir, que función de ineficiencia (que tiene que ser asimétrica) hay que utilizar. Para ello se han utilizado muchos tipos de distribuciones asimétricas como la F, exponencial, Poisson y normal truncada.

Por ejemplo, Caudill y Ford (1993), Caudill et al. (1995) y Hadri (1999) propusieron parametrizar la varianza de la distribución de ineficiencia pretruncada de la siguiente manera:

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_{ui}^2) \text{ y} \tag{8}$$

$$\sigma_{ui}^2 = \exp(z_i \gamma), \tag{9}$$

donde u_i se distribuye como una variable aleatoria normal truncada (N^+) de media es μ_i y varianza estimada a partir de z_i , que es un vector de variables exógenas (incluido un término constante) y γ como el vector de parámetros desconocidos que se deben estimar (los llamados efectos de ineficiencia). Hadri (1999) amplía esta última especificación al permitir que la varianza del término idiosincrático sea heterocedástica del siguiente modo:

$$v_i \sim N(0, \sigma_{vi}^2) \text{ y} \tag{10}$$

$$\sigma_{vi}^2 = \exp(h_i \Phi), \tag{11}$$

donde las variables en h_i no necesariamente son las mismas que en z_i y Φ es una matriz que permitiría capturar una parte de la heterocedasticidad.

Dichos modelos sirvieron como antecedentes para que Greene (2004) planteara su modelo de “verdaderos” efectos fijos (TFE) que separa la heterogeneidad de las unidades (que se captura en el término constante), de la ineficiencia. Este modelo representaría una mejora debido a que permite, además, obtener estimaciones de la eficiencia variantes en el tiempo. Entre sus limitaciones se señalan que el modelo no admite variables que, aunque, representen la heterogeneidad, permanezcan constantes en el tiempo y, por lo tanto, sobreestima la eficiencia, cuando la ineficiencia se ha mantenido constante. Greene (2005) lo concreta en la siguiente expresión:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + w_i + v_{it} \pm u_{it}, \tag{12}$$

$$v_{it} \sim N(0; \sigma_v^2), \text{ y} \tag{12.1}$$

$$u_{it} \sim N^+(0; \sigma_u^2), \tag{12.2}$$

donde w_i es el nuevo parámetro que capturaría el efecto específico de cada unidad a lo largo del tiempo. Aunque parezca una regresión con tres componentes de error, Greene (2005) defiende que el modelo sólo tiene una perturbación compuesta por dos términos de error, uno de ellos (ε_{it}) con distribución asimétrica y w_i que es fija en el

tiempo. Lógicamente, cuando w_i en lugar de un parámetro, también se le supone una distribución normal para cada unidad i , se convierte en un modelo con dos errores similar al de efectos aleatorios tradicional que, en este ámbito, denomina verdaderos efectos aleatorios (TRE) donde $w_i \sim N(0, \sigma_w^2)$:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + w_i + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} \pm u_{it}. \quad (13.1)$$

$$w_i \sim N(0, \sigma_w^2); v_{it} \sim N(0; \sigma_v^2); u_{it} \sim N^+(0; \sigma_u^2). \quad (13.2)$$

Este modelo se suele reescribir como una frontera estocástica, en su versión de costes, con una constante aleatoria específica por país:

$$c_{it} = (\alpha + w_i) + \beta x_{it} + v_{it} + u_{it}. \quad (14)$$

Es evidente que toda la medida de la ineficiencia que puede capturar el modelo recae sobre la distribución de u_{it} . El comando de Stata (c) que se ha usado (*sfpanel*), que sigue el modelo TFE y TRE de Greene (2005), permite al usuario aportar información adicional sobre los valores medios y de varianza correlacionados con la media y la varianza de la distribución semi normal que se supone a $u_{it} \sim N^+(0; \sigma_u^2)$. Puede sorprender que se estime la media cuando en la fórmula (Ecuación 13.2, por ejemplo) se ha indicado que esta debe ser 0, pero hay que tener en cuenta que esta es la media de la normal completa de la que u_{it} sólo “utiliza” la mitad positiva, luego esta mitad positiva si tiene un valor medio μ_{ui} . El software estima primero la media y/o la varianza de μ_{ui} de forma línea a partir de un vector de variables h_i y d_i que se introducen en el modelo y que se suponen están correlacionadas con la ineficiencia (el software también permite la opción de modelizar ambas con y sin constante, $\delta_0 = 0$ y $\gamma_0 = 0$). Es decir:

$$\mu_{ui} = \delta_0 + \delta_1 h_i, \quad y \quad (14.1)$$

$$\sigma_{ui}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 d_i. \quad (14.2)$$

Finalmente, el componente $(\alpha + w_i)$ recoge la heterogeneidad no observada entre unidades (en nuestro caso países) como distintos costes, cultura laboral, huelgas generales y en general cualquier otra variable no introducida. La ineficiencia estimada puede variar libre en el tiempo y entre individuos, pero —y esta es la gran novedad—, se asume que las diferencias no observadas entre países que permanecen constantes en el tiempo están impulsadas por características no observables más que por la ineficiencia. Por eso se suele decir que el resto de fronteras estocásticas sobreestiman la ineficiencia porque no tienen en cuenta estas otras fuentes de diferencia productiva o de costes no debidas a la ineficiencia.

En definitiva, este modelo de verdaderos efectos aleatorios (TRE) propuesto por Greene (2005) supera las desventajas de todos los modelos reseñados anteriormente, ya que el término de eficiencia varía libremente en el tiempo y entre los individuos admite incorporar variables que dan cuenta de la heterogeneidad observada y permite separar la heterogeneidad no observable de la ineficiencia, a través de la estimación de la constante del modelo, como un parámetro aleatorio. En los modelos básicos se suponía la incorrelación entre perturbaciones y regresores, pero la realidad nos indica que no sucede así. Muchas veces se produce dicha correlación y estos modelos producían estimaciones sesgadas, por lo que deben utilizarse modelos que no descuiden dicha heterocedasticidad (Belotti et al., 2013).

En nuestro ejercicio, en el modelo TRE, toda la ineficiencia constante en el tiempo se interpreta como heterogeneidad específica del sistema sanitario y es capturada por la frontera y no aparece como ineficiencia. Este componente se supone que está causado por características invariantes en el tiempo (no observadas) que están más allá de la unidad o del control de sus directivos. Es posible considerar tanto la heterogeneidad no observable

como la observable simultáneamente, incorporando al modelo TRE una especificación funcional para la media y/o la varianza de la distribución de ineficiencia.

En este ejercicio, el vector de costes será el gasto público en salud per cápita, que incluye el gasto financiado por el gobierno nacional más la seguridad social, expresado en dólares constantes del 2010. Como resultados sanitarios, se toman las variables de tasa de mortalidad infantil (TMI) y en menores de cinco años (TMI5). Se toma una inversa de estas tasas ($100 - X$) para que en todos los casos un valor mayor de la variable se interprete como un resultado positivo. También se toma la variable de esperanza de vida a los sesenta años (EV60). Los datos provienen de la OMS.

Como determinantes institucionales que influyen en el nivel de eficiencia, se toman las variables. Calidad regulatoria (Qreg) refleja la capacidad del gobierno para formular e implementar políticas y regulaciones sólidas. Implica que las regulaciones se aplican bajo los principios de consulta, transparencia, rendición de cuentas y evidencia, y que son eficaces, eficientes, coherentes y sencillas. Tienen fundamentos jurídicos y empíricos sólidos, son congruentes con otras regulaciones, consideran la distribución de efectos económicos, ambientales y sociales, se implementan de manera equitativa, transparente y proporcional, y minimizan costos y distorsiones del mercado. Respecto al sector salud, se destaca que una regulación de calidad evita la asimetría de la información, la inseguridad jurídica y la generación de costos de transacción innecesarios en desmedro de los usuarios (OCDE 2015; Carvajal 2016).

Porcentaje del gasto privado sanitario en el gasto total en salud (GPriv) describe el peso del sector privado en la financiación de la atención médica en relación con fuentes públicas o externas. Los fondos del sector privado provienen de hogares, corporaciones y organizaciones sin fines de lucro. Dichos gastos pueden pagarse por adelantado al seguro de salud voluntario o pagarse directamente a los proveedores de atención médica. Este indicador describe el papel del sector privado en la financiación de la asistencia sanitaria en relación con fuentes públicas o externas (WHO s.f).

Nivel de descentralización (Des) indica el peso institucional que tienen los gobiernos subcentrales dentro del sector público (medido como el ingreso público subcentral en porcentaje del producto interno bruto, o PIB). Es importante recordar que una amplia literatura normativa vincula a la descentralización fiscal con la eficiencia asignativa de la intervención pública. Se adopta el enfoque del ingreso subcentral, ya que se considera más vinculado a los incentivos positivos que se relacionan con la descentralización (ej. control ciudadano, competencia interjurisdiccional, relación más próxima entre costos y beneficios). Si bien es cierto que esta variable tiene limitaciones para determinar de manera concreta el nivel real de autonomía de los entes locales, sigue siendo un indicador fiable del peso institucional que han adquirido los gobiernos subcentrales dentro del sector público y en la economía en general. Sin duda, expresa la intensidad con que los distintos estados se han comprometido con las reformas descentralizadoras (Pinilla, Jiménez y Granados 2016).

Tamaño de la burocracia (CEP) es representado por el gasto en sueldos y salarios en que incurre el Gobierno central medido como porcentaje del PIB.

Los datos provienen de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), la Organización Mundial de la Salud (OMS), el proyecto de indicadores de gobernanza mundial (WGI) del Banco Mundial y estimaciones propias a partir de fuentes estadísticas nacionales.

Con estas variables (Tabla 1) se estima la función de costes de salud mediante una frontera estocástica de verdaderos efectos aleatorios (Ecuación 10), incluyendo un vector de variables institucionales que pueden explicar los niveles de ineficiencia (Ecuaciones 11 a 14), y empleando métodos de máxima verosimilitud simulada, toda vez que dichos métodos resuelven los problemas que plantea la verdadera función de densidad del modelo (Greene 2003). Todas las variables se incluyen en su forma logarítmica, a fin de interpretar

Tabla 1. Estadísticas descriptivas: Gasto público sanitario per cápita, resultados sanitarios y determinantes institucionales en América Latina (18 países), 2000–2015.

Variable	Obs.	Período		2000		2015		Valor Max.	Valor Min.
		Media	DE	Media	DE	Media	DE		
Gasto público sanitario per cápita (US\$ constantes de 2010).	288	223.0	169.6	156.3	114.5	314.6	230.9	831.4	27.28
Tasa de mortalidad infantil.	288	20.21	9.07	26.39	11.56	15.50	6.34	58.50	7.14
Tasa de mortalidad infantil en menores de 5 años.	288	24.37	11.98	32.50	15.97	18.39	7.93	79.80	8.40
Esperanza de vida a los 60 años (EV60).	288	21.32	1.17	20.38	1.24	22.13	0.86	24	17.70
Calidad regulatoria del Estado (valores entre -2.5 y 2.5).	288	-0.07	0.650	0.124	0.528	-0.12	0.756	1.54	-1.88
Gasto privado (% del gasto sanitario corriente).	288	47.62	12.45	52.24	14.67	47.78	11.84	76.25	17.80
Descentralización (ingreso subnacional % PIB).	288	5.14	4.29	4.09	3.73	5.88	5.11	14.46	0.30
Gasto en sueldos y salarios del gobierno central % PIB	288	4.95	2.23	4.77	2.15	5.62	2.66	12.60	1.10

Nota. DE = Desviación estándar.

los efectos marginales de los insumos de producción de salud y los efectos marginales de las variables explicativas en el componente de ineficiencia como elasticidades. Nuestro objetivo es cuantificar los niveles de eficiencia del gasto público sanitario en América Latina e identificar algunas características institucionales que los explican. Para todas las estimaciones se ha utilizado el paquete estadístico Stata 13.

Resultados

Tal como se puede apreciar en la Tabla 2, los tres modelos estimados exponen el nivel de cada uno de los resultados sanitarios en función de los costes (gasto público en salud per cápita). En todos los casos las variables sanitarias escogidas pueden explicar el nivel de gasto significativamente. Así, la esperanza de vida a los sesenta años aumenta y las tasas de mortalidad infantil y en menores de cinco años disminuyen a medida que el gasto público sanitario per cápita aumenta. En función del valor absoluto de los coeficientes, se indica una elasticidad positiva de los resultados sanitarios sobre el gasto público, en donde la obtención de una mayor esperanza de vida explica en mayor medida el volumen de intervención estatal sanitaria (más que los otros resultados). De este modo, un incremento en un 1 por ciento en la esperanza de vida aumenta un 1,7 por ciento el gasto público sanitario.

Además σ_v es la desviación típica del error individual normal. El que su valor sea significativo implica que parte de las diferencias se han considerado como errores de observación o medida y no como ineficiencias. El valor de θ es la desviación típica de la distribución de los efectos individuales (Belotti et al. 2013) que es una medida de la correlación entre las variables independientes y el error individual. El que su valor sea alto y significativo implica que se ha hecho bien en utilizar el modelo de efectos “verdaderos” y no el básico que supone incorrelación y cuyos resultados pueden estar sesgados. Se interpreta que hay diferencias por países correlacionadas con su función de costos que son superiores al simple azar.

Tabla 2. Parámetros estimados para la función de costes estocástica.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Frontera (variable dependiente: Gasto público en salud per cápita, GPSpK).			
Tasa de mortalidad infantil (TMI)	1.114 (0.000)	–	–
Tasa de mortalidad infantil en menores de 5 años (TMI5)	–	1.226 (0.000)	–
Esperanza de vida a los 60 años (EV60)	–	–	1.773 (0.000)
Determinantes exógenos sobre la ineficiencia (heterocedasticidad en u_{it})			
Calidad regulatoria del Estado	–4.547 (0.019)	–2.331 (0.018)	–5.178 (0.006)
Gasto privado (% del gasto sanitario corriente)	–3.929 (0.001)	–3.183 (0.000)	–3.588 (0.001)
Descentralización (ingreso subnacional % PIB)	–1.293 (0.039)	–0.634 (0.032)	–1.419 (0.020)
Gasto en sueldos y salarios del gobierno central % PIB	1.227 (0.067)	1.560 (0.006)	1.149 (0.088)
Constante	14.218 (0.011)	8.765 (0.031)	13.635 (0.011)
Constante $V\sigma$	–3.290 (0.000)	–3.470 (0.000)	–3.337 (0.000)
Constante θ	0.655 (0.000)	0.706 (0.000)	0.607 (0.000)
σ_v	0.192 (0.000)	0.176 (0.000)	0.188 (0.000)
(Log) verosimilitud simulada.	–54.222	–49.253	–60.330
N (observaciones)	288	288	288
N (grupos)	18	18	18

El valor de $V\sigma$ es una medida de la heterocedasticidad de los errores individuales. Es decir que no sólo hay diferencias entre países que se correlacionan con su status, sino que este varia a lo largo del tiempo en función del cambio de status de cada país. El modelo aplicado permite configurar dicha heterocedasticidad en función de una o varias variables exógenas, pero en este caso, se ha configurado vacío, lo que implica que su valor es la constante de dicha heterocedasticidad (su valor medio). En realidad, este parámetro indica que se ha hecho bien en utilizar este modelo con heterocedasticidad.

En resumen, los resultados del modelo estiman unos errores individuales normales (σ_v significativa) en los que hay correlación con las variables individuales (θ significativa, por lo que es correcto utilizar el modelo de efectos “verdaderos”) y en el que además dicha correlación es heterocedástica ($V\sigma$ significativa, por lo que hay que utilizar el modelo que controla la heterocedasticidad).

Respecto a los determinantes institucionales, todos son significativos frente al componente de ineficiencia. Con signo negativo aparecen la calidad regulatoria del Estado, la participación del gasto privado sanitario, y el nivel de descentralización. En otras palabras, un mayor valor en estos factores reduce la ineficiencia (aumenta la eficiencia) del gasto público sanitario. En términos prácticos, y toda vez que se ha formulado una frontera

Tabla 3. Eficiencia de costes del gasto público per cápita en salud en América Latina: Posición de países según media para el período 2000–2015.

País	Media para todos los resultados	Posición
México	0.993	1
Brasil	0.974	2
Guatemala	0.952	3
Ecuador	0.937	4
Perú	0.935	5
El Salvador	0.925	6
Nicaragua	0.925	7
República Dominicana	0.924	8
Bolivia	0.922	9
Paraguay	0.922	10
Venezuela	0.920	11
Colombia	0.919	12
Honduras	0.918	13
Costa Rica	0.909	14
Panamá	0.897	15
Chile	0.888	16
Argentina	0.883	17
Uruguay	0.883	18
Media	0.9237	
Desviación estándar	0.028	

estocástica en su versión de costes, lo anterior indica que, al aumentar el valor de estos determinantes, se hace posible la disminución del gasto público en salud con el mismo nivel de consecución de resultados sanitarios. Por el contrario, el valor positivo del coeficiente del gasto en burocracia indica que, al aumentar, incrementa la ineficiencia del gasto público sanitario.

Si nos atenemos al valor de los coeficientes en los tres modelos, la calidad regulatoria del Estado es seguramente la variable más determinante en la eficiencia, seguida de la participación del sector privado. Con un impacto más reducido, aparece el nivel de descentralización y el gasto en burocracia. Por último, los coeficientes y el parámetro V sigma significativos, permiten inferir que los efectos de ineficiencia tienen un impacto negativo en el producto (la ineficiencia explica en parte la varianza del modelo) y que ha sido posible separar la heterogeneidad no observable de la ineficiencia.

La estimación de frontera realizada permite además obtener una puntuación de la eficiencia de costes para el período estudiado (2000–2015) y para cada país. Para el efecto se utiliza la propuesta de estimación de ineficiencia en funciones de frontera estocástica de Jondrow y otros (1982). Los resultados de la Tabla 3 ofrecen la situación relativa en términos de eficiencia del gasto público en salud per cápita para los dieciocho países. El promedio de eficiencia para todos los resultados sanitarios se ubica en un 92 por ciento, lo que indica que, de media, el gasto público en salud podría obtener los mismos resultados sanitarios y ser un 8 por ciento más bajo. La desviación estándar, por su parte, indica una

relativa homogeneidad respecto a los niveles de eficiencia. De este modo, la eficiencia media estimada es relativamente alta y con una escasa dispersión entre los países. Aparecen sistemáticamente más eficientes los países con un gasto público per cápita en salud menor (respecto de la media, establecida para todos los países y período en US \$223), lo que puede verse como un apoyo al postulado que establece que niveles de gasto más altos generalmente se asocian con puntuaciones de eficiencia más bajas (Afonso, Schuknecht y Tanzi 2005).

Discusión

La eficiencia media encontrada (92 por ciento) para el gasto sanitario en América Latina es ligeramente inferior a la reportada en los trabajos de Grigoli y Kapsoli (2013), Machado (2006), Melgen-Bello y García-Prieto (2017) o Álvarez y St. Aubyn (2012). Sin embargo, estos promedios similares esconden en el fondo importantes diferencias si nos atenemos a los países que se ubican como los más o los menos eficientes. Mientras que los resultados de este trabajo indican como los países más eficientes a México y Brasil, y a los menos a Argentina y Uruguay, los otros trabajos citados ubican como los más eficientes a Chile, Costa Rica, Uruguay, Nicaragua o Cuba; y a los menos a Honduras, Nicaragua, Bolivia o Trinidad y Tobago. Como se puede apreciar, los resultados pueden ser abiertamente contradictorios como los casos de Uruguay o Nicaragua, que pueden aparecer como los más o los menos eficientes, según el estudio.

Sin duda, los resultados varían abiertamente, no sólo dependiendo si se obtienen a partir de un método paramétrico o no paramétrico, sino también de la medida de intervención sanitaria pública utilizada (ej. gasto público sanitario per cápita, cobertura de fuentes de financiación, como porcentaje del PIB), los resultados sanitarios considerados (ej. esperanza de vida, esperanza de vida saludable, mortalidad infantil o en menores de cinco años), la consideración de determinantes o los países incluidos. Frente a esto, se defiende la idea de que el modelo TRE puede superar las limitaciones de trabajos anteriores; toda vez que permite que la eficiencia varíe en el tiempo y entre los individuos, se incorporan variables que explican la heterogeneidad observada y permite separar la heterogeneidad no observable de la ineficiencia.

Ahora bien, dado que las posibilidades de ahorro encontradas son altas (hasta el 8 por ciento), resulta relevante analizar las posibles mejoras institucionales para reducir la ineficiencia. Entre estas, la que aparece más relevante para el caso latinoamericano es la capacidad del gobierno para formular e implementar políticas y regulaciones sólidas, que promuevan la correcta interacción entre los agentes del sistema, que por efecto de las reformas (descentralización y participación privada) son más numerosos y plurales. Si bien los sistemas se han hecho más complejos, la responsabilidad última del desempeño del sistema de salud de un país incumbe a su gobierno.

La coordinación es esencial. Una eficaz supervisión y reglamentación del sistema deben figurar en un lugar prioritario en la lista de políticas nacionales. Una mejor estructura de incentivos, coordinación, alineación de responsabilidades o eliminación de la redundancia entre las distintas partes del sistema reduce costos. Las reglas que gobiernan el sistema deben generar un marco normativo estable, predecible y claro que facilite la actuación y toma de decisiones de los actores del sistema. La creación de mercados internos, con múltiples proveedores que rivalizan en el aseguramiento y la atención sanitaria, ha podido generar presiones competitivas que reducen costes. Sin embargo, su impacto puede depender, en gran medida, de cuál sea la regulación del conjunto del sistema. Condiciones no adecuadas podrían generar una presión reducida sobre el gasto público sanitario, o incluso derivar en un incremento de este (Lopez i Casanovas 2006). Estos resultados están en consonancia con los de Lechuga y Vieyra (2014), que resaltan como las reformas sanitarias implementadas en América Latina no han logrado mejorar la

coordinación entre los actores del sistema, es decir, superar su fragmentación institucional, lo que implica mayores costos en la provisión de servicios.

El porcentaje de gasto privado en el gasto sanitario total también aparece como un determinante positivo en la eficiencia del gasto público sanitario. Es posible que una mayor financiación privada reduzca las presiones sobre el gasto público sanitario, permitiendo que éste sea menor manteniendo el mismo nivel de resultados sanitarios, es decir, siendo más eficiente. En otra perspectiva, se suele argumentar que la demanda de atención sanitaria aumenta cuando los pacientes no asumen el costo de este (Puig-Junoy 1998, 2001).

También es posible encontrar evidencia de una relación positiva entre los procesos descentralizadores y la eficiencia sanitaria. Teóricamente, son variados los argumentos que apoyan esta relación positiva (ej. cercanía entre ciudadanos e instituciones públicas, mayor sensibilidad a sus preferencias, posibilidad de comparación, variedad de opciones públicas). Sin duda, algunas de estas innovaciones se han realizado, si tenemos en cuenta el escenario de férreo centralismo que caracterizaba a los sectores públicos sanitarios latinoamericanos antes de implementar los procesos de reforma. En un escenario de profundas disparidades regionales, las acciones públicas que promueven eficientemente un desarrollo humano (lo que incluye el factor sanitario) son aquellas descentralizadas que identifican las características de cada región y atienden a sus particularidades, así como aquellas que tienen en cuenta las condiciones financieras locales (Wesley de Almeida 2020). Por ejemplo, en el caso nicaragüense, que presenta una eficiencia sanitaria aceptable (por encima de la media), podría inclusive mejorar su impacto incluyendo factores como la etnia, reconociendo las particularidades de la población indígena (Yoshioka y Esparza 2009).

Por último, se identifica que una factura salarial alta del gobierno tiende a reflejarse en una eficiencia más baja. La existencia de costes salariales más altos aumenta los costes generales, y no siempre responde a una mayor productividad marginal de los trabajadores, especialmente en sectores que requieren mucha mano de obra, como el sanitario (Herrera y Pang 2005). También puede ser un síntoma de cierto grado de rigidez del gasto público total (incluido el sanitario), que a la larga afecta su eficiencia.

Referencias

- Adam, Antonis, Manthos Delis, y Pantelis Kammas. 2011. "Public Sector Efficiency: Leveling the Playing Field between OECD Countries". *Public Choice* 146 (1-2): 163-183. <https://doi.org/10.1007/s11127-009-9588-7>.
- Afonso, Antonio, Ludger Schuknecht, y Vito Tanzi. 2005. "Public Sector Efficiency: An International Comparison". *Public Choice* 123 (3): 321-347. <https://doi.org/10.1007/s11127-005-7165-2>.
- Afonso, António, y Miguel St. Aubyn. 2005. "Non-Parametric Approaches to Education and Health Efficiency in OECD Countries". *Journal of Applied Economics* 8 (2): 227-246. <https://doi.org/10.1080/15140326.2005.12040626>.
- Aigner, Dennis, Knox C. A. Lovell, y Peter Schmidt. 1977. "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models". *Journal of Econometrics* 6 (1): 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).
- Almeida, Celia. 2002. "Reforma de sistemas de servicios de salud y equidad en América Latina y el Caribe: Algunas lecciones de los años 80 y 90". *Cadernos de Saúde Pública* 18 (4): 905-925. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2002000400002>.
- Álvarez, Fernando, y Miguel St. Aubyn. 2012. "Government Spending Efficiency in Latin America: A Frontier Approach". Documento de Trabajo No. 2014/09, Development Bank of Latin America, Caracas.
- Atun, Rifat, Luiz Odorico Monteiro de Andrade, Gisele Almeida, Daniel Cotlear, T. Dmytraczenko, Patricia Frenz, Patricia Garcia, Octavio Gómez-Dantés, Felicia M. Knaul, Carles Muntaner, Juliana Braga de Paula, Felix Rígoli, Pastor Castell-Florit Serrate y Adam Wagstaff. 2015. "Health-System Reform and Universal Health Coverage in Latin America". *Lancet* 385 (9974): 1230-1247. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)61646-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)61646-9).
- Belotti, Federico, Silvio Daidone, Giuseppe Ilardi, y Vincenzo Atella. 2013. "Stochastic Frontier Analysis Using Stata". *Stata Journal* 13 (4): 719-758. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X1301300404>.
- Bhat, Vasanthakumar N. 2005. "Institutional Arrangements and Efficiency of Health Care Delivery Systems". *European Journal of Health Economics* 6 (3): 215-221. <https://doi.org/10.1007/s10198-005-0294-1>.

- BID (Banco Interamericano de Desarrollo). 2007. "Los pactos fiscales en América Latina". *Ideas para el desarrollo en las Américas (IDEA)* 12: 2–7.
- Borge, Lars-Erik, Torberg Falch, y Per Tovmo. 2008. "Public Sector Efficiency: The Roles of Political and Budgetary Institutions, Fiscal Capacity and Democratic Participation". *Public Choice* 136 (3–4): 475–495. <https://doi.org/10.1007/s11127-008-9309-7>.
- Carvajal Sánchez, Bernardo. 2016. "Un nuevo derecho administrativo de la salud para una paz durable en Colombia". En *La constitucionalización del derecho administrativo. Tomo II: el derecho administrativo para la paz*, editado por Efraín Alberto Montaña Plata y Andrés Fernando Ospina Garzón, 797–823. Bogotá: Universidad Externado de Colombia.
- Caudill, Steven B., y Jon M. Ford. 1993. "Biases in Frontier Estimation Due to Heteroscedasticity". *Economics Letters* 41 (1): 17–20. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(93\)90104-K](https://doi.org/10.1016/0165-1765(93)90104-K).
- Caudill, Steven B., Jon M. Ford, y Daniel M. Gropper. 1995. "Frontier Estimation and Firm-Specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroscedasticity". *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (1): 105–111. <https://doi.org/10.2307/1392525>.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) y UNICEF (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia). 2002. *La pobreza en América y el Caribe aún tiene nombre de infancia*. México: Editorial CEPAL y UNICEF.
- Clements, Benedict J., Christopher Faircloth y Marijn Verhoeven. 2007. "Gasto público en América Latina: Tendencias y aspectos clave de política". *Revista de la CEPAL* 93: 39–62.
- Cotlear, Daniel, Octavio Gómez-Dantés, Felicia Knaul, Atun Rifat, Ivana C H C Barreto, Oscar Cetrángolo, Marcos Cueto, Pedro Francke, Patricia Frenz, Ramiro Guerrero, Rafael Lozano, Robert Marten y Rocío Sáenz. 2015. "Overcoming Social Segregation in Health Care in Latin America". *Lancet* 385 (9974): 1248–1259. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)61647-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)61647-0).
- de la Maisonneuve, Christine, Rodrigo Moreno-Serra, Fabrice Murtin, y Joaquim Oliveira Martins. 2017. "The Role of Policy and Institutions on Health Spending". *Health Economics* 26 (7): 834–843. <https://doi.org/10.1002/hec.3410>.
- Debreu, Gerard. 1951. "The Coefficient of Resource Utilization". *Econometrica* 19 (3): 273–292. <https://doi.org/10.2307/1906814>.
- Farrell, Michael James. 1957. "The Measurement of Productive Efficiency". *Journal of the Royal Statistical Society Series A (General)* 120 (3): 253–290. <https://doi.org/10.2307/2343100>.
- Fleury, Sonia. 2002. *¿Universal, dual o plural? Modelos y dilemas de atención de la salud en América Latina*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo e Instituto Interamericano para el Desarrollo Social.
- Frenk, Julio, y Octavio Gómez-Dantés. 2018. "Health Systems in Latin America: The Search for Universal Health Coverage". *Archives of Medical Research* 49 (2): 79–83. <https://doi.org/10.1016/j.arcmed.2018.06.002>.
- Greene, William. 2001. "New Developments in the Estimation of Stochastic Frontier Models with Panel Data". *Efficiency Series Papers 2001/06*, University of Oviedo, Department of Economics, Oviedo Efficiency Group (OEG).
- Greene, William. 2003. "Simulated Likelihood Estimation of the Normal-Gamma Stochastic Frontier Function". *Journal of Productivity Analysis* 19 (2–3): 179–190. <https://doi.org/10.1023/A:1022853416499>.
- Greene, William. 2004. "Distinguishing between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems". *Health Economics* 13 (10): 959–980. <https://doi.org/10.1002/hec.938>.
- Greene, William. 2005. "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model". *Journal of Econometrics* 126 (2): 269–303. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.05.003>.
- Grigoli, Francesco, y Kapsoli Javier. 2013. "Waste Not, Want Not: The Efficiency of Health Expenditure in Emerging and Developing Economies". Documento de Trabajo No. 13/187, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Gupta, Sanjeev, y Marijn Verhoeven. 2001. "The Efficiency of Government Expenditure: Experiences from Africa". *Journal of Policy Modeling* 23 (4): 433–467. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(00\)00036-3](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(00)00036-3).
- Hadad, Sharon, Yossi Hadad, y Tzahit Simon-Tuval. 2013. "Determinants of Healthcare System's Efficiency in OECD Countries". *European Journal of Health Economics* 14 (2): 253–265. <https://doi.org/10.1007/s10198-011-0366-3>.
- Hadri, Kaddour. 1999. "Estimation of a Doubly Heteroscedastic Stochastic Frontier Cost Function". *Journal of Business and Economic Statistics* 17 (3): 359–363. <https://doi.org/10.1080/07350015.1999.10524824>.
- Hernández de Cos, Pablo, y Enrique Moral Benito. 2011. "Eficiencia y regulación en el gasto sanitario en los países de la OCDE". Documentos Ocasionales No. 1107, Banco de España, Madrid.
- Herrera, Santiago, y Gaobo Pang. 2005. "Efficiency of Public Spending in Developing Countries: An Efficiency Frontier Approach". Policy Research Working Paper Series 3645, World Bank.
- Hollingsworth, Bruce, y John Wildman. 2003. "The Efficiency of Health Production: Reestimating the WHO Panel Data Using Parametric and Non-Parametric Approaches to Provide Additional Information". *Health Economics* 12 (6): 493–504. <https://doi.org/10.1002/hec.751>.

- Jondrow, James Lovell, C. A. Knox, Ivan S. Materov, y Peter Schmidt. 1982. "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model". *Journal of Econometrics* 19 (2-3): 233-238. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90004-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90004-5)
- Koopmans, Tjalling C. 1951. "Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities". En *Activity Analysis of Production and Allocation*, editado por T. C. Koopmans, 33-97. Nueva York: Wiley.
- Kumbhakar, Subal C. 2010. "Efficiency and Productivity of World Health Systems: Where Does Your Country Stand?" *Applied Economics* 42 (13): 1641-1659. <https://doi.org/10.1080/00036840701721588>.
- Kumbhakar, Subal C., y Lovell C. A. Knox. 2000. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Londoño, Juan Luis, y Julio Frenk. 1997. "Pluralismo estructurado: Hacia un modelo innovador para la reforma de los sistemas de salud en América Latina. 1997". Documento de Trabajo 153, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Lechuga Montenegro, Jesús Romero, y Waldo Ivan Vieyra Romero. 2014. "Las reformas de salud en América Latina". *Entrevistas: Diálogos en la Sociedad del Conocimiento* 2 (4): 151-162. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=457645126003>.
- Lopez i Casanovas, Guillem. 2006. "El papel del seguro sanitario y de la medicina privada en los sistemas públicos de salud". *Humanitas* 14: 4-5.
- Machado, Roberto. 2006. "¿Gastar más o gastar mejor? La eficiencia del gasto público en América Central y República Dominicana". Washington, DC: BID.
- Mandl, Ulrike, Adriaan Diery y Fabienne Ilzkovitz. 2008. "The Effectiveness and Efficiency of Public Spending". *European Economy—Economic Papers* No. 301, Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission.
- Meeusen, Wim, y Julien van den Broeck. 1977. "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error". *International Economic Review* 18 (2): 435-444. <https://doi.org/10.2307/2525757>
- Melgen-Bello, Lety, y Carmen García-Prieto. 2017. "Análisis de la eficiencia del gasto sanitario de los países de América Latina y el Caribe". *Salud Pública de México* 59 (5): 583-591. <https://doi.org/10.21149/7816>.
- Mellander, Erik, y Bengt-Christer Ysander. 1988. "What Can Input Tell about Output? Analyzing Productivity and Efficiency in the Absence of Output Measures". Working Paper Series 189, Research Institute of Industrial Economics, Estocolmo.
- Mendes, Wesley de Almeida, Marco Aurélio Marques Ferreira, Evandro Rodrigues de Faria, y Luiz Antônio Abrantes. 2020. "Desenvolvimento humano e desigualdades regionais nos municípios brasileiros". *Latin American Research Review* 55 (4): 742-758. <https://doi.org/10.25222/larr.555>.
- Moncayo, Edgard. 2006. "La transformación del Estado en América Latina: Una perspectiva económica desde los países andinos". *Revista Opera* 6 (6): 5-25.
- OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos). 2015. *Regulatory Policy Outlook 2015* [Panorama de la Política Regulatoria de la OCDE 2015]. <https://doi.org/10.1787/9789264238770-en>.
- Ogloblin, Constantin. 2011. "Health Care Efficiency across Countries: A Stochastic Frontier Analysis". *Applied Econometrics and International Development* 11 (1): 5-14.
- Organización Mundial de la Salud. 2000. "Informe sobre la salud en el mundo 2000: Mejorar el desempeño de los sistemas de salud". (No. A53/4). Ginebra: OMS.
- Oxley, Howard, y Maitland MacFarlan. 1994. "Health Care Reform Controlling Spending and Increasing Efficiency". Documento de Trabajo No. 149, OECD Economics Department, París.
- PAHO (Organización Panamericana de la Salud) y WHO (Organización Mundial de la Salud). 2012. "Salud en las Américas 2012. Edición de 2012. Panorama regional y perfiles de país". Publicación Científica y Técnica No. 636, PAHO y OMS.
- Pedersen, Kjeld Møller. 2002. "The World Health Report 2000: Dialogue of the Deaf?" *Health Economics* 11 (2): 93-101. <https://doi.org/10.1002/hec.691>.
- Pinilla-Rodríguez, Diego Enrique, Juan de Dios Jiménez Aguilera, y Roberto Montero Granados. 2016. "Descentralización fiscal y crecimiento económico: La experiencia reciente de América Latina". *Desarrollo y Sociedad* 77: 11-52. <https://doi.org/10.13043/dys.77.1>.
- Pinto, Diana, Rodrigo Moreno-Serra, Gianluca Cafagna, y Laura Giles Alvares. 2018. "Un gasto eficiente para vidas más sanas". En *Mejor gasto para mejores vidas: Cómo América Latina y el Caribe puede hacer más con menos*, editado por Alejandro Álvarez Izquierdo, Carola Pessino y Guillermo Vuletin, 10:161-197. S.l.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Pitt, Mark M., y Lung-Fei Lee. 1981. "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry". *Journal of Development Economics* 9 (1): 43-64.
- Puig-Junoy, Jaume. 1998. "Measuring Health Production Performance in the OECD". *Applied Economics Letters* 5 (4): 255-259. <https://doi.org/10.1080/135048598354933>.
- Puig-Junoy Jaume. 2001. "Mecanismos de copago en servicios sanitarios: Cuándo, cómo y porqué". *Hacienda Pública Española* 158: 105-134.

- Tajnikar, Maks, y Petra Došenović Bonča. 2007. "Differences between Health Care Systems and the Single European Health Care Market". *Journal of Economics and Business* 25 (2): 309–324.
- Tanzi, Vito. 2000. "El papel del Estado y la calidad del sector público". *Revista de la CEPAL* 71: 7–22.
- Varabyova, Yauheniya, y Julia-Maria Müller. 2016. "The Efficiency of Health Care Production in OECD Countries: A Systematic Review and Meta-analysis of Cross-Country Comparisons". *Health Policy* 120 (3): 252–263. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2015.12.005>.
- WHO (Organización Mundial de la Salud). 2010. Informe sobre la salud en el mundo. la financiación de los sistemas de salud: el camino hacia la cobertura universal. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/44373>
- WHO (Organización Mundial de la Salud). S.f. *Indicator Metadata Registry List: Domestic Private Health Expenditure (PVT-D) as Percentage of Current Health Expenditure (CHE) (%)*. <https://www.who.int/data/gho/indicator-metadata-registry/imr-details/4953>.
- Wiesner, Eduardo. 2002. "La evaluación de resultados en la modernización del Estado en América Latina". *Revista de Economía Institucional* 4 (6): 132–152.
- Wranik, Dominika. 2012. "Healthcare Policy Tools as Determinants of Health-System Efficiency: Evidence from the OECD". *Health Economics, Policy and Law* 7 (2): 197–226. <https://doi.org/10.1017/S1744133111000211>.
- Yoshioka, Hirotohi, y Juan Carlos Esparza Ochoa. 2009. "Desigualdad socioeconómica y mortalidad infantil en Nicaragua: ¿Una cuestión étnica?" *Latin American Research Review* 44 (1): 199–217. <https://doi.org/10.1353/lar.0.0066>.

Diego E. Pinilla-Rodríguez es abogado, administrador público y especialista en gestión pública. Es doctor por el Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Granada (España) y docente e investigador de la Universidad Nacional de Chimborazo (Ecuador). Es editor jefe de *KAIRÓS*, revista de ciencias económicas, jurídicas y administrativas (ISSN 2631–2743).

Juan de Dios Jiménez-Aguilera es licenciado en ciencias económicas y empresariales y doctor en ciencias económicas. Es catedrático de la Universidad de Granada (España) en el Departamento de Economía Aplicada.

Roberto Montero-Granados es licenciado en administración y dirección de empresas y doctor en ciencias económicas. Es profesor titular de la Universidad de Granada (España) en el Departamento de Economía Aplicada.

Cite this article: Pinilla-Rodríguez, Diego E., Juan de Dios Jiménez-Aguilera, and Roberto Montero-Granados (2023). Determinantes de la eficiencia del gasto público sanitario en Latinoamérica: Una evaluación de frontera estocástica. *Latin American Research Review* 58, 908–926. <https://doi.org/10.1017/lar.2023.26>