



Benchmarking en el Sector de Saneamiento de Brasil: Una Aplicación de Fronteras Estocásticas con Datos de Panel

*Benchmarking in the sanitation sector in Brazil:
An application of stochastic frontier panel data*

MARIANA DE SANTIS

*Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad Nacional de Córdoba
mdsantis@eco.unc.edu.ar*

DAMIÁN HALABI

*Quantum
dhalabi@quantumamerica.com*

RESUMEN

En este estudio se estima la eficiencia técnica de los costos de operación y mantenimiento de las prestadoras de agua potable y saneamiento en Brasil, utilizando los datos del Sistema Nacional de las Informaciones sobre Saneamiento (SNIS) durante 2004 y 2008. Se estima una función de distancia orientada hacia los insumos empleando el modelo de verdaderos efectos aleatorios (TRE). Adicionalmente, a partir de los resultados del modelo, se obtiene el cambio en la productividad total de los factores en el periodo y se efectúa su descomposición en diferentes fuentes. Los resultados indican que, en promedio, la eficiencia del costo operativo experimentó un incremento anual superior al 2%, controlando por indicadores de la producción y por la dispersión de la red y porcentajes de aguas tratadas. La eficiencia estimada por TRE presenta una baja correlación con la obtenida por el modelo de efectos aleatorios como resultado de asignar la heterogeneidad a la constante del modelo. En cuanto a la variación de la PTF, se aprecia una significativa reducción atribuible al cambio técnico y a la eficiencia de escala, resultado coherente con la reducida tasa de cobertura del sector.

Palabras clave: Eficiencia Técnica, Función Distancia, Verdaderos Efectos Aleatorios, Agua y Saneamiento, Brasil.

Códigos JEL: C33, D24, L95.



ABSTRACT

In this study the technical efficiency of operation and maintenance costs of the providers of water and sanitation in Brazil is estimated using data from the National System of Information on Sanitation (SNIS) during 2004 and 2008. An input distance function is estimated by true random effects (TRE). In addition, the change in total factor productivity in the period and its decomposition into different sources is obtained. The results indicate that, in average, operating cost efficiency showed an annual increase of over 2%, controlling for indicators of production, network dispersion and percentages of treated water. The estimated efficiency by TRE has a low correlation with that obtained by the traditional random effects model due to not assigning the heterogeneity to the constant of the model. In regard with TFP variation in the period, a significant reduction attributable to technical change and scale efficiency is observed; consistent with the low coverage rate of the sector.

Keywords: technical efficiency, distance function, true random effects, water and sanitation, Brazil

JEL codes: C33, D24, L95

I. INTRODUCCIÓN

Los estudios de eficiencia de empresas de industrias reguladas son fundamentales para asegurar una buena gestión de las firmas, a la vez que proveen información crítica a los reguladores en el proceso de fijación de tarifas que reflejen el costo competitivo y conduzcan a la asignación eficiente de los recursos. El benchmarking, como se ha popularizado el estudio y la aplicación de los métodos de cuantificación de la eficiencia relativa de las unidades de producción de una industria, brinda numerosas posibilidades para medir las fronteras de producción y/o de costos. En este contexto, la estimación de fronteras estocásticas se ha convertido en una práctica usual para el análisis de la performance de diferentes industrias y especialmente para las prestadoras de servicios públicos en redes.¹ Este enfoque resulta

1. El cálculo de eficiencia técnica empleando el método de la envolvente de datos (DEA) es aplicado también en numerosos estudios, tanto académicos como de uso regulatorio en las industrias de redes. No obstante, este trabajo se enfoca en la estimación de una frontera estocástica con la intención de aplicar técnicas de datos en panel y de controlar el efecto de variables exógenas, aspectos para los cuales el enfoque DEA no presenta aun un abordaje contundente. Para un análisis de las ventajas y desventajas de los enfoques DEA y paramétricos puede verse Coelli (2012).

atractivo para los economistas, ya que se basa en los fundamentos de la teoría de la producción y de los costos y para analistas, técnicos y reguladores, a quienes les provee de información útil para el diseño y monitoreo de políticas. Desde el punto de vista de la estimación econométrica, la estimación de fronteras estocásticas presenta distintas variantes y desafíos, especialmente cuando se analizan datos con estructura de panel. Cuando se trabaja con datos de panel, 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. Tradicionalmente, los modelos de datos de panel con efectos aleatorios y fijos se basaron fundamentalmente en Schmidt y Sickles (1984) y Pitt y Lee (1981), que comparten el supuesto de invariancia en el tiempo del error de ineficiencia.² Posteriormente, con las propuestas de Greene (2004) de los modelos de verdaderos efectos fijos y verdaderos efectos aleatorios (TFE y TRE por sus iniciales en inglés) se ha avanzado en cuanto a no restringir la libre variabilidad del término de error sistemático. El principal aporte de los modelos TFE y TRE es posibilitar la depuración de la ineficiencia gerencial del impacto de características individuales. El modelo TFE considera que dichas características son fijas e invariantes en el tiempo y presenta las desventajas de admitir solamente variables que no sean constantes en el tiempo, pudiendo además sobreestimar la eficiencia (Greene, 2004). El modelo de 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.

En este estudio se estima la eficiencia técnica de las prestadoras de agua potable y saneamiento en Brasil utilizando los datos del Sistema Nacional de las Informaciones sobre Saneamiento (SNIS) durante 2004 y 2008³ a partir de una función de distancia orientada hacia los insumos empleando el modelo TRE. Adicionalmente, a partir de los resultados del modelo, se obtiene el cambio en la productividad total de los factores en el periodo y se efectúa su descomposición en diferentes fuentes. El estudio adquiere relevancia en el marco de la reorganización del sector de agua y saneamiento, en el cual se viene avanzando en la implementación de regulación tarifaria basada en incentivos. En este contexto, la determinación de

2. Si bien hubo aportes para modelar el comportamiento de la ineficiencia en el tiempo, como el de Battese y Coelli (1992) no se permite la libre variabilidad del error de ineficiencia.

3. Detallados en el la sub-sección III.3.

los costos de operación y mantenimiento de las prestadoras a ser tenidos en cuenta para la fijación de las tarifas se realiza en base a la comparación de los costos de otras prestadoras. En tal sentido, resulta imperioso conocer la performance de las empresas del sector en los últimos años para tomar decisiones fundamentadas en cuanto al nivel de costos eficientes y la fijación de metas de inversión y expansión del servicio en el futuro. Al respecto, Berg (2010) señala que los estudios de eficiencia comparativa o benchmarking son esenciales en el sector de agua y saneamiento, ya que si los tomadores de decisiones no saben dónde han estado o dónde están, resulta imposible establecer objetivos razonables para el desenvolvimiento futuro. Además, manifiesta que los operadores sólo pueden manejar aquello que pueden medir y es por ello que los reguladores de todos los niveles de gobierno (municipal, provincial y nacional) necesitan conocer el desempeño relativo de las organizaciones.

La eficiencia de las prestadoras del servicio de agua y saneamiento en Brasil ha sido el objetivo principal de diferentes estudios. Entre ellos se destaca el de Tupper y Resende (2004), quienes emplean el método DEA con rendimientos variables para obtener la eficiencia de 20 prestadoras brasileñas de agua y saneamiento entre 1996 y 2006. Estos autores realizan un análisis del impacto de la heterogeneidad de las prestadoras sobre la eficiencia y encuentran que la densidad de la red y las pérdidas tienen un efecto estadísticamente significativo. Posteriormente, Souza, de Faria y Moreira (2008) estiman una frontera de costos Cobb-Douglas empleando un panel de 342 prestadoras brasileñas entre 2002 y 2004. Si bien los autores estiman una frontera estocástica incluyendo explícitamente el tiempo como una variable en el modelo, no aplican técnicas de datos de panel. Entre los estudios más recientes se destaca el de Ferro et al. (2014), quienes estiman una función de costos translogarítmica empleando la variante de Battese y Coelli (1992) del modelo de efectos aleatorios, empleando un panel de datos del Sistema Nacional de las Informaciones sobre Saneamiento (SNIS) durante 2003 y 2010. Este trabajo incluye una interesante revisión sobre los antecedentes de estudios de eficiencia realizados en el sector de agua y saneamiento en Brasil empleando tanto DEA como fronteras paramétricas. Los autores ponen énfasis en las diferencias favorables en los costos de las prestadoras regionales en relación con las locales, recomendando la regionalización del servicio. Por el contrario, no encuentran diferencias significativas entre los costos de las prestadoras públicas respecto de las que están en

manos privadas. El estudio de Ferro et al. (2014) muestra rigurosidad en el planteo de la función de costes y en la introducción de las restricciones entre sus parámetros. No incluye los costes de capital y aproxima los productos con la cantidad de clientes del servicio de agua y la cobertura del servicio de saneamiento, además de controlar el efecto de variables ambientales y regionales. No obstante, al basarse en un modelo de efectos aleatorios, supone que la ineficiencia de las prestadoras incluye las disparidades y heterogeneidades no observadas. Además, supone que la ineficiencia evolucionó de la misma manera para todas las unidades prestadoras incluidas en la muestra, supuesto fuerte para un periodo de ocho años y compuesto por empresas heterogéneas. En el presente estudio se estima la eficiencia de las prestadoras de agua y saneamiento de Brasil empleando la misma base de datos de Ferro et al. (2014) empleando una metodología superadora que permite la variabilidad de la eficiencia de las prestadoras en cada periodo y depura la eficiencia del impacto de factores aleatorios. La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección II se reseñan las principales modificaciones regulatorias en el sector de agua y saneamiento en Brasil en la última década; en la sección III se presentan los datos empleados y el modelo utilizado para la estimación de la eficiencia y los cambios en la PTF; en la sección IV se discuten los resultados de las estimaciones y en la sección V se presentan las conclusiones del estudio.

II. EL SECTOR DE AGUA Y SANEAMIENTO EN BRASIL

En Brasil el sector de Saneamiento incluye los servicios de abastecimiento de agua potable, alcantarillado sanitario, limpieza urbana y manejo de los residuos sólidos, drenaje y manejo de las aguas pluviales urbanas, a diferencia del resto de los países latinoamericanos donde Saneamiento suele referirse solamente al servicio de alcantarillado sanitario. Este trabajo está referido al sector de Agua y Saneamiento, que incluye el abastecimiento de agua potable y los servicios de alcantarillado sanitario.

En Brasil, la prestación de los servicios de abastecimiento de agua potable y saneamiento⁴ es realizada por más de 1500 prestadores en todo el país, quienes atienden a una población cercana a los 170 millones de habitantes. Para el año 2015 el 82,5% de los brasileños eran abastecidos

4. En Brasil el significado de saneamiento se refiere a los servicios de abastecimiento de agua potable, alcantarillado sanitario, limpieza urbana y manejo de los residuos sólidos, drenaje y manejo de las aguas pluviales urbanas.

con agua tratada, siendo cerca de 35 millones los brasileños que todavía no disponían de acceso a este servicio básico. En relación al servicio de alcantarillado sanitario, sólo el 48,6% de la población disponía de acceso, es decir, que más de la mitad de los brasileños todavía carecían del servicio.⁵

El sector de agua y saneamiento cobra relevancia por varios motivos. En primer lugar, por la importancia de contar con estos servicios y su impacto sobre la salud de los individuos y sobre la salud pública y, en segundo lugar, por la magnitud de los recursos destinados a los servicios en cuestión y necesarios para su universalización requerirían inversiones cercanas a los USD 150 mil millones.⁶

Desde hace varios años, el gobierno brasileño está trabajando en la definición de políticas que mejoren la situación adversa del sector. Dentro de ellas, se destaca la aprobación en el año 2007 de la Ley N° 11.445, denominada Ley de Directrices Nacionales de Saneamiento Básico (LNSB). Dicha ley establece las directrices nacionales y la política federal para los servicios vinculados al saneamiento básico, siendo sus principales principios: la universalización de los servicios, la eficiencia y sustentabilidad económica de los mismos, y la adopción de medidas de fomento en la moderación del consumo de agua.

Como medidas particulares relacionadas con el presente trabajo, se destaca la exigencia de definir, por parte de los titulares del servicio, la entidad responsable por la regulación y fiscalización de las prestadoras de servicios, bajo los principios de independencia, transparencia y con decisión técnica.

En numerosos artículos de la ley N° 11.445 las características de eficiencia en la prestación y regulación de los servicios públicos son explicitadas, como por ejemplo: “*definir tarifas que aseguren tanto el equilibrio económico y financiero de los contratos como la equidad tarifaria, mediante mecanismos que induzcan la eficiencia y eficacia de los servicios y que permitan la apropiación social de las ganancias de productividad*”. Capítulo V De la Regulación, Art. 21, ítem IV.

5. Los valores mencionados fueron publicados por el Instituto Trata Brasil (Organización de la Sociedad Civil de Interés Público), formado por empresas con interés en los avances del abastecimiento de agua potable, saneamiento y en la protección de los recursos hídricos del país.

6. Según estimaciones contenidas en el “Plan Nacional de Saneamiento Básico (PLANSAB)”.

Con relación a la metodología de productividad utilizada el Decreto 7217/2010 establece que los factores de productividad sean “definidos con base en indicadores de otras empresas del sector” (Sección III - Subsección III, Art. 51, § 3o) introduciendo la posibilidad de utilizar el benchmarking para comparar la eficiencia del prestador.

Puede observarse que en varios artículos de la Ley N° 11.445 y su reglamento, se destaca la importancia de incorporar en la determinación de las tarifas: los costos eficientes vinculados a la prestación de los servicios, así como, mecanismos para compartir las ganancias de productividad con los usuarios. Ambos elementos son fundamentales para que las tarifas resultantes sean justas, razonables y permitan la expansión del servicio.

A pesar de que la nueva legislación está vigente desde inicios del año 2007, escasos reguladores estatales definieron sus regímenes tarifarios incluyendo los conceptos de productividad y eficiencia. En la gran mayoría de las prestadoras, la metodología tarifaria continúa estando basada en el mecanismo tradicional de costo del servicio (establecido por el Plan Nacional de Saneamiento – Planasa, desde 1971), el cual no incentiva la eficiencia en la prestación de los servicios. Además, solamente se definieron métodos para estimar los costos eficientes de prestación del servicio y estimar las ganancias de productividad para no más de 5 prestadores –entre ellos los de Brasilia, San Pablo y Ceará-, sobre un total de 1500. Sin embargo, dichos métodos presentan falencias en relación a los aspectos básicos de la estimación de la eficiencia comparada, entre los cuales se pueden mencionar:

- Que sean métodos que consideren la complejidad y características particulares del sector de agua y saneamiento;
- Que incorporen la mayor cantidad de información disponible de empresas comparables, sin recurrir a una selección arbitraria en la definición de la muestra;
- Que posibiliten incorporar el impacto de las variables ambientales que afectan a los diferentes prestadores.

Básicamente, el sector de agua potable y saneamiento requiere de técnicas de benchmarking que permitan estimar las eficiencias en los costos y las ganancias de productividad de los prestadores, las cuales posibilitarán

cumplir con los objetivos planteados en la Ley N° 11.455, principalmente en lo relacionado a la eficiencia, la sustentabilidad económica y la universalización del sector.

Estas técnicas de benchmarking deben ser correctamente definidas, eliminando las comparaciones incompletas e incorporando los efectos de las variables ambientales que afectan a los prestadores. Las variables ambientales son aquellas que afectan el desempeño y los costos de las prestadoras y son determinadas exógenamente, por lo que no están bajo control gerencial. Como ejemplos típicos pueden mencionarse el nivel de precios de los factores. El nivel salarial pagado por las prestadoras está determinado en parte por el costo de oportunidad de los trabajadores. En consecuencia, es de esperar que aquellas unidades que se desempeñan en zonas donde el mercado laboral es más competitivo afronte costos salariales más elevados en relación a las que operan en regiones más deprimidas. A igualdad de condiciones, las unidades ubicadas en zonas más dinámicas y con mayor competitividad presentarán costos mayores y menor eficiencia que sus pares de regiones con menores costos de oportunidad laboral, de allí la importancia de incorporar explícitamente estos efectos en los modelos.

De esta forma, serán de utilidad no sólo para definir tarifas justas y razonables, sino también, para generar información de valor para los prestadores en relación a la calidad de su gestión, incentivándolos a alcanzar una mayor eficiencia en su operación.

En los pocos casos donde fue definida una metodología en cumplimiento con la Ley N° 11.445, los métodos para determinar los costos operacionales eficientes, así como, la ganancia de productividad, fueron diversos y con gran potencial de mejora. Dentro de los aspectos a mejorar se destacan:

- La muestra debe ser representativa de la población, evitando arbitrariedades en la selección de la misma.
- Se debe conocer el nivel de aproximación de la estimación para el método elegido.
- Deben ser considerados los efectos de las variables ambientales sobre los costos de la empresa.

En el presente estudio se aplica la metodología para determinar conjuntamente la eficiencia y la variación de la productividad para los prestadores del servicio de abastecimiento de agua potable y saneamiento en Brasil, que supera las falencias observadas en las metodologías aplicadas actualmente.

III. EL MODELO

III.1. La función distancia

Para estimar la eficiencia técnica se adoptó un enfoque paramétrico, aplicando técnicas de estimación modernas adecuadas para paneles de datos debido a la disponibilidad de datos de numerosas variables y empresas. Fue posible contrastar hipótesis significativas en relación a la variación de la eficiencia a lo largo del tiempo mediante la estimación de modelos de paneles con eficiencia variante en el tiempo, como los de verdaderos efectos fijos (TFE) y verdaderos efectos aleatorios (TRE), sugeridos por William Greene (2008). Se especificó una función de distancia estocástica orientada hacia los insumos, en razón de que esta función presenta ventajas en relación a las funciones de producción y costos, ya que permite incorporar múltiples productos obtenidos con insumos comunes -a diferencia de la función de producción, que sólo admite un único producto; no impone el supuesto de conducta minimizadora de costos y evita el problema de endogeneidad de los precios de los insumos (Coelli et al., 2003). Nótese que a partir de la función distancia se obtienen estimaciones de eficiencia técnica, es decir, de la capacidad de las empresas para obtener un determinado nivel de producción con la mínima cantidad posible de insumos. Esta medida de eficiencia no incorpora los precios de los insumos ni cuestiona la combinación en que éstos se emplean, a diferencia de la eficiencia económica, que indica la capacidad de las empresas para obtener un determinado nivel de producción incurriendo en el mínimo costo. La eficiencia económica implica la eficiencia técnica y también la eficiencia asignativa, definida como la habilidad para combinar óptimamente los insumos, dados sus precios. La función distancia puede considerarse como una función de producción con más de un producto, por lo que resulta muy apropiada para estimar la eficiencia de las empresas que prestan servicios en red, las cuales son reguladas y no siempre pueden ajustar su producción para alcanzar la maximización del beneficio. Adicionalmente, al admitir más de un producto en su formulación,

su aplicación a industrias multiproductos como la de agua y saneamiento resuelve la limitación de la función de producción.

III.1.a. Función distancia empírica

Una función de distancia orientada hacia los insumos se define como:⁷

$$D_I(x, y)$$

donde D_I es la distancia desde la ubicación de una empresa hasta la frontera de producción, x es el vector de insumos e y el vector de productos de la empresa. D_I asume valores mayores o iguales que uno. Cuanto más alejada, más ineficiente es la empresa y mayor la distancia. En el caso que la firma esté ubicada en la frontera de producción su ineficiencia es igual a 0 y la distancia es igual a 1.

La función de distancia posee la propiedad de homogeneidad de grado 1 en los insumos, es decir, si las cantidades de insumos son multiplicadas por una constante positiva, la función de distancia también queda multiplicada por dicha constante:

$$D_I(\lambda x, y) = \lambda D_I(x, y)$$

Haciendo $\lambda = \frac{1}{x_k}$, siendo x_k uno de los insumos integrantes del vector x , se obtiene:

$$\frac{1}{x_k} D_I(x, y) = D_I\left(\frac{x}{x_k}, y\right) \quad (1)$$

Suponiendo que la función de distancia presenta una forma multiplicativa o lineal en logaritmos y es estocástica, entonces el segundo término de la igualdad anterior puede expresarse de la siguiente manera:

$$D_I\left(\frac{x}{x_k}, y\right) = D_I\left(\frac{x}{x_k}, y, \beta\right) \cdot \exp(v) \quad (2)$$

donde β es el vector de parámetros de la tecnología a estimar y v

7. Esta sección se basa en Harold O. Fried, C. A. Knox Lovell, y S. Schmidt Shelton (2008). "The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change" en *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change* editado por Harold O. Fried, C. A. Knox Lovell, y Shelton S. Schmidt, Oxford University Press y en Bogetoft, P. y Otto, L. (2010). *Benchmarking with DEA, SFA and R*, Springer, cap. 8.

representa los desvíos aleatorios respecto de la frontera. Incorporando la expresión (2) en (1) y tomando logaritmos en ambos miembros se tiene:

$$\ln\left(\frac{l}{x_k}\right) + \ln(D_I(x,y)) = \ln\left(D_I\left(\frac{x}{x_k}, y, \beta\right)\right) + v \quad (3)$$

Dado que $\ln D_I(x,y) = u$, siendo u el error que representa el desvío de la empresa desde la frontera atribuido exclusivamente a la ineficiencia, la expresión anterior asume la siguiente forma:

$$-\ln x_k = \ln D_I\left(\frac{x}{x_k}, y, \beta\right) + v - u \quad (4)$$

Para estimar la función de distancia, es necesario definir una forma funcional para (4). En este estudio se optó por una formulación translogarítmica que incluye, además de los parámetros tradicionales, el efecto del tiempo. Una ventaja de este tipo de formulación es que permite estimar la variación de la productividad total de los factores durante el periodo bajo análisis y descomponerla entre diferentes efectos, para separar el impacto de la eficiencia propiamente dicha de la evolución de la tecnología y de los efectos relacionados con la escala de producción.

En (5) se presenta la función de distancia estocástica translogarítmica ampliada, que incluye productos, insumos, variables ambientales y la componente temporal con la propiedad de homogeneidad de grado uno en los insumos incorporada:

$$\begin{aligned} -\ln x_{kit} = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^{K-1} \alpha_k (\ln x_{kit} - \ln x_{kit}) + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln y_{mit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{j=1}^{K-1} \alpha_{kj} (\ln x_{kit} - \ln x_{kit}) (\ln x_{jit} - \ln x_{kit}) \\ & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln y_{mit} \ln y_{nit} + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \gamma_{mk} \ln x_{kit} \ln y_{mit} \\ & + \sum_{k=1}^{K-1} \delta_{kt} \ln x_{kit} t + \sum_{m=1}^M \varphi_{mt} \ln y_{mit} t + \lambda_1 t + \frac{1}{2} \lambda_{11} t^2 \\ & + \sum_{q=1}^Q \theta_q \ln z_{qit} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

donde x e y son, respectivamente, los insumos y productos; k y m son los sub-índices referidos a los K insumos y M productos; t es una variable temporal que denota el periodo a que se refiere cada observación y asume valores de 1 a T ; z son las Q variables ambientales; u_{it} corresponde al error de ineficiencia; v_{it} representa los errores aleatorios; x_k insumo considerado como base para imponer la condición de homogeneidad de grado 1 de la función de distancia.

A partir de la ecuación (5) es posible obtener el cambio en la productividad total de los factores (CPTF) entre dos periodos. Siguiendo a Coelli et al. (2003), a partir de la función de distancia con variable temporal puede obtenerse el CPTF de la siguiente manera:

Cambio en la Eficiencia Técnica (CET)	Evolución Técnica (ET)	Productividad atribuida al uso de la Escala (GE)
------------------------------------------------	------------------------------	--------------------------------------------------------

$$\ln \left(\frac{PTF_{i1}}{PTF_{i0}} \right) = \ln \left(\frac{ET_{i1}}{ET_{i0}} \right) + \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial d_{i0}}{\partial t} \right) + \left(\frac{\partial d_{i1}}{\partial t} \right) \right] + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N [(EE_{i0}\epsilon_{ji0} + EE_{i0}\epsilon_{ji1})(y_{ji1} - y_{ji0})] \quad (6)$$

donde $\epsilon_{it} = \sum_{m=1}^m \epsilon_{mit}$ y $FE_{it} = \frac{\epsilon_{it+1}}{\epsilon_{it}}$

La expresión (6) indica que el CPTF entre dos periodos está conformado por tres componentes: el cambio en la eficiencia técnica (CET), la evolución técnica (ET) y la ganancia de productividad atribuida al uso de la escala (GE). El término CET se obtiene como la variación en el porcentaje de eficiencia a partir de la estimación de los términos de error u_{it} . El segundo componente representa el cambio técnico exógeno reflejado en las disminuciones en las cantidades de insumos que tuvieron lugar en el periodo como consecuencia de la incorporación de mejoras tecnológicas por parte de las empresas. El último término captura las mejoras en la productividad derivadas de los ahorros en las cantidades de insumos posibilitados por una mayor escala de producción. En el anexo se presenta la derivación matemática de cada uno de los componentes mencionados.

III.2 Metodología de estimación

Cuando las empresas son observadas durante varios periodos de tiempo, desde el punto de vista econométrico surgen algunos desafíos que deben tenerse en cuenta al momento de realizar la estimación de la función de distancia, cuyo objetivo principal es contar con estimaciones del término de error u_{it} que captura la ineficiencia. Dichos desafíos surgen porque los datos presentan variabilidad en dos direcciones: varían entre las empresas incluidas en el estudio y a lo largo de los periodos considerados.

Siguiendo a Greene (2008), el principal desafío a tener en cuenta cuando se dispone de un panel de datos⁸ es si la ineficiencia de las firmas es fija o cambia a lo largo del periodo estudiado. Deben tenerse en cuenta también las implicancias de realizar supuestos acerca de la distribución del error de ineficiencia, ya que los modelos que realizan supuestos mínimos son más robustos.

Se emplea el método de TRE que presenta la ventaja de separar el efecto de la heterogeneidad de las empresas de la ineficiencia.⁹ Este punto es muy importante puesto que las prestadoras de servicios de agua y saneamiento operan bajo condiciones muy diversas. En efecto, algunas atienden regiones más desarrolladas con predominio de población urbana, mientras que otras se caracterizan por prestar el servicio en condiciones precarias en zonas relegadas. Además del entorno en el que las prestadoras están inmersas, existen diferencias en la calidad de la gestión de quienes están a cargo de las unidades. En algunos casos se trata de servicios privatizados, con énfasis en los resultados, en tanto que en otros el servicio se presta en condiciones operativas precarias sin existencia de incentivos para recuperar los costos de producción y emplear las mejores prácticas. Al momento de estimar la eficiencia, los factores mencionados cobran importancia y deben ser explícitamente considerados. En efecto, las condiciones del entorno económico, social y geográfico en que opera una prestadora están fuera del ámbito de las decisiones de sus responsables. Se trata de factores exógenos que pueden o no favorecer la gestión, pero que son exógenos a la unidad de decisión. Por el contrario, incurrir en prácticas y procesos que demandan costos mayores a los que alcanzan unidades similares es asimilable a la ineficiencia y es un factor endógeno, en tanto puede modificarse con acciones tomadas por quienes son responsables de la gestión.

La diferencia entre heterogeneidad e ineficiencia arriba planteada no ha sido explícitamente incorporada en los modelos para estimar la eficiencia. En el caso de los primeros modelos de frontera estocástica con datos de panel, la ineficiencia fue asimilada a la heterogeneidad. Pitt e Lee (1982) y Cornwell, Schmidt y Sickles (1984) propusieron, respectivamente, los mo-

8. En el caso de que los errores u_{it} y v_{it} sean independientes entre sí y entre los individuos, entonces la información debe ser tratada como un pool de datos y no como un panel.

9. Amsler y Schmidt (2015) proponen un método alternativo sin efectuar supuestos distribucionales fuertes mediante el uso de instrumentos para identificar la heterogeneidad y la ineficiencia.

delos de efectos aleatorios y efectos fijos para la estimación de la eficiencia. Ambos modelos permiten estimar la eficiencia bajo el supuesto de que las diferencias en la producción de las empresas, neta del efecto de los insumos, se atribuyen a la capacidad gerencial. En otras palabras, la heterogeneidad es trasladada en su totalidad al término de error sistemático. Posteriormente, Greene planteó el modelo de verdaderos efectos fijos (TFE) que refina el modelo de efectos fijos tradicional mediante la separación de la heterogeneidad de las firmas capturada en los términos constantes, de la ineficiencia (ver detalles en Greene 2004 y 2008). Este modelo constituye un avance, en tanto permite diferenciar las variables exógenas de las unidades de producción de factores endógenos y obtener estimaciones de la eficiencia variantes en el tiempo. En los modelos loglineales la heterogeneidad no medida se captura en constantes para cada unidad de decisión que producen desplazamientos neutrales de la función de producción, aunque también puede incorporarse en la distribución del error sistemático, ya sea en la media o en la varianza. No obstante, el modelo de TFE también presenta limitaciones (Greene, 2003). En primer lugar, no admite variables que representen la heterogeneidad de las empresas que permanezcan constantes en el tiempo. En segundo lugar, sobreestima la eficiencia en los casos en que la ineficiencia se haya mantenido constante. Este último efecto se da cuando la ineficiencia se ha mantenido en el periodo analizado como una característica arraigada e inamovible de las empresas y en consecuencia, el modelo la considera como un efecto fijo similar a la ubicación geográfica o a la superficie del área de concesión, reduciendo el error de ineficiencia.

El modelo de verdaderos efectos aleatorios (TRE) resulta en una alternativa superadora para la estimación de la eficiencia empleando datos de panel. Propuesto por Greene (2004) para el análisis de la eficiencia de la producción de salud con un panel de datos de la Organización Mundial de la Salud, el autor señala que este modelo supera las desventajas de los anteriormente utilizados, 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. El modelo TRE ha sido empleado para estimar la eficiencia de las distribuidoras de electricidad suizas (Farsi et al., 2005), de bancos rurales y comunitarios en Ghana (Danquah et al., 2013) y de la demanda de energía en el sector manufacturero de Suecia (Lundgren et al., 2014).

III.2.a. El modelo TRE

Siguiendo a Greene (2004) la función de distancia a ser estimada por el modelo TRE puede representarse en la siguiente expresión:

$$-\ln x_{it} = (\alpha + w_i) + \beta \ln y_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

donde x_{it} y y_{it} representan, respectivamente, el insumo y los productos de la prestadora i en el momento t^{10} y los errores presentan las siguientes distribuciones:

$$\begin{aligned} v_{it} &\sim N[0, \sigma_v^2] \\ u_{it} &= |U_{it}| \quad |U_{it} \sim N[0, \sigma_u^2] \\ w_i &\sim N[0, \sigma_w^2] \end{aligned}$$

Se supone, además, que los tres errores no están correlacionados entre sí ni con el resto de los componentes del modelo. Nótese que los errores v_{it} capturan los desvíos del modelo por causas puramente aleatorias, atribuibles a la buena o mala suerte de las empresas, en tanto que los errores u_{it} representan la distancia o los desvíos de la producción de cada firma respecto de la frontera que no se deben a la aleatoriedad sino que son sistemáticos. Estos errores son el principal objetivo de la estimación del modelo y se asocian con la capacidad de gestión de las empresas en cada periodo. Por último, los errores w_i representan el efecto aleatorio específico de cada firma, invariante en el tiempo, que captura la heterogeneidad tratando a la constante como un parámetro aleatorio $(\alpha + w_i)$. Greene (2003, 2008) propone la estimación del modelo TRE empleando métodos de máxima verosimilitud simulada, en tanto la estimación de los errores de ineficiencia se computan empleando la tradicional formulación de Joskow et al. (1982).

III.3. Datos utilizados

Se emplearon los datos del Sistema Nacional de las Informaciones sobre Saneamiento (SNIS). El SNIS se sustenta en un banco de datos administrado por el Programa de Modernización del Sector de Saneamiento (PMSS), que contiene informaciones de carácter operativa, gerencial, finan-

10. La ecuación (7) es una versión simplificada del modelo, por ello no incluye términos cuadráticos, ya que se pone énfasis en el análisis del coeficiente aleatorio y en los errores.

ciera y de calidad, sobre la prestación de servicios de agua y saneamiento, así como, sobre los servicios de manejo de residuos sólidos urbanos. La información está disponible desde el año 1996 para 55 prestadores, conteniendo en el año 2014 información de 1513 prestadores del servicio de agua y saneamiento. Las principales variables de la base SNIS analizadas se listan en la Tabla 1.

Tabla 1: Base SNIS – Variables analizadas

Concepto	Unidad	Nombre de la variable
a Gastos con energía eléctrica	[R\$/año]	<i>ee</i>
b Gastos con productos químicos	[R\$/año]	<i>pq</i>
c Gastos en personal propio	[R\$/año]	<i>pp</i>
d Gastos con servicios de terceros	[R\$/año]	<i>st</i>
e Otros gastos de explotación	[R\$/año]	<i>od</i>
f Gastos con personal propio	[R\$/año]	<i>dpp</i>
g Cantidad total de empleados propios	[Empleado]	<i>ep</i>
Agua		
h Población total atendida con abastecimiento de agua	[Habitante]	<i>pop</i>
i Extensión de la red de agua	[km]	<i>rede</i>
j Cantidad de economías activas de agua	[Economías]	<i>ec</i>
k Volumen de agua tratado en eta(s)	[1.000m ³ /año]	<i>volt</i>
l Volumen de agua micromedido	[1.000m ³ /año]	<i>vmm</i>
Alcantarillado		
m Población total atendida con alcantarillado sanitario	[Habitante]	<i>popes</i>
n Extensión de red de alcantarillado	[km]	<i>redes</i>
o Cantidad de economías activas de alcantarillado	[Economías]	<i>eaes</i>
p Volumen de alcantarillado recolectado	[1.000m ³ /año]	<i>vesc</i>
q Volumen de alcantarillado tratado	[1.000m ³ /año]	<i>voles</i>

A partir de las variables mencionadas anteriormente, se definieron las variables enumeradas en la Tabla 2.

Tabla 2: Variables definidas

Concepto	Fórmula	Unidad	Nombre de la variable
r Costos Parcela A	$a+b$	[R\$/año]	<i>cta</i>
s Costos Parcela B	$c+d+e$	[R\$/año]	<i>opex</i>
t Costos totales	$r+s$	[R\$/año]	<i>ct</i>
u Salario	c/g	[R\$/año]	<i>w</i>
v Economías activas totales	$j+o$	[Economías]	<i>ect</i>
w Densidad de la red de agua	h/i	[habitante/km]	<i>dena</i>
x Densidad de la red de alcantarillado	m/n	[habitante/km]	<i>dene</i>
y Densidad total	$(h+m)/(i+n)$	[habitante/km]	<i>dens</i>
z % de economías de agua con servicio de alcantarillado	o/j	%	<i>cobe</i>
aa % volumen de alcantarillado tratado	q/p	%	<i>vect</i>

Los costos vinculados a la prestación del servicio fueron separados entre los costos operacionales y los costos de energía y material de tratamiento. Tanto el costo de energía eléctrica como el de material de tratamiento, dependen de: las características geográficas y climáticas en la que se encuentra cada empresa, la disponibilidad de agua superficial y subterránea, las características del suelo, etc. Dichas características condicionan la capacidad de las empresas en relación a la gestión de los insumos mencionados. Por ejemplo, un prestador que actúa en una zona árida con necesidad de abastecerse con aguas subterráneas tendrá costos en energía eléctrica y de materiales de tratamiento superiores a los de otro que dispone de agua superficial de buena calidad cerca de su área de actuación. Para explicar los costos destinados a energía eléctrica y material de tratamiento es necesario, en consecuencia, incorporar al modelo indicadores de la distancia a las fuentes de agua, de la calidad del agua disponible, de la profundidad de las napas aptas para el consumo, entre otros. En razón de ello, se incluyen únicamente los costos de personal, de administración y otros, que son de naturaleza homogénea y en consecuencia son comparables en términos de eficiencia. Es importante señalar que debido a las particularidades de los costos en energía y agua y tratamiento en algunos marcos regulatorios, como el del estado de Minas Gerais, dichos costos se tratan por separado de los costos operativos en la determinación de los costos operativos eficientes.

Para realizar el presente estudio fue utilizada la información disponible para el período 2004-2008. Se consideró desde el año 2004, ya que, las informaciones de años anteriores presentan algunas irregularidades, así como, menor representatividad de empresas.

La ley No 11.445, que incorpora importantes cambios en la metodología y criterios para la determinación de las tarifas del sector de agua y saneamiento, fue publicada el día 5 de enero de 2007, siendo recién en el año 2009 iniciadas las primeras discusiones para adaptar las metodologías de cálculo de tarifas a las nuevas exigencias introducidas por la ley, es por ello, que fue considerado el año 2008 como último año del período de análisis, ya que, hasta ese año no hubo efectos de la ley sobre la metodología tarifaria de los prestadores de Brasil.

Con base a las informaciones del período 2004-2008 y las variables detalladas en las Tabla 1 y Tabla 2, fueron aplicados los siguientes criterios para seleccionar las empresas que serán incorporadas en la muestra:

1. Empresas que proveen los servicios de abastecimiento de agua potable y alcantarillado sanitario con tratamiento;
2. Empresas con información de la extensión de la red de agua [km] para todos los años del período 2004-2008, exigiendo que la extensión de la red no descienda en el tiempo;
3. Los indicadores de las empresas seleccionadas que tengan comportamiento esperado. Para cada empresa de la base SNIS fue analizada la evolución de los indicadores relevantes, como: consumo promedio, dispersión de la red, relación entre tratamiento y recolección del alcantarillado sanitario, etc. El objetivo era identificar potenciales errores en los datos informados por los prestadores. En aquellos casos donde se identificaron valores atípicos, los mismos fueron descartados.

La primera condición es importante para garantizar la comparación prestadores que brindan los mismos servicios, caso contrario, las comparaciones serían inapropiadas. Con la segunda y tercera condición permiten eliminar aquellos datos erróneos que pudieran inducir a estimaciones incorrectas.

Aplicando los criterios mencionados arriba, se seleccionaron 690 observaciones pertenecientes a 137 empresas durante el período 2004-2008. El volumen de agua consumido según la muestra seleccionada, así como, la población atendida, representan aproximadamente el 80% del total de las informaciones publicadas por el SNIS (sin la aplicación de los criterios mencionados). Así, se dispone de un panel de datos que permite estimar el ranking de eficiencia y la evolución de la PTF de cada una de las empresas en el periodo analizado.

III.4. Resultados de las estimaciones

Se estimó una función distancia estocástica orientada hacia los insumos con los datos de la muestra antes descrita, empleando la técnica de datos de panel TRE. Para ello se utilizó el software LIMDEP 9.0. A partir de estos resultados se obtuvieron las estimaciones de eficiencia técnica y las variaciones anuales de la PTF para cada empresa de la muestra. Se especificaron tres modelos en las versiones Cobb-Douglas y translogarítmica.

Se estimaron distintos modelos empleando como insumo el OPEX y dos definiciones alternativas del producto, además de controlar el efecto de variables temporales y ambientales, es decir, aquellas que inciden en los costos de operación y están fuera del control de las prestadoras. Como indicadores alternativos de la producción de las prestadoras de agua y saneamiento se consideraron economías de agua y volúmenes tratados de agua y alcantarillado (Modelos 1 y 2) y economías activas totales y volúmenes tratados de agua y alcantarillado (Modelo 3). Es importante diferenciar las conexiones de las economías. Las primeras se refieren a los puntos de vinculación entre los clientes y la red, mientras que las segundas se refieren a las unidades que disponen del servicio. Por ejemplo, un edificio de diez departamentos dispone de una conexión a la red de agua potable y una de alcantarillado sanitario e incluye diez economías donde cada una posee un medidor de agua que permite su facturación individual por ambos servicios. El volumen de alcantarillado sanitario se estima como el 80% del volumen de agua consumido por un cliente. En los Modelos 1 y 2 se complementan con los volúmenes tratados de agua y saneamiento. Así, se incluyen la cantidad de usuarios y las cantidades de servicios consumidas. En el Modelo 3 se incluyeron las economías totales, que agrupan las economías de agua y alcantarillado para aproximar la magnitud de operación de la empresa. Esta

variable se complementó con los porcentajes de agua tratada respecto del volumen de agua recolectada y con el porcentaje de cobertura de alcantarillado, que indica qué porcentaje de los usuarios de agua potable disponen también del servicio de saneamiento. Como variables exógenas se incluyen los kilómetros de la red de agua, el salario promedio pagado por cada prestadora, densidad de la red, la relación entre agua tratada y agua recolectada y el porcentaje de cobertura de alcantarillado.

Las variables empleadas en los diferentes modelos se listan a continuación:

Insumos:

- *OPEX*

Productos:

- Volumen tratado de agua (*volt*)
- Volumen tratado de alcantarillado (*voles*)
- Economías de agua (*ec*)
- Economías de alcantarillado (*eae*)
- Economías totales: Economías activas de agua + Economías activas de alcantarillado (*ect*)

Ambientales:

- Salario: costos de personal / número de empleados (*w*)
- Densidad de la red de agua: Población atendida con servicio de agua /kilómetros de red de agua (*dena*)
- Cobertura de alcantarillado: economías activas de alcantarillado/ economías activas de agua (*cobe*)
- Porcentaje tratado de alcantarillado: volumen tratado de alcantarillado/volumen colectado de alcantarillado (*trc*)

Todas las variables (excepto las porcentuales) fueron expresadas en logaritmos naturales respecto del logaritmo de la media geométrica, según recomendación de la bibliografía especializada, de manera que los coeficientes estimados pueden interpretarse como elasticidades valuadas en la media de la variable correspondiente. Se especificaron funciones Cobb-Douglas y translogarítmicas de todos los modelos estimados. Además de las estimaciones de la función de distancia por TRE se efectuaron también las del modelo tradicional de efectos aleatorios. Los resultados se presentan en las siguientes tablas.

Tabla 3: Resultados de los modelos de Efectos Aleatorios (RE)

Variables	Efectos Aleatorios		
	Cobb Douglas		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante	0,52156***	0,48315***	0,36775***
Economías de agua (<i>ec</i>)	-0,32321**	-0,64496***	
Economías activas total (<i>ect</i>)			-0,49502***
Volumen tratado de agua (<i>volt</i>)	-0,32556***	-0,38965***	-0,41517***
Vol. tratado alcantarillado (<i>vet</i>)	0,003	0,011	0,04122*
<i>ec2</i>			
<i>ect2</i>			
<i>volt2</i>			
<i>vet2</i>			
<i>time2</i>			
<i>ecvt</i>			
<i>ectvt</i>			
<i>ecvet</i>			
<i>ectvet</i>			
<i>vtvet</i>			
<i>ectime</i>			
<i>ecttime</i>			
<i>volttime</i>			
<i>vettime</i>			
<i>tletvt</i>			
Tiempo	-0,03415***	-0,03125***	-0,02722***
Salario	-0,48308***	-0,49270***	-0,51219***
Densidad de red	-0,28982**	-0,04524	
Longitud de red	-0,39208***		-0,16757**
% de agua tratada			-0,06428
% cobertura alcantarillado			0,019
Parámetros Aleatorios			
Media			
Constante			
Parámetros de escala			
Constante			
LAMBDA	3,46852***	3,38993***	2,89024***
SIGMA (<i>u</i>)	0,66916***	0,66431***	0,57152***
SIGMA (<i>v</i>)	0,193	0,196	0,198
SIGMA2 (<i>u</i>)	0,448	0,441	0,327
SIGMA2 (<i>v</i>)	0,037	0,038	0,039
SIGMA	0,696	0,693	0,605
GAMMA = $\sigma(u)^2/\sigma^2$	0,923	0,920	0,893
SIGMA $v+/- u$			
LAMBDA $v+/- u$			
LOGL	-37,07734	-42,76367	-33,09997
Razón de verosimilitud			
valor <i>p</i>			
Observaciones	639	639	639
Empresas	137	137	137

Tabla 3: Resultados de los modelos de Efectos Aleatorios (RE) (continuación)

Variables	Efectos Aleatorios		
	Translogarítmica		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante	0,41771***	0,41391***	0,33882***
Economías de agua (<i>ec</i>)	-0,42709***	-0,71590***	
Economías activas total (<i>ect</i>)			-0,61833***
Volumen tratado de agua (<i>volt</i>)	-0,24070***	-0,29278**	-0,30582***
Vol. tratado alcantarillado (<i>vet</i>)	-0,01884	-0,01823	0,018
<i>ec2</i>	-0,05315	-0,11662	
<i>ect2</i>			-0,07354
<i>volt2</i>	0,207	0,222	0,202
<i>vet2</i>	-0,02373	-0,02562	-0,01065
<i>time2</i>	-0,00053	0,002	0,005
<i>ecvt</i>	-0,04762	-0,02383	
<i>ectvt</i>			-0,03407
<i>ecvet</i>	0,021	0,547	
<i>ectvet</i>			0,050
<i>vtvet</i>	-0,154	-0,05539	-0,06404
<i>ectime</i>	0,013	0,021	
<i>ecttime</i>			0,021
<i>volttime</i>	-0,00817	-0,01425	-0,0126
<i>vetttime</i>	-0,00062	-0,00196	-0,0045
<i>tletvt</i>			-0,03407
Tiempo	-0,04046	-0,04738*	-0,05304**
Salario	-0,35136***	-0,35661***	-0,40453***
Densidad de red	-0,27617**	-0,03282	
Longitud de red	-0,36405***		-0,13023
% de agua tratada			-0,05224
% cobertura alcantarillado			0,155
Parámetros Aleatorios			
Media			
Constante			
Parámetros de escala			
Constante			
LAMBDA	3,35313***	3,30614***	2,98643***
SIGMA (<i>u</i>)	0,62502***	0,62360***	0,56796***
SIGMA (<i>v</i>)	0,186	0,186	0,190
SIGMA2 (<i>u</i>)	0,391	0,391	0,323
SIGMA2 (<i>v</i>)	0,035	0,035	0,036
SIGMA	0,652	0,652	0,599
GAMMA = $\sigma(u)^2/\sigma^2$	0,918	0,918	0,899
SIGMA $v+/- u$			
LAMBDA $v+/- u$			
LOGL	-17,45603	-22,17598	-16,49007
Razón de verosimilitud	39,243	41,175	33,220
valor <i>p</i>	9,29489E-06	4,2862E-06	9,697E-05
Observaciones	639	639	639
Empresas	137	137	137

Tabla 4: Resultados de los modelos de Verdaderos Efectos Aleatorios (TRE)

Variables	Verdaderos Efectos Aleatorios		
	Cobb Douglas		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante			
Economías de agua (<i>ec</i>)	-0,32491***	-0,53572***	
Economías activas total (<i>ect</i>)			-0,53410***
Volumen tratado de agua (<i>volt</i>)	-0,35985***	-0,48724***	-0,42547***
Vol. tratado alcantarillado (<i>vet</i>)	0,000	-0,00528	0,02673***
<i>ec2</i>			
<i>ect2</i>			
<i>volt2</i>			
<i>vet2</i>			
<i>time2</i>			
<i>ecvt</i>			
<i>ectvt</i>			
<i>ecvet</i>			
<i>ectvet</i>			
<i>vtvet</i>			
<i>ectime</i>			
<i>ecttime</i>			
<i>volttime</i>			
<i>vettime</i>			
<i>tletvt</i>			
Tiempo	-0,03914***	-0,03760***	-0,03080***
Salario	-0,41899***	-0,40838***	-0,43475***
Densidad de red	-0,30797***	-0,07768***	
Longitud de red	-0,34721***		-0,10976***
% de agua tratada			-0,10127***
% cobertura alcantarillado			0,11950***
Parámetros Aleatorios			
Media			
Constante	0,15780***	0,12867***	0,12242***
Parámetros de escala			
Constante	0,37228***	0,46371***	0,36365***
LAMBDA	2,86905***	3,04491***	2,99076***
SIGMA (<i>u</i>)	0,265	0,271	0,273
SIGMA (<i>v</i>)	0,093	0,089	0,091
SIGMA2 (<i>u</i>)			
SIGMA2 (<i>v</i>)			
SIGMA	0,28105***	0,28563***	0,28770***
GAMMA = $\sigma(u)^2/\sigma^2$			
SIGMA $v+/- u$	0,28105***	0,28563***	0,28770***
LAMBDA $v+/- u$	2,86905***	3,04491***	2,99076***
LOGL	-4,09999	-15,85269	-6,18807
Razón de verosimilitud			
valor <i>p</i>			
Observaciones	639	639	639
Empresas	137	137	137

Tabla 4: Resultados de los modelos de Verdaderos Efectos Aleatorios (TRE)

Variables	Verdaderos Efectos Aleatorios		
	Translogarítmica		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante			
Economías de agua (<i>ec</i>)	-0,43829***	-0,68938***	-0,64405***
Economías activas total (<i>ect</i>)			
Volumen tratado de agua (<i>volt</i>)	-0,22791***	-0,33631***	-0,26837***
Vol. tratado alcantarillado (<i>vet</i>)	-0,02284	-0,01449	0,004
<i>ec2</i>	0,051	-0,12857**	
<i>ect2</i>			-0,07434*
<i>volt2</i>	0,09269***	0,09133*	0,10133***
<i>vet2</i>	-0,05112***	-0,02965***	-0,03980***
<i>time2</i>	0,003	0,004	0,006
<i>ecvt</i>	-0,03845	0,055	
<i>ectvt</i>			0,024
<i>ecvet</i>	-0,00426	0,027	
<i>ectvet</i>			0,040208**
<i>vtvet</i>	0,016	-0,0365	-0,04309**
<i>ectime</i>	0,008	0,021	
<i>ecttime</i>			0,01695*
<i>volttime</i>	-0,00343	-0,01289	-0,0094
<i>vetttime</i>	0,001	-0,00069	-0,00107
<i>tletvt</i>			
Tiempo	-0,05399***	-0,05926***	-0,05814***
Salario	-0,35137***	-0,31133***	-0,35667***
Densidad de red	-0,30280***	-0,06391***	
Longitud de red	-0,36800***		-0,14305***
% de agua tratada			-0,09389**
% cobertura alcantarillado			0,17533***
Parámetros Aleatorios			
Media			
Constante	0,18770***	0,14262***	0,16660***
Parámetros de escala			
Constante	0,37273***	0,39543***	0,35089***
LAMBDA	2,67721***	2,29937***	2,78079***
SIGMA (<i>u</i>)	0,254	0,246	0,261
SIGMA (<i>v</i>)	0,095	0,107	0,094
SIGMA2 (<i>u</i>)			
SIGMA2 (<i>v</i>)			
SIGMA	0,27149***	0,26821***	0,27742***
GAMMA = $\sigma(u)^2/\sigma^2$			
SIGMA $v+/- u$	0,27149***	0,26821***	0,27742***
LAMBDA $v+/- u$	2,67721***	2,29937***	2,78079***
LOGL	7,120	-0,48517	6,373
Razón de verosimilitud	22,440	30,735	25,122
valor p	0,004	0,000	0,002
Observaciones	639	639	639
Empresas	137	137	137

Como puede observarse en la Tabla 3 y en la Tabla 4, en general los coeficientes asociados a las variables que representan la producción de las prestadoras presentan el signo esperado y son estadísticamente significativos. Los coeficientes que acompañan a las economías de agua, las economías totales y el volumen tratado de agua resultaron en todos los casos estadísticamente significativos y presentan signo negativo, al igual que la variable dependiente ($-lnOPEX$), indicando una relación directa entre estas variables y los costos operativos y de mantenimiento. La variable volumen tratado de alcantarillado solamente resulta significativa en algunos modelos con especificación Cobb-Douglas, en tanto que en los modelos TRE translogartímicos presentan significatividad los coeficientes de la variable de segundo grado de esta variable. En cuanto a las variables ambientales, el coeficiente del salario es estadísticamente distinto de cero y presenta signo negativo, al igual que la variable costo en el lado izquierdo de la función distancia. Este resultado indica que el nivel promedio de salario pagado por las empresas afecta positivamente el nivel de los costos. En los modelos TRE el costo operativo se incrementa en promedio entre 0,31 y 0,36% por cada aumento del 1% en el nivel del salario pagado por la prestadora. La variable longitud de red fue incluida en dos modelos para controlar el efecto de la dimensión de la red del servicio sobre los costos operativos. En algunos estudios sobre eficiencia en industrias de red esta variable es considerada como proxy del insumo capital físico e incluida en los modelos junto con el insumo trabajo¹¹, mientras que en otros se la considera como un “producto”, al igual que la cantidad de clientes, ya que determina la cantidad de kilómetros a mantener en cada periodo para que la empresa preste el servicio. En el primer caso, debe tenerse presente que es una variable endógena, al igual que los costos de operación y mantenimiento, mientras que si se la considera un producto, en las industrias de red son generalmente exógenos. En el presente trabajo, el panel de datos utilizado incluye un periodo de cuatro años y, además, se trata de prestadoras que operan desde hace varias décadas. En este sentido, parece razonable considerar a la extensión de la red como una variable fuera de control de los responsables, en tanto ésta difícilmente pue-

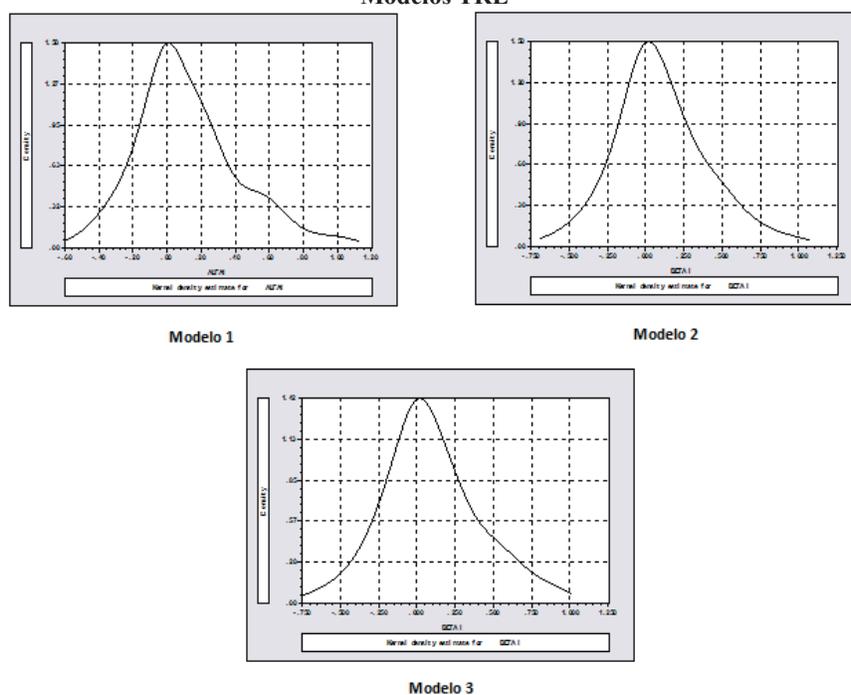
11. Por ejemplo, Hess y Cullmann (2007) aplican modelos DEA y de frontera estocástica para estimar la eficiencia de distribuidoras de electricidad de Alemania durante 2001. Consideran como insumos la cantidad de empleados y la extensión de la red de distribución, mientras que aproximan la producción con las ventas de energía y la cantidad de usuarios. En esa misma línea, Goto y Tsutsui (2008) en un estudio sobre la eficiencia de la industria eléctrica en Estados Unidos durante 1992-2000 considera las líneas de transmisión y la capacidad de distribución como un insumo, además de la cantidad de empleados como insumos incluidos en la función distancia.

da reestructurarse significativamente. En consecuencia, debería ser tratada como una variable que controla el efecto del tamaño de la red sobre los costos de cada periodo y que es fija o exógena para quienes deben gerenciar la prestadora. En este sentido, la extensión de la red puede asimilarse a una variable ambiental, tal como lo hace Campos (2011) en la estimación de una frontera estocástica de costos en la industria de agua y saneamiento de Brasil. Como se aprecia en la Tabla 3 y la Tabla 4, su efecto es significativo e inferior a la unidad. Nótese que en el modelo 3, que incluye la cobertura de alcantarillado y el porcentaje de volumen de agua tratado la elasticidad del costo respecto de la extensión de la red disminuye sensiblemente con respecto al Modelo 1. Por ejemplo, en el modelo estimado por TRE, un incremento del 1% en la extensión de la red provoca un incremento promedio de 0,37% en el costo operativo en la formulación Cobb-Douglas y de 0,14% en la translogarítmica. Estos resultados sugieren que cuando las dos variables de control mencionadas no se incluyen en el modelo su efecto es parcialmente capturado por la longitud de la red. El porcentaje del volumen de agua tratada respecto del total de agua captada contribuye a incrementar el costo de operación en un porcentaje pequeño pero estadísticamente significativo. El coeficiente asociado a la tasa de cobertura de alcantarillado respecto de las economías de agua presenta signo contrario al costo y es estadísticamente distinto de cero en las estimaciones TRE, sugiriendo un ahorro en la prestación conjunta del servicio. Los resultados sugieren que por cada punto porcentual adicional en la cobertura de alcantarillado el costo de operación se reduce en promedio 0,12 o 0,17% según el modelo. Con respecto a la densidad, resultó estadísticamente significativa la densidad total. El signo del coeficiente es negativo, al igual que la variable del lado izquierdo de la función, sugiriendo que a mayor congestión de las redes el costo operativo tiende a aumentar. La tendencia presenta en los modelos Cobb-Douglas signo negativo, es decir, el mismo que la variable del lado izquierdo del modelo. Este resultado indica que el costo operativo de las empresas de la industria se ha incrementado exógenamente durante el periodo analizado. En los modelos que incorporan términos de segundo grado el efecto del tiempo depende, además del coeficiente de la variable tiempo, de los coeficientes que acompañan al producto de dicha variable por los outputs y del valor de dicha variable.

En los modelos RE el término constante del modelo no es aleatorio y la ineficiencia se obtiene a partir de los efectos aleatorios de cada pres-

tadora del panel. En los modelos TRE el término constante es aleatorio, presentando un valor promedio que oscila entre 0,12 y 0,18, valores sensiblemente inferiores a las constantes estimadas para los modelos RE. Los desvíos estándares de las constantes aleatorias, presentados en la Tabla 4 como parámetros de escala son estadísticamente diferentes de cero, indicando que las ordenadas al origen no son constantes. En otras palabras, los efectos aleatorios de las 137 prestadoras consideradas en el trabajo presentan variabilidad respecto del término constante α , capturada por los errores w_i , que representan la heterogeneidad no observada y no capturada por las variables explicativas del modelo. A continuación se presentan las distribuciones de estos parámetros aleatorios para cada uno de los tres modelos TRE con especificación translogarítmica.

**Gráfico 1: Estimaciones de la densidad de Kernel del parámetro aleatorio.
Modelos TRE**



El parámetro de asimetría $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ es estadísticamente distinto de cero y significativo en todos los modelos estimados. Este resultado indica que en el sector de agua y saneamiento de Brasil hay ineficiencia técnica, pues en la varianza del error compuesto del modelo predomina el efecto

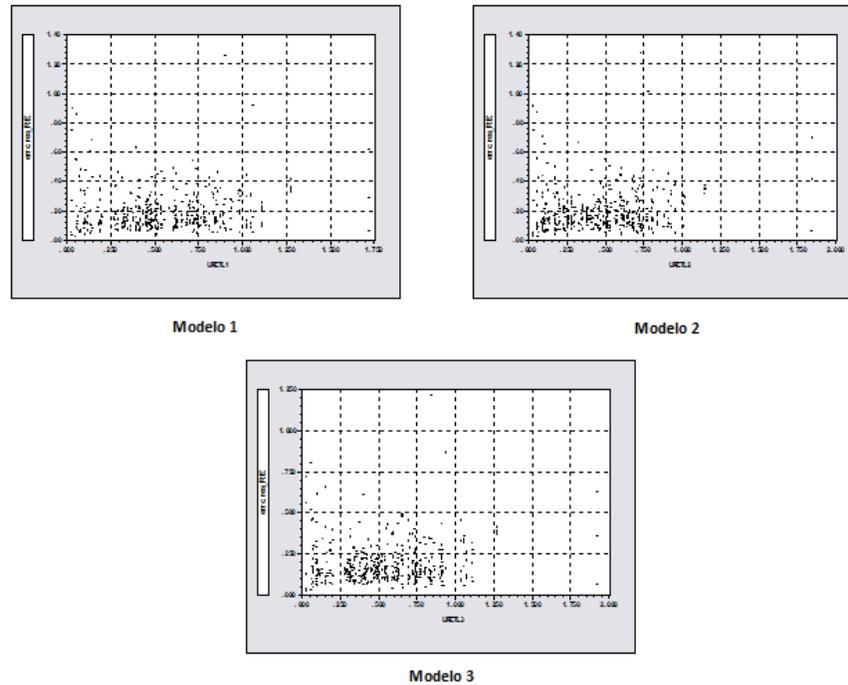
pues en la varianza del error compuesto del modelo predomina el efecto del error de ineficiencia. En otras palabras, cuando $\sigma_u \rightarrow 0$ y predomina el efecto aleatorio $\lambda \rightarrow 0$. En los resultados obtenidos, el desvío estándar del error no sistemático o de ineficiencia es distinto de cero y en general triplica al desvío estándar del error aleatorio. Nótese que las estimaciones de la varianza de los errores u y v son sensiblemente inferiores en los modelos TRE respecto de los RE. Esta menor dispersión es consecuencia de separar el efecto de la heterogeneidad no observada invariante en el tiempo y representada por los w_i , de la ineficiencia gerencial variante en el tiempo capturada en los errores sistemáticos u_{it} . Además de la reducción de la varianza de los errores, nótese que también se modifica la proporcionalidad entre σ_u y σ_v en los modelos TRE. En efecto, al depurar los errores sistemáticos de la heterogeneidad, el parámetro λ en los modelos TRE se reduce, en general, respecto de los RE. Por ejemplo, en el modelo 3 translogarítmico pasa de 3,4 a 2,7.

En la Tabla 5 se muestran las estadísticas descriptivas de los errores u_{it} de los seis modelos estimados. Como puede observarse, los errores de los modelos TRE son, en promedio, inferiores a los obtenidos por RE y presentan menos dispersión, como resultado de asignar la heterogeneidad a la constante del modelo.

Tabla 5: Medidas resumen de los errores de ineficiencia

Medidas resumen	Efectos Aleatorios			Verdaderos efectos Aleatorios		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Media	0.531	0.470	0.526	0.200	0.205	0.194
Desviación Estándar	0.307	0.286	0.309	0.140	0.145	0.129
Mínimo	0.028	0.028	0.025	0.026	0.026	0.029
Máximo	1.720	1.842	1.921	1.261	1.279	1.216

En los siguientes gráficos de dispersión se muestran los errores de los tres modelos estimados con RE y TRE, los cuales sugieren que están escasamente correlacionados. La baja correlación se explica, por un lado, por la depuración de la heterogeneidad y por otro, por la variación de la ineficiencia de cada distribuidora de un periodo a otro en el modelo de TRE.

Gráfico 2: Ineficiencia Modelos TRE vs. Ineficiencia Modelos RE

Respecto de cuál de las dos especificaciones de la función de distancia (Cobb-Douglas o translogarítmica) es más adecuada, el test de la razón de verosimilitud indica que debe rechazarse la hipótesis nula en favor del modelo no restringido (translogarítmico) en los tres modelos estimados¹², resultado confirmado por los valores del criterio de información de Akaike. La especificación translogarítmica presenta la ventaja de permitir descomponer el cambio en la PTF de acuerdo a la (6) en tres efectos: eficiencia técnica, cambio técnico y efecto de escala.

El cambio en la eficiencia técnica (CET) es la variación en la distancia hasta la frontera. Es decir, consiste en el cambio de los scores de eficiencia obtenidos como $\exp(-u_{it})$ de un periodo a otro. Nótese que este efecto es nulo cuando se estima el modelo por RE, pues la ineficiencia se mantiene

12. El estadístico tiene distribución χ^2 con grados de libertad iguales al número de restricciones, 10 en este caso.

constante. En consecuencia, esta fuente de cambio en la PTF solamente se puede obtener cuando la función de distancia se estima por TRE.

El efecto del cambio técnico (CT) se refiere al desplazamiento exógeno de la frontera. Es decir, a medida que pasa el tiempo hay tecnologías disponibles que permiten ahorrar insumos y por ello las prestadoras pueden ser más productivas, sin que ello implique que estén operando de una manera más eficiente.

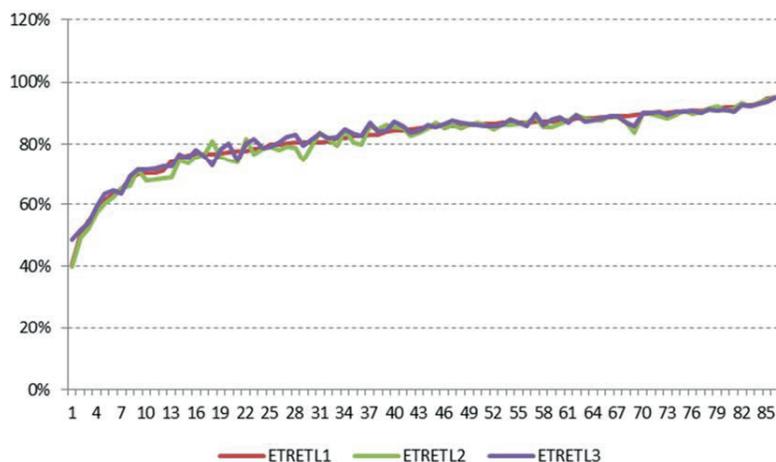
El cambio en la PTF atribuido a cambios en la eficiencia de escala (CEE) se refiere al ahorro de insumos posibilitado por la producción de mayores niveles de productos. En este estudio se han considerado como indicadores de producto las cantidades de economías y los volúmenes de agua y alcantarillado tratados. El CEE capta el cambio en la PTF derivado de los rendimientos a escala de la función de producción durante el periodo analizado.

A partir de los resultados de los modelos RE y TRE se obtuvieron los efectos mencionados para cada prestador y en cada modelo, los cuales se resumen en la Tabla 6:

Tabla 6:
Descomposición de los cambios en la Productividad Total de los Factores (PTF)

Modelo		Ganancia de eficiencia	Evolución Técnica	Ganancia de escala	Variación media de la PTF
Efectos Aleatorios	Modelo 1	-	0.56%	-1.67%	-0.76%
	Modelo 2	-	-4.77%	-0.27%	-5.02%
	Modelo 3	-	-21.14%	-0.01%	-19.28%
Verdaderos efectos Aleatorios	Modelo 1	2.72%	-8.27%	-2.56%	-8.69%
	Modelo 2	2.57%	-12.00%	-0.26%	-10.15%
	Modelo 3	2.39%	-21.42%	-0.45%	-19.53%

Con base a las ineficiencias estimadas para los distintos prestadores, fueron calculados los scores de eficiencia de cada uno para los tres modelos mencionados. Los resultados correspondientes al año 2008 se muestran en el siguiente gráfico:

Gráfico 3: Scores de eficiencia estimados. Año 2008

Los resultados obtenidos en este estudio contrastan con los obtenidos por Ferro et al. (2014), que concluye que las prestadoras de los servicios de agua y saneamiento de Brasil mostraron una disminución en la eficiencia del costo operativo. Si bien estos autores emplean un panel algo más amplio, debe destacarse que emplearon el modelo de efectos aleatorios con la variante de modelar el cambio en la eficiencia de acuerdo a Battese y Coelli, forzando que todas las unidades tuvieran el mismo patrón temporal de la eficiencia. Además, aunque los mencionados autores incluyeron variables que controlan la heterogeneidad observada, el término de error sistemático de su modelo no fue depurado de la heterogeneidad no observada, razón por la cual es de esperar una subestimación de la ineficiencia. En el presente estudio, en el cual, se incluyeron controles como la dispersión de la red y porcentajes de aguas tratadas y se trató la constante de los modelos estimados como un parámetro aleatorio se aprecia que en promedio la eficiencia del costo operativo experimentó un incremento anual superior al 2%.

En cuanto a la variación de la PTF, se aprecia una significativa reducción atribuible al cambio técnico, equivalente al desplazamiento de la frontera. Al respecto, cabe señalar algunas limitaciones. En primer lugar, no se tiene en cuenta el costo del capital, el cual complementa el costo operativo, objeto de análisis de este estudio. Es probable que al incluir ambos

insumos se obtengan resultados diferentes. En segundo lugar, es posible que los resultados reflejen el efecto de exigencias regulatorias. Un ejemplo a destacar es el caso de la obligatoriedad de reducir los tiempos de espera en la atención a los llamados telefónicos a los centros de atención al cliente, que se traducen en incrementos de personal de las prestadoras.

Por último, el cambio en la eficiencia de escala ha sido negativo. Este resultado es coherente con la baja cobertura del sector en el periodo analizado. Al respecto, debe destacarse la diferencia de este sector en relación al de distribución de energía eléctrica, ya que la cobertura del servicio de abastecimiento de agua es en promedio de 85% y de saneamiento de 45%, es decir, no se está aún aprovechando el potencial del sector. La actual política tiene prioridad la universalización del servicio, lo que implicará atender zonas más alejadas que demanden mayores inversiones y un incremento de la escala.

IV. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este trabajo se estimó la eficiencia de los costos de operación y mantenimiento de las prestadoras de agua y saneamiento de Brasil durante 2004 y 2008 mediante una función de distancia estocástica orientada hacia los insumos aplicando técnicas de datos de panel con eficiencia variante en el tiempo. Se empleó un panel de datos correspondiente a un periodo en el cual las prestadoras no estuvieron sujetas a regulación por incentivos para disminuir sus costos, con vistas a emplear estos resultados con los que en un futuro se obtengan a partir de la aplicación de diferentes criterios de costos operativos eficientes para la determinación de las tarifas.

La metodología aplicada presenta ventajas sobre otros trabajos realizados para el sector en relación a que no se realizó el supuesto de eficiencia constante en el periodo analizado y a que se modeló la heterogeneidad de las empresas como un efecto diferente de los errores sistemáticos. En este sentido, los resultados del trabajo constituyen un punto de partida para la fijación de metas de costes a aplicar por los reguladores a sus prestatarias, a la vez que permite el monitoreo de la eficiencia de cada prestadora, contribuye a determinar su nivel de mejora de eficiencia y estimula la introducción de mejores prácticas con vistas a ubicarse más cerca de la frontera en periodos futuros. Además, el trabajo cumple con la premisa de incorporar particu-

laridades de algunas empresas no capturadas en las tradicionales variables representativas de la producción.

El trabajo realizado, aunque superador, presenta la posibilidad de perfeccionarse en dos sentidos: la incorporación al modelo del costo de capital y la inclusión de variables representativas de la calidad del servicio brindado por las prestadoras. Con respecto al primero, la función de distancia ofrece potencial para incluir múltiples productos y múltiples insumos. Se podría estimar explícitamente la sustituibilidad y la complementariedad entre el costo de capital que remunera las inversiones con el costo de operar y mantener las redes de agua y saneamiento. Además, el cambio en la productividad total de los factores reflejaría con precisión cada una de sus fuentes. Con respecto al segundo, podría avanzarse en la incorporación de la calidad del servicio como resultante de los costos de las prestadoras, medida a través de las pérdidas de agua o del volumen de agua no contabilizada.

Finalmente, debe resaltarse que la medición de la eficiencia y de la productividad de los factores son cruciales en la determinación de tarifas de prestadores regulados bajo premisas de incentivar la eficiencia. Si bien han tenido lugar considerables mejoras y avances en los abordajes y las técnicas de estimación, no siempre se ha avanzado en la disponibilidad y calidad de la información disponible. En el presente trabajo se emplearon datos de disponibilidad pública, aunque no todas las prestadoras necesariamente informan sus costos empleando el mismo criterio. En tal sentido, se hace necesario avanzar sobre sistemas de información basados en contabilidad regulatoria, que garanticen uniformidad en los criterios y permitan obtener estimaciones más confiables de la eficiencia y la productividad.

V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Battese, G. y Coelli, T. (1992). "Frontier Production Function, Technical Efficiency and Panel Data With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Berg, S., (2010). *Water Utility Benchmarking: Measurement, Methodologies, and Performance Incentives*, IWA Publishing.
- Campos (2011). "Economias de escala e ineficiência técnica: a importância da dimensão de operação das concessionárias estaduais de água e esgoto brasi-

leiras (1998-2008)”. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia. Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia (ANPEC). Disponible en: <http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/341-5386173f3db01567d2703d5df5ec7940.pdf>

- Carvalho Costa, A. (2014). “Caminhos para a univertalização dos serviços de água e esgotos no Brasil: a atuação das entidades reguladoras para indução da eficiência dos prestadores de serviços”, Universidade Federal d Rio Grande do Norte (UFRN), Centro de Ciências Sociais aplicadas (CCSA), Programa de Pós-graduação em Gestão Pública (PPGP).
- Coelli, T., Estache, A., Perelman, S. y Trujillo, L. (2013). *Una introducción a las medidas de eficiencia para reguladores de servicios públicos e de transporte*, Banco Mundial – Alfaomega Colombiana S.A.
- Coelli, T. (2012). “Benchmarking Opex and Capex in energy networks”. Australian Competition and Consumer Commision /Australian Energy Regulator. Working Paper 6, Mayo.
- Danquah, M., Barimah, A. y Ohemeng, W. (2013). “Efficiency measurement using a “True” Random Effects and Random Parameter Stochastic Frontier models: An application to rural and community banks in Ghana”, *Modern Economy*, 4, pp. 64-870.
- Farsi, M., Fetz, A y Fillipini M. (2007). “Benchmarking and regulation in the electricity distribution sector, Centre for energy policy and economics”, Cepe working paper 54.
- Farsi, M. y Fillipini M. (2004). “Regulation and measuring cost efficiency with panel data models: Application to electricity distribution utilities”, *Review of Industrial Organization*, Springer, vol. 25(1), 1-19, 08.
- Farsi, M., Fillipini M. y Greene, W. (2005). “Application of panel data models in benchmarking analysis of the electricity distribution sector”. Centre for Energy Policy and Economics, Cepe working paper 39.
- Ferro G., Lentini E., Mercadier A., y Romero C. (2014). “Efficiency in Brazil's water and sanitation sector and its relationship with regional provision, property and the independence of operators”, *Utilities Policy*, vol. 28 p. 42 – 51.
- Giannakis, D., Jamasb, T. y Pollitt, M. (2005). “Benchmarking and incentive regulation of quality service: an application to the UK electricity distribution networks”. *Energy Policy*, 33, pp. 2256-2271.

- Goto, M. y Tsutsui, M. (2008). "Technical efficiency and impacts of deregulation: An analysis of three functions in U.S. electric power utilities during the period from 1992 through 2000". *Energy Economics*, 30, pp. 15-38.
- Greene, W. (2004). "Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems", *Health Economics*, Vol. 13, I. 10, pp. 959-980.
- Greene, W. (2008). *The Econometric Approach to Efficiency Analysis, en The Measurement of Efficiency*, H.Fried, K Lovell y S. Schmidt, eds., Oxford University Press.
- Growitsch, C., Jamasb, T. y Pollit, M. (2005). "Quality of service, efficiency and scale in networks industries: an analysis of European electricity distribution", CWPE 0538 y EPRG 04.
- Haney A. y Pollitt, M.(2009). "Efficiency analysis of energy networks-an international survey of regulators", University of Cambridge, CWPE 0926&EPRG 0915.
- Hess, B. y Cullmann, A. (2007). "Efficiency analysis of East and West German electricity distribution companies. Do the "Ossis" really beat the "Wessis"?" *Utilities Policy*, vol. 15, pp206 -214.
- Jamasb, T. y Pollitt, M.(2000). *Benchmarking and regulation of electricity transmission and distribution utilities: lessons from international experience*, University of Cambridge.
- Jondrow, J., Lovell k., Materov, I. y Schmidt, P. (1982). "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model", *Journal of Econometrics*, vol. 19, pp. 233-238.
- Kopsakangas, M. y Svento, R. (2008). "Estimations of cost-effectiveness of the Finnish electricity distribution utilities". *Energy Economics* vol. 30 pp. 212-229.
- Kumbhakar, S. y Lovell, C. A. (2001). *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- Lundgren, T., Marklund, P.O. y Zhang, S. (2014). "Energy efficiency in Swedish industry: A stochastic frontier approach". Centre for Environmental and Resource Economics, Umeå University and SLU, Umeå, Suecia, Documento de Trabajo 2014-9.
- Mota Campos, F. (2010). "Economias de escala e ineficiência técnica: a importância da dimensão de operação das concessionárias estaduais de água e esgoto

brasileiras (1998-2008)”. Mestre e Doutorando em Economia do Curso de Pós-Graduação em Economia da UFPE.

- Pitt, M. y Lee, L. (1981). “The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian Weaving Industry”. *Journal of Development Economics*, vol. 9, pp. 43-64.
- Schmidt P. y Sickles, R. (1984). “Production Frontiers and Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, pp. 367-374.
- Simar, L. y Wilson, P. W. (2007). “Estimation and Inference in Two-Stage, semi-parametric models of production”. *Journal of Econometrics*, vol. 136, pp.31-64.
- Souza, G. da Silva e, Faria, R. Coelho de y Moreira, T. (2008). “Efficiency of Brazilian public and private water utilities”. *Estudos Econômicos*. [online], vol.38, n.4, pp.905-917. ISSN 1980-5357. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612008000400008>.
- Tupper, H y Resende, M. (2004). “Efficiency and regulatory issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study”. *Utilities Policy*, vol.12, pp.12-40.