

**APLICACIÓN DE TÉCNICAS DE DATOS EN PANEL A LA MEDICIÓN DE EFICIENCIA  
RELATIVA ENTRE EMPRESAS DE DISTRIBUCIÓN ELÉCTRICA REGULADAS: UNA GUÍA  
PARA LA PRÁCTICA REGULATORIA**

**Mauricio E. Roitman**

**Texto de Discusión N° 56**

**ISBN 987-519-128-0**

**Agosto 2005**

**CEER**

Centro de Estudios Económicos de la Regulación

Universidad Argentina de la Empresa

Lima 717

C1073AAO Buenos Aires, Argentina

Tel. Fax: 54-11-43797693

E-mail: [ceer@uade.edu.ar](mailto:ceer@uade.edu.ar)

[www.uade.edu.ar](http://www.uade.edu.ar)

**APLICACIÓN DE TÉCNICAS DE DATOS EN PANEL A LA MEDICIÓN DE EFICIENCIA  
RELATIVA ENTRE EMPRESAS DE DISTRIBUCIÓN ELÉCTRICA REGULADAS: UNA GUÍA  
PARA LA PRÁCTICA REGULATORIA**

**Mauricio E. Roitman<sup>1</sup>**

Queda hecho el depósito legal que marca la ley 11.723

ISBN NRO.: 987-519-128-0

Catalogación en fuente

---

<sup>1</sup> Instituto de Economía, Universidad Argentina de la Empresa, [mroitman@uade.edu.ar](mailto:mroitman@uade.edu.ar)

# APLICACIÓN DE TÉCNICAS DE DATOS EN PANEL A LA MEDICIÓN DE EFICIENCIA RELATIVA ENTRE EMPRESAS DE DISTRIBUCIÓN ELÉCTRICA REGULADAS: UNA GUÍA PARA LA PRÁCTICA REGULATORIA

Mauricio E. Roitman<sup>2</sup>

(Agosto de 2005)

## Resumen:

El presente trabajo es una guía para la realización de mediciones de eficiencia relativa (benchmarking) con objetivos regulatorios (definición del factor de productividad “X”) utilizando datos en panel. Se discuten a nivel teórico las ventajas y desventajas de utilizar datos en panel. A nivel empírico, se llevan a cabo mediciones de eficiencia relativa mediante dos métodos de estimación de datos en paneles: efectos fijos y efectos aleatorios. Con el objetivo didáctico de que el lector pueda replicar las estimaciones se detallan las líneas de programación con los comandos utilizados por el software STATA 9.0. Asimismo, se realiza una lectura guiada de las salidas (cuadros con estimaciones) que resultan del proceso de manera de facilitar la comprensión de los resultados y la conveniencia o no de un método u otro de estimación. Adicionalmente, se realizan tests recomendados en ciertas situaciones. El resultado del trabajo es un ranking donde puede observarse la ordenación de las empresas por grado de eficiencia relativa a la mejor práctica observada en la muestra.

## I. Introducción

El presente trabajo es una guía para la realización de mediciones de eficiencia relativa (Benchmarking) utilizando datos en panel. En política regulatoria, estas mediciones son actualmente un insumo fundamental para determinar el denominado factor “X” que, bajo el mecanismo de regulación por precios máximos, es el que indica potencialmente la medida en que la industria y la empresa regulada deberían mejorar su productividad<sup>3</sup>. Este trabajo se concentra en la parte que corresponde a la medición relativa de la productividad entre una empresa regulada y la mejor marca (benchmark) de la muestra. Para ello, se comienza discutiendo a nivel teórico las ventajas y desventajas de utilizar datos en panel para tal fin. A nivel empírico, se llevan a cabo mediciones de eficiencia relativa mediante dos métodos de estimación de datos en paneles: Efectos Fijos (Fixed effects) y Efectos Aleatorios (Random effects). Con el objetivo didáctico de que el lector pueda replicar las estimaciones se detallan las líneas de programación con los comandos utilizados por el software STATA 9.0.

En la sección II, se exponen cuestiones metodológicas del uso de datos en paneles destacando sus ventajas y desventajas en relación con series de tiempo y datos de sección cruzada. También se discute cual es el modelo apropiado para modelar el componente de error, siendo las alternativas el modelo de efectos fijos o el modelo de efectos aleatorios.

La sección III explica como se instrumenta la medición de fronteras de eficiencia con datos en paneles. Se discute el método de estimación elegido, la especificación teórica y empírica de una frontera de producción. En la sección IV se realiza una descripción de los datos utilizados y en la sección V se presentan los primeros resultados. En la sección VI se discuten brevemente los resultados y se hace uso de diversos tests para verificar cual modelo se ajusta mejor a los datos (Efectos fijos vs. Efectos aleatorios), si existe heterocedasticidad. En la sección VII se presentan nuevamente los resultados pero con el modelo corregido por autocorrelación. Mostrándose, en la sección VIII, los resultados de las mediciones finales de eficiencia relativa, y en la sección IX se exponen las conclusiones.

---

<sup>2</sup> Profesor Investigador del Instituto de Economía y del Centro de Estudios Económicos de la Regulación (CEER) de la Universidad Argentina de la Empresa. Para comunicarse con el autor: [mroitman@uade.edu.ar](mailto:mroitman@uade.edu.ar). Los posibles errores u omisiones son exclusiva responsabilidad del autor.

<sup>3</sup> Para profundizar sobre el uso de mediciones de eficiencia relativa en regulación económica de servicios públicos ver: Coelli et. al. (2003)

## II. Metodología de datos en panel

### i. Ventajas y desventajas de utilizar datos en panel

Algunas de las ventajas de usar datos en panel son las siguientes:

- Se toma en cuenta y controla la heterogeneidad individual. Cuando trabajamos con muestras de empresas, estados, etc., heterogéneos y se utilizan datos de series de tiempo o datos de sección cruzada no se puede controlar la heterogeneidad y pueden obtenerse resultados sesgados. En cambio, trabajando con datos en panel se controlan variables estado (observables o no observables) y variables invariantes en el tiempo.
- Da más información, posee menos colinealidad entre las variables, más grados de libertad y más eficiencia. Por el contrario, por ejemplo, en series de tiempo existen muchos problemas de multicolinealidad.
- Pueden descomponerse las variaciones de los datos en:
  - Variaciones entre empresas, estados o individuos de distintos tamaños y características (Esta variación es usualmente más grande).
  - Variaciones dentro de las empresas, estados o individuos.
- Es un instrumento más apto para estudiar las dinámicas de ajuste.
- Es relativamente mejor para identificar y medir efectos que son simplemente no detectables en un estudio de sección cruzada o en uno de series de tiempo.
- Los modelos que usan los datos en esta forma evitan la construcción y el testeado de modelos de comportamiento más complicados.
- Mediante esta metodología se eliminan los sesgos resultantes de la agregación de firmas o individuos.

Y entre las desventajas se pueden mencionar:

- Pueden generarse problemas de diseño y recolección de datos (Ej.: cobertura, no-respuesta, memoria, frecuencia de entrevistas, espacio de las entrevistas, período de referencia), dado su mayor requerimiento.
- Distorsiones debidas a errores de medida (Ej.: fallas en las respuestas debidas a: preguntas poco claras, errores de memoria, distorsión deliberada de la respuesta, informantes inapropiados, efecto “entrevista” y olvido de respuesta).
- Problemas de selectividad: selectividad propia y no respuesta.
- Problemas cuando las series de tiempo son de dimensión corta.

### ii. ¿Efectos fijos o efectos aleatorios?

La mayoría de los modelos de datos en panel utilizan una forma de modelo de componente de error para los disturbios de la siguiente forma:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

Donde  $\mu_i$  es el efecto específico individual no observable, que tiene las particularidades de ser invariante en el tiempo y toma en cuenta cualquier efecto específico individual que no esté incluido en la regresión. Por otro lado,  $v_{it}$  es el disturbio remanente, que varía con los individuos y con el tiempo y puede ser pensado análogamente como el disturbio de una regresión usual.

La decisión que se presenta en el modelado de datos en panel es, dada la heterogeneidad individual que hace descartar la estimación por Mínimos cuadrados clásicos, elegir entre suponer el término no observable fijo o aleatorio. De allí los nombres de los dos modelos que podemos utilizar en la estimación de datos en paneles.

### iii. Algunas sugerencias útiles para la elección del modelo adecuado

El modelo de efectos fijos es una especificación adecuada si el estudio se realiza sobre un conjunto específico de firmas o individuos y las inferencias se refieren a ese conjunto de firmas o individuos. Suele decirse que la inferencia es condicional al conjunto de datos utilizados (firmas, individuos). Este modelo tiene la desventaja de perder gran cantidad de grados de libertad. El problema de multicolinealidad entre los regresores también puede ser importante.

Además, este estimador no puede estimar el efecto de ninguna variable invariante en el tiempo (Sexo, religión, etc.). Por lo tanto, en el presente trabajo no se podría, por ejemplo, sacar conclusiones acerca de diferencias entre empresas debidas a que corresponden a distintos países.

Por otro lado, como destaca Sosa Escudero (1999), discernir entre los modelos de efectos fijos y aleatorios es, posiblemente, el problema más complicado en la implementación de un modelo de datos en paneles.

En el primer caso, el efecto fijo es indistinguible de cualquier otra variable que no varía por individuos e incorpora a los efectos individuales como variables explicativas lo que implica una considerable pérdida de grados de libertad como ya se expuso anteriormente. En el caso de efectos aleatorios, por el contrario, el efecto fijo es tratado como una variable aleatoria omitida, la cual pasa a formar parte del término aleatorio lo cual solo altera la estructura de la matriz de covarianzas.

A modo de recomendación, el autor nombrado anteriormente afirma que la decisión entre efectos fijos y aleatorios puede basarse estrictamente en cuestiones de conveniencia práctica. Una recomendación vertida por el mencionado autor es realizar el denominado “Test de Hausman”.

El “Test de Hausman” puede ser interpretado como un test de validez del estimador de efectos aleatorios. Es recomendable la realización de este test ya que el estimador de efectos fijos es siempre consistente y el estimador de efectos aleatorios solo lo es cuando las variables explicativas no están correlacionadas con el término aleatorio. En este sentido, el test de Hausman realiza una prueba de exogeneidad de las variables explicativas con respecto al efecto aleatorio. Si se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad de los regresores entonces, el test estaría sugiriendo que el

estimador de efectos aleatorios es inconsistente y por lo tanto convendría usar el estimador de efectos fijos que seguiría siendo consistente aún en presencia de dicha correlación.

### III. Medición de fronteras de eficiencia con datos en paneles

Las fronteras de producción no son más que una regresión que se ajusta a los datos reconociendo la restricción de que todas las observaciones deben encontrarse debajo de la frontera y al menos una debe estar sobre ella. Estas fronteras son utilizadas en los últimos años de forma generalizada (en los países desarrollados) para llevar a cabo análisis de eficiencia relativa entre empresas de servicios públicos reguladas.

Los análisis de eficiencia relativa son generalmente llevados a cabo entre firmas, tomando una de ellas como la mejor marca (“benchmark”)<sup>4</sup>. El trabajo seminal sobre la utilización de fronteras de producción aplicadas al análisis de eficiencia relativa fue Farrel (1957).

Esta herramienta es de fundamental importancia en problemas donde existe asimetría de información entre los agentes económicos como por ejemplo en la relación entre una empresa de servicios públicos (que sea un monopolio natural) y su regulador (una agencia gubernamental con autonomía). Aquí, la comparación de eficiencia relativa es de suma importancia para, por ejemplo, las actualizaciones tarifarias bajo un mecanismo de regulación por “price cap” (Rossi y Ruzzier, 2000).

#### i. Método de estimación elegido

En lo relativo a la metodología, se suelen utilizar tres enfoques paramétricos: frontera paramétrica determinística (FPD), frontera paramétrica estocástica (FPE), y, fronteras sin supuestos acerca de la distribución de la ineficiencia (FSS) cuando los datos se encuentran en un panel de datos<sup>5</sup>. El desarrollado en este trabajo es este último.

En relación a la medición de eficiencia con modelos de datos en panel, el modelo de efectos fijos controla los efectos no observables específicos de las firmas, tales como la ineficiencia, que no son capturados por variables de control. Hay dos importantes límites a este modelo: primero, las variables invariantes en el tiempo son capturadas por los efectos fijos y no pueden ser incluidas en el modelo. Esto implica que los estimadores de ineficiencia incluyen las variaciones en las características de las firmas invariantes en el tiempo. Además, la ineficiencia se asume constante en el tiempo. Este supuesto puede ser relajado en el modelo de efectos aleatorios.

La principal ventaja de la especificación de efectos fijos es que las estimaciones son insesgadas aún si las variables explicativas están correlacionadas con las “dummies” específicas de las firmas. Sin embargo, las medidas de ineficiencia se confunden con otros factores.

La elección entre un modelo de efectos aleatorios y uno de efectos fijos depende también de la pertenencia o no de las firmas a una misma población. Para el caso en que la heterogeneidad entre las firmas está limitada a una única población el modelo de efectos aleatorios es una especificación válida. Según Farsi y Filippini (2003), dado que el benchmarking está basado sobre el concepto comparación de firmas comparables se podría argumentar que el supuesto de única población se cumple y la especificación de efectos aleatorios estaría justificada.

---

<sup>4</sup> Es importante señalar que la eficiencia referida es la eficiencia productiva, que comprende tanto la eficiencia técnica como así también la eficiencia en la asignación.

<sup>5</sup> Un enfoque alternativo es el programación matemática (no paramétrico), denominado Data Envelopment Análisis (DEA).

Para realizar la estimación de una frontera de eficiencia se debe especificar primero el modelo. Este podría consistir en una función de costos o en una función de producción. En el presente trabajo se estima una función de producción por disponibilidad de información y por ser una herramienta más apta para la comparación entre países<sup>6</sup>.

ii. Especificación teórica de la función de producción

Sobre la base de Rodríguez Pardina, Rossi y Ruzzier (1999) se postula la siguiente especificación teórica de la función de producción:

$$Y = A * L^\alpha * K^{1-\alpha} * Z_i^i \exp^\varepsilon$$

Expresando la misma función en forma logarítmica:

$$y = \alpha + \beta_1 L + \beta_2 K + \sum_i \gamma_i z_i + \varepsilon$$

Donde  $\alpha$  es  $\ln A$ ,  $\beta_i$  y  $\gamma_i$  son parámetros, y es  $\ln(Y)$  y  $z_i$  es  $\ln Z_i$  y  $\varepsilon$  es el término de error. La parte sistemática del modelo determina el máximo producto que se puede obtener con una cantidad dada de insumos y unas determinadas variables ambientales.

Básicamente, todos los enfoques paramétricos calculan las medidas de eficiencia a partir del residuo de una regresión.

iii. Especificación empírica de la función de producción

En este apartado se discute cual es la mejor especificación empírica de la función de producción. Para la determinación empírica de la función de producción se sigue a Rodríguez Pardina, Rossi y Ruzzier (1999). La metodología propuesta en dicho trabajo es la siguiente:

- 1) Sobre-parametrizar el modelo incluyendo la mayor cantidad posible de variables.
- 2) Eliminar secuencialmente la variable menos significativa (siempre y cuando la menos significativa no sea significativa al 10%), reintroduciendo en cada paso las variables eliminadas en pasos anteriores para comprobar que siguen siendo no significativas (en caso contrario deben ser reintroducidas en el modelo).
- 3) Al finalizar esta tarea se obtiene un modelo donde todas las variables son estadísticamente significativas y las variables eliminadas, en caso de ser reintroducidas, son no significativas.

---

<sup>6</sup> Para una explicación más detallada ver: Rodríguez Pardina, Rossi y Ruzzier (1999).

## Modelo inicial

Producto:

1. Total GWH

Insumos y variables ambientales:

1. Porcentaje de ventas residenciales
2. N° total de clientes.
3. Capacidad de transformación (Kva).
4. Área de servicio
5. Kilómetros de red
6. Densidad de población.
7. Densidad de clientes.
8. N° de empleados.

Con la base de datos cargada en STATA realizamos las regresiones para especificar el modelo. La regresión inicial fue<sup>7</sup>:

```
regress      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión
Ln Km de red      Ln Densidad de población      Ln Densidad de clientes      Ln Empleo
```

y los resultados con la especificación inicial del modelo fueron:

Source	SS	df	MS	Number of obs =	159
Model	8,02E+13	8	1,00E+13	F(8,150) =	1654,73
Residual	90860120,7	150	605734,138	Prob>F =	0
Total	8,11E+13	158	51325894,2	R-squared =	0,9888
				Adj R-squared =	0,9882
				Root MSE =	778,29

Total energía entregada	Coef.	Std. Err.	t	P>  t	[95% Conf. Interval]
Porcentaje ventas residenciales	-2080,124	762,1037	-2,73	0,007	-3585,968 -574,2791
Total de clientes	0,0016654	0,0002501	6,66	0	0,0011711 0,0021596
Capacidad de transformación	0,0016539	0,000106	15,6	0	0,0014444 0,0018634
Área concesión	-0,0019904	0,0007134	-2,79	0,006	-0,0034 -0,0005808
Km de red	0,0488609	0,0029451	16,59	0	0,0430417 0,0546801
Densidad de población	0,173723	0,0789539	2,2	0,029	0,0177175 0,3297284
Densidad de clientes	-0,7505727	0,5596883	-1,34	0,182	-1,856464 0,3553184
Empleo	-0,303042	0,0704314	-4,3	0	-0,4422078 -0,1638762
Contante	624,7769	327,0252	1,91	0,058	-21,39402 1270,948

Mediante el proceso descrito antes llegamos a la siguiente especificación final corriendo la siguiente regresión (se quitó la variable Ln Densidad de clientes):

```
regress      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión
Ln Km de red      Ln Densidad de población      Ln Empleo
```

Que arrojó los siguientes resultados:

<sup>7</sup> Para iniciar el programa STATA 9.0 debemos correr la línea (el número es solo a los efectos del ejemplo):

```
set memory 20000
```

y luego cargar la base de datos a utilizar yendo a FILE, luego OPEN y allí elegir la base de datos que corresponda en formato .dta que es el que utiliza el programa. Si la base está en Excel u otro se la puede transformar a .dta por medio del soft STATA TRANSFER 8.0.



Source	SS	df	MS	Number of obs = 159	
Model	8,02E+13	7	1,15E+13	F(7,151) =	1880,92
Residual	91949489,9	151	608.937.019	Prob>F =	0
Total	8,11E+13	158	51325894,2	R-squared =	0,9887
				Adj R-squared =	0,9881
				Root MSE =	780,34

  

Total energía entregada	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
Porcentaje ventas residenciales	-2133,753	763,0631	-2,8	0,006	-3641,413 -626,094
Total de clientes	0,0015618	0,0002385	6,55	0	0,0010905 0,0020331
Capacidad de transformación	0,0016105	0,0001012	15,91	0	0,0014105 0,0018105
Área concesión	-0,0017355	0,0006894	-2,52	0,013	-0,0030977 -0,0003733
Km de red	0,0503225	0,0027432	18,34	0	0,0449025 0,0557426
Densidad de población	0,0954894	0,0533427	1,79	0,075	-0,009905 0,2008838
Empleo	-0,2737422	0,0671337	-4,08	0	-0,406385 -0,1410994
Constante	612,8692	327,7678	1,87	0,063	-34,73405 1260,472

## Modelo final

Producto:

1. Total GWH

Insumos y variables ambientales:

1. Porcentaje de ventas residenciales.

2. N° de empleados.

3. Kilómetros de red.

4. Capacidad de transformación (Kva).

5. Area de servicio.

6. N° total de clientes.

7. Densidad de población.

Esta última es la especificación del modelo a la que se arribó finalmente y la que se usará en las estimaciones.

Es importante destacar que en los trabajos empíricos suelen distinguirse dos partes de la función de producción: el “corazón” del modelo (determinado teóricamente y formado por el conjunto de insumos) y las variables ambientales. El rol de estas últimas es capturar los factores externos que pueden influenciar a las firmas, logrando que las mismas sean comparables (Ej.: Área de concesión).

## IV. Datos

Los datos utilizados para las estimaciones fueron obtenidos de los informes de la Secretaría General de la Comisión de Integración Eléctrica Regional (CIER), “Datos estadísticos. Empresas Eléctricas...”. La base de datos incluye información de un gran número de variables de empresas de distribución de electricidad de países como Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela.

## V. Estimaciones y resultados

A continuación se desarrolla la secuencia de la estimación con el programa STATA 9.0 y una somera explicación de cada uno de los pasos:

a) Definimos las variables de Número de empresa y año:

iis Número de empresa

tis Año

b) Ahora ponemos el comando “xtreg” delante de la especificación final del modelo definida en la sección anterior. Al final agregamos el comando “fe” (Fixed Effects):

```
xtreg      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales  
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión  
Ln Km de red      Ln Densidad de población      Ln Empleo, fe
```

c) Corremos la regresión y obtenemos la siguiente salida de resultados que es explicada en los cuadros adjuntos:

```
Fixed-effects (within) regression  
Group variable (i): Nempresa
```

```
Number of obs      =      162  
Number of groups   =      32
```

El número de observaciones me indica la cantidad de observaciones totales y el número de grupos, en este caso particular está señalando el número de empresas.

```
R-sq:  within = 0.7736  
       between = 0.7002  
       overall = 0.7223
```

```
Obs per group:  min =      2  
                avg =     5.1  
                max =      7
```

Aquí se muestra la bondad del ajuste a los datos a cada una de las formas de modelización.

Aquí arriba se muestran las observaciones por grupo. Podemos ver que el mínimo de observaciones no coincide con el máximo lo cual indica que el panel es desbalanceado.

```
corr(u_i, Xb) = -0.5439
```

```
F(7, 123) = 60.02  
Prob > F = 0.0000
```

Aquí se muestra el grado de correlación entre los efectos aleatorios (residuos) y los regresores del modelo. En el caso de efectos fijos no importa si no es igual a cero porque el estimador de efectos fijos es igualmente consistente.

Este test F es un test de significatividad conjunta de los regresores del modelo (las betas). La hipótesis nula es que los regresores no son significativos.

Ln Total energía entregada	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ln Porcentaje ventas residenciales	-.5631405	.0579375	-9.72	0.000	-.6778242	-.4484568
Ln Total de clientes	.7775448	.0926021	8.40	0.000	.5942446	.9608451
Ln Capacidad de transformación	.0961725	.0424945	2.26	0.025	.0120572	.1802878
Ln Área concesión	.2998223	.208428	1.44	0.153	-.112748	.7123927
Ln Km de red	.1450811	.051801	2.80	0.006	.0425442	.247618
Ln Densidad de población	-.0638608	.028476	-2.24	0.027	-.1202272	-.0074944
Ln Empleo	-.0017718	.0378775	-0.05	0.963	-.076748	.0732043
Constante	-5.472438	1.823915	-3.00	0.003	-9.082766	-1.862111
	sigma_u	1.1463873				
	sigma_e	.0628346				
	rho	.99700476	(fraction of variance due to u_i)			

```
F test that all u_i=0:      F(31, 123) = 63.70      Prob > F = 0.0000
```

Este test F testea la hipótesis nula de que los efectos específicos individuales no observables (es decir, los efectos fijos o los  $\mu_i$ ) son estadísticamente no significativos. Si rechazo, estoy diciendo que estos efectos están presentes.

Debe señalarse que como existen variables invariantes en el tiempo (Ej.: Área), la estimación mediante este método (Efectos Fijos) no sería correcta. El problema se presenta porque el método debe realizar una transformación que barre con dichas variables y por ende no toma en cuenta su efecto (Baltagi, 2001).

Esta dificultad se hace evidente en la estimación realizada up-supra ya que allí se observa que la variable “Área” (invariante en el tiempo) es no significativa (al 10% de significatividad).

Ahora llevamos a cabo el mismo proceso descrito anteriormente para realizar la estimación de “efectos aleatorios” a través del programa STATA 9.0.

a) Definimos las variables de “Número de empresa” y “año” (Si se llevó a cabo la anterior regresión no se necesita realizar nuevamente este paso):

iis Número de empresa

tis Año

b) Ahora volvemos a utilizar el comando “xtreg” delante de la especificación final del modelo definido en la sección anterior. Al final agregamos el comando “re”(Random Effects):

```
xtreg      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión Ln
Km de red      Ln Densidad de población      Ln Empleo, re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs      =      162
Group variable (i): Nempresa      Number of groups   =      32

R-sq:  within = 0.7291      Obs per group:  min =      2
      between = 0.9648      avg =      5.1
      overall = 0.9680      max =      7
```

Los coeficientes de bondad del ajuste muestran que el modelo de efectos aleatorios usado aquí da una ponderación (ex ante aleatoria) mayor a la variación “between” que el modelo de efectos fijos.

```
Random effects u_i ~ Gaussian      Wald chi2(7)      =      1382.89
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)      Prob > chi2      =      0.0000
```

Aquí vemos que el software esta asumiendo que no existe correlación entre los efectos aleatorios (residuos) y los estimadores del modelo. Además está asumiendo que los efectos aleatorios (“random effects”) se distribuyen con distribución normal (Gausiana).

Este test de Wald testea la significatividad conjunta de los  $\beta_i$  de las variables independientes o explicativas.

Ln Total energía entregada	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Ln Porcentaje ventas residenciales	-.5255675	.0637106	-8.25	0.000	-.650438 - .400697
Ln Total de clientes	.9056077	.0831404	10.89	0.000	.7426555 1.06856
Ln Capacidad de transformación	.2493139	.04167	5.98	0.000	.1676423 .3309856
Ln Área concesión	-.0927349	.0379598	-2.44	0.015	-.1671347 -.018335
Ln Km de red	-.0067106	.0487295	-0.14	0.890	-.1022186 .0887974
Ln Densidad de población	-.0337162	.0309194	-1.09	0.276	-.094317 .0268847
Ln Empleo	.0772469	.0368884	2.09	0.036	.0049469 .1495469
Constante	-5.035016	.5356252	-9.40	0.000	-6.084822 -3.98521
sigma_u	.25216698				
sigma_e	.0628346				
rho	.94153984	(fraction of variance due to u_i)			

En los resultados que arroja esta estimación (Efectos aleatorios) se observa que las variables “Ln Km de red” y “Ln Densidad de población” son no significativas (al 10%).

## VI. Tests

Siguiendo a Sosa Escudero (1999) se realiza a continuación el test de “Hausman”, que nos muestra que se rechaza la hipótesis nula de no correlación entre el residuo y las variables explicativas y por lo tanto estaría indicando que tendría problemas al usar el modelo de efectos aleatorios (RE) dado que el modelo RE mantiene el supuesto de que los “ $u_i$ ” y los “ $\xi_i$ ” son independientes.

En el STATA 9.0 debemos en primer lugar especificar las regresiones a testear:

```
xtreg      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión Ln
Km de red      Ln Densidad de población      Ln Empleo, fe
```

```
est store fixed
```

```
xtreg      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales
Ln Total de clientes      Ln Capacidad de transformación      Ln Área concesión Ln
Km de red      Ln Densidad de población      Ln Empleo, re
```

```
hausman fixed .
```

Y la salida de resultado:

Hausman specification test

```
----- Coefficients -----
Ln Total energía entregada |      Fixed      Random
                          |      Effects      Effects      Difference
-----|-----|-----|-----
Ln Porcentaje ventas residenciales | - .5631405   - .5255675   - .037573
Ln Total de clientes                |  .7775448    .9056077   - .1280629
Ln Capacidad de transformación       |  .0961725    .2493139   - .1531414
Ln Área concesión                   |  .2998223   - .0927349   .3925572
Ln Km de red                        |  .1450811   - .0067106   .1517917
Ln Densidad de población             | - .0638608   - .0337162   - .0301446
Ln Empleo                           | - .0017718    .0772469   - .0790187
```

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2 (7)    = (b-B)'[S^(-1)](b-B), S = (S_fe - S_re)
            =      85.17
Prob > chi2 =      0.0000
```

El resultado del test de Hausman indica que se debería elegir el modelo de efectos fijos y eliminar las variables que resultan no significativas. Por otra parte, en la elección debe tenerse en cuenta el problema del “barrido” de las variables invariantes en el tiempo que lleva a cabo el modelo de efectos fijos.

Con respecto al potencial problema de la heterocedasticidad se suele utilizar el test de multiplicador de Lagrange de Breusch y Pagan que testea la hipótesis nula de OLS vs. la hipótesis alternativa de efectos aleatorios (GLS). En este ejemplo el test resulta significativamente concluyente a favor del modelo de efectos aleatorios.

```
xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects:

Ln Total energía entregada [Número de empresa,t] = Xb + u[Número de empresa]+ e[Número de empresa,t]

Estimated results	Var.	sd = sqrt(Var)
Ln Total energía entregada	3.086561	1.756861
e	.0039482	.0628346
u	.0635882	.252167

Test: Var(u) = 0  
chi2(1) = 183.87  
Prob > chi2 = 0.0000

En relación con este y otros tests que suelen llevarse a cabo para testear la existencia de heterocedasticidad, sus resultados son poco relevantes en la medición de eficiencia<sup>8</sup>. El problema que se presenta es que estos tests plantean la hipótesis nula de que la varianza de los residuos es homocedástica y en los modelos de datos en paneles el error está formado por dos términos:

$$uit = \mu_i + vit$$

lo que hace que el posible rechazo de la hipótesis nula, y en particular en la aplicación a fronteras de eficiencia, no se pueda atribuir directamente a la heterocedasticidad de la varianza del residuo ya que puede estar mostrando solo diferencias de eficiencia entre las firmas. Por lo tanto el rechazo de la hipótesis nula que muestra este test no altera los resultados mostrados.

Además se debe considerar el problema de autocorrelación, el cual como señala Greene (1997), no es tan importante en la estimación de efectos fijos como si lo es en la de efectos aleatorios. En el caso de efectos aleatorios, el mismo autor señala que si el residuo del componente de error es generado por un proceso AR(1), entonces se debería proceder a realizar el procedimiento de diferenciación parcial. A los efectos de corrección por autocorrelación se utilizó el comando “xtregar” del programa STATA 9.0 el cual corrige la autocorrelación de primer orden de los residuos.

## VII. Resultados con el modelo corregido

Teniendo en cuenta que utilizando el modelo de efectos fijos no estaría considerando el efecto de variables invariantes en el tiempo se consideran mejores las estimaciones obtenidas mediante el modelo de efectos aleatorio, corregido para evitar autocorrelación y el problema de poseer un panel desbalanceado.

El resultado se presenta en la tabla, donde además se sacaron variables que eran no significativas como: “Capacidad de transformación”, “Km de red” y “Densidad de población”. Se observa que las restantes variables son significativas al 1%.

Hay que remarcar también que el comando “xtregar” del programa STATA 9.0 puede acomodar paneles desbalanceados (como es el caso aquí) donde las observaciones están espaciadas de forma desigual. El comando implementa los métodos derivados en Baltagi y Wu (1999).

<sup>8</sup> Según Greene (1997) otros tests que se utilizan para testear heterocedasticidad son entre otros: el test general de White (W) y el test de Goldfeld-Quandt.

tsset      Número de empresa      Año

panel variable:    Número de empresa, 1 to 35  
time variable :    Año, 1994 to 2000

xtregar      Ln Total energía entregada      Ln Porcentaje ventas residenciales  
Ln Total de clientes      Ln Área concesión      Ln Empleo, re lbi

RE GLS regression with AR(1) disturbances      Number of obs      =      187  
Group variable (i): Nempresa      Number of groups      =      35  
  
R-sq:    within    = 0.6554      Obs per group: min =      3  
          between    = 0.9426                                    avg    =      5.3  
          overall    = 0.9454                                    max    =      7  
  
Wald chi2(5)      =    1034.00  
corr(u\_i, Xb)      = 0 (assumed)      Prob > chi2      =    0.0000

----- theta -----  
mín      5%      median      95%      max  
0.7677    0.7823    0.8048    0.8137    0.8137

-----  
Ln Total energía entregada      |      Coef.      Std. Err.      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]  
-----  
Ln Porcentaje ventas residenciales      |    -0.5773709    .0605775    -9.53    0.000    -0.6961007    -0.4586412  
Ln Total de clientes      |    1.095851    .0483671    22.66    0.000    1.001053    1.190649  
Ln Área concesión      |    -0.0767795    .0256374    -2.99    0.003    -0.1270279    -0.0265311  
Ln Empleo      |    0.1376239    .035323    3.90    0.000    0.068392    0.2068557  
Concesión      |    -4.700408    .5389213    -8.72    0.000    -5.756674    -3.644142  
-----

-----+-----  
rho\_ar    |    .65648231    (estimated autocorrelation coefficient)  
sigma\_u    |    .35450334  
sigma\_e    |    .07595823  
rho\_fov    |    .95610505    (fraction of variance due to u\_i)  
-----

Modified Bhargava et al. Durbin-Watson = .72236195  
Baltagi-Wu LBI = 1.3613831

De esta última salida puede inferirse lo siguiente:

- Porcentaje de ventas residenciales: el resultado negativo de esta variable expresada en logaritmo, me estaría indicando que a medida que el porcentaje de ventas residenciales de las empresas aumentan un 1%, las ventas expresadas en GWH caerían en un 0.57% aproximadamente.
- Total de clientes: da un resultado consistente con la intuición económica. Me está indicando una relación positiva entre la cantidad de clientes y el total de energía vendida.
- Área concesión: como en los dos casos anteriores, también da un resultado consistente con la intuición económica ya que muestra una relación negativa (-0.076) entre el Área de prestación del servicio y el Total de energía entregada. Esta variable estaría haciendo las veces de una variable ambiental.
- Empleo: nuevamente, el resultado que arroja la estimación del coeficiente de esta variable es consistente con lo que nos dice la teoría económica ya que si consideramos el empleo como un input y la energía producida un output, está mostrando simplemente que a mayor input, mayor output.

### VIII. Evaluación de eficiencia. Rankeando las empresas según su eficiencia relativa

A continuación se establece un ranking de eficiencia usando como insumo el panel de datos y el modelo de efectos aleatorios corregido por autocorrelación.

El ranking ordena las empresas, considerando empresa-año como una observación, de mayor a menor eficiencia. Este se obtiene a través de las siguientes líneas de programación en el STATA 9.0:

```

predict random, u
summ random

gen epsilon = random - r(max)

gen te_gls = exp(epsilon)

sum te_gls

gsort -te_gls, generate(g_rank)

gen rank_gls=g_rank if te_gls~=.

list Nempresa Año te_gls rank_gls
    
```

Nº	empresa	Observaciones	Año	Término de eficiencia*	Ranking
32	ENELVEN	1	1996	1	1
32	ENELVEN	2	1995	1	1
32	ENELVEN	3	1997	1	1
32	ENELVEN	4	1998	1	1
31	ELEVAL	5	1996	0,4666702	2
31	ELEVAL	6	1999	0,4666702	2
31	ELEVAL	7	1995	0,4666702	2
31	ELEVAL	8	1997	0,4666702	2
31	ELEVAL	9	2000	0,4666702	2
31	ELEVAL	10	1998	0,4666702	2
30	ELEGGUA	11	1997	0,4249545	3
30	ELEGGUA	12	1996	0,4249545	3
30	ELEGGUA	13	1995	0,4249545	3
27	CALEV	14	1996	0,3645971	4
27	CALEV	15	1997	0,3645971	4
27	CALEV	16	1995	0,3645971	4
10	CEMAT	17	1997	0,3593138	5
10	CEMAT	18	1995	0,3593138	5
10	CEMAT	19	1996	0,3593138	5
29	ELECAR	20	1995	0,3546515	6
29	ELECAR	21	1997	0,3546515	6
29	ELECAR	22	1996	0,3546515	6
28	CALEY	23	1996	0,3098262	7
28	CALEY	24	1995	0,3098262	7
28	CALEY	25	1997	0,3098262	7
9	CEB	26	1997	0,2980629	8
9	CEB	27	1998	0,2980629	8
9	CEB	28	1995	0,2980629	8
9	CEB	29	1999	0,2980629	8
9	CEB	30	2000	0,2980629	8

N° empresa	Observaciones	Año	Término de eficiencia*	Ranking	
9	CEB	31	1996	0,2980629	8
26	CADAFE	32	1995	0,2978941	9
26	CADAFE	33	1997	0,2978941	9
26	CADAFE	34	1996	0,2978941	9
34	ENERCALI	35	1997	0,2888121	10
34	ENERCALI	36	1996	0,2888121	10
1	EDEERSA	37	1999	0,2858434	11
1	EDEERSA	38	1998	0,2858434	11
1	EDEERSA	39	1997	0,2858434	11
20	ANDE	40	1996	0,2805175	12
20	ANDE	41	2000	0,2805175	12
20	ANDE	42	1997	0,2805175	12
20	ANDE	43	1995	0,2805175	12
20	ANDE	44	1999	0,2805175	12
20	ANDE	45	1998	0,2805175	12
4	EMSA	46	1995	0,2505656	13
4	EMSA	47	1999	0,2505656	13
4	EMSA	48	1997	0,2505656	13
4	EMSA	49	1996	0,2505656	13
4	EMSA	50	1998	0,2505656	13
15	EEPPM	51	1999	0,2470833	14
15	EEPPM	52	1998	0,2470833	14
15	EEPPM	53	1995	0,2470833	14
15	EEPPM	54	1996	0,2470833	14
15	EEPPM	55	1997	0,2470833	14
25	UTE	56	1995	0,2467094	15
25	UTE	57	1997	0,2467094	15
25	UTE	58	1998	0,2467094	15
25	UTE	59	2000	0,2467094	15
25	UTE	60	1999	0,2467094	15
25	UTE	61	1996	0,2467094	15
7	CRE	62	1998	0,2445545	16
7	CRE	63	2000	0,2445545	16
7	CRE	64	1999	0,2445545	16
7	CRE	65	1995	0,2445545	16
7	CRE	66	1997	0,2445545	16
7	CRE	67	1996	0,2445545	16
14	EDELMAG	68	1997	0,2348280	17
14	EDELMAG	69	1996	0,2348280	17
14	EDELMAG	70	1995	0,2348280	17
23	LDS	71	1997	0,2345751	18
23	LDS	72	2000	0,2345751	18
23	LDS	73	1996	0,2345751	18
23	LDS	74	1998	0,2345751	18
23	LDS	75	1995	0,2345751	18
23	LDS	76	1999	0,2345751	18
19	EMELMANABI	77	1995	0,2222050	19
19	EMELMANABI	78	1997	0,2222050	19
19	EMELMANABI	79	1996	0,2222050	19
13	CONAFE	80	1995	0,2168887	20
13	CONAFE	81	1997	0,2168887	20
13	CONAFE	82	1996	0,2168887	20
35	EMELGUR	83	1995	0,2139719	21
35	EMELGUR	84	2000	0,2139719	21
35	EMELGUR	85	1999	0,2139719	21



N° empresa	Observaciones	Año	Término de eficiencia*	Ranking	
35	EMELGUR	86	1997	0,2139719	21
35	EMELGUR	87	1998	0,2139719	21
35	EMELGUR	88	1996	0,2139719	21
8	ELFEO	89	1997	0,2129145	22
8	ELFEO	90	1998	0,2129145	22
8	ELFEO	91	1995	0,2129145	22
8	ELFEO	92	1996	0,2129145	22
8	ELFEO	93	1999	0,2129145	22
12	CGE	94	2000	0,2007402	23
12	CGE	95	1995	0,2007402	23
12	CGE	96	1999	0,2007402	23
12	CGE	97	1996	0,2007402	23
12	CGE	98	1997	0,2007402	23
12	CGE	99	1998	0,2007402	23
6	CESSA	100	1995	0,1952046	24
6	CESSA	101	1996	0,1952046	24
6	CESSA	102	1997	0,1952046	24
6	CESSA	103	1998	0,1952046	24
3	EDESUR	104	1996	0,1946583	25
3	EDESUR	105	1995	0,1946583	25
3	EDESUR	106	2000	0,1946583	25
3	EDESUR	107	1999	0,1946583	25
3	EDESUR	108	1998	0,1946583	25
3	EDESUR	109	1997	0,1946583	25
11	CEMIG	110	1999	0,1939798	26
11	CEMIG	111	1997	0,1939798	26
11	CEMIG	112	1998	0,1939798	26
11	CEMIG	113	2000	0,1939798	26
11	CEMIG	114	1996	0,1939798	26
2	EDENOR	115	1997	0,1900742	27
2	EDENOR	116	1996	0,1900742	27
2	EDENOR	117	1995	0,1900742	27
2	EDENOR	118	1999	0,1900742	27
2	EDENOR	119	1998	0,1900742	27
5	EPEC	120	1998	0,1851938	28
5	EPEC	121	1997	0,1851938	28
5	EPEC	122	1996	0,1851938	28
5	EPEC	123	1995	0,1851938	28
5	EPEC	124	1999	0,1851938	28
33	ESSA	125	1996	0,1798420	29
33	ESSA	126	1997	0,1798420	29
24	SEAL	127	1995	0,1704022	30
24	SEAL	128	1997	0,1704022	30
24	SEAL	129	1996	0,1704022	30
24	SEAL	130	1998	0,1704022	30
22	ELECTROSUR	131	2000	0,1492873	31
22	ELECTROSUR	132	1995	0,1492873	31
22	ELECTROSUR	133	1997	0,1492873	31
22	ELECTROSUR	134	1998	0,1492873	31
22	ELECTROSUR	135	1999	0,1492873	31
22	ELECTROSUR	136	1996	0,1492873	31
16	EEACA	137	1995	0,1362796	32
16	EEACA	138	1998	0,1362796	32
16	EEACA	139	1997	0,1362796	32
16	EEACA	140	1999	0,1362796	32

<b>N° empresa</b>	<b>Observaciones</b>	<b>Año</b>	<b>Término de eficiencia*</b>	<b>Ranking</b>	
16	EEACA	141	1996	0,1362796	32
18	ELEPCOSA	142	1995	0,1338573	33
18	ELEPCOSA	143	1997	0,1338573	33
18	ELEPCOSA	144	1996	0,1338573	33
17	EERSSA	145	1998	0,1185517	34
17	EERSSA	146	1996	0,1185517	34
17	EERSSA	147	1999	0,1185517	34
17	EERSSA	148	1997	0,1185517	34
21	ELC	149	1996	0,0977040	35
21	ELC	150	1997	0,0977040	35
21	ELC	151	1998	0,0977040	35

## **IX. Conclusiones**

El presente trabajo es una guía para la realización de mediciones de eficiencia relativa (Benchmarking) con objetivos regulatorios (definición del factor de productividad “X”) utilizando datos en panel. En política regulatoria, estas mediciones son actualmente un insumo fundamental para determinar el denominado factor “X” que, bajo el mecanismo de regulación por precios máximos, es el que indica potencialmente la medida en que la industria y la empresa regulada deberían mejorar su productividad<sup>9</sup>. Este estudio se focaliza en la parte que corresponde a la medición relativa de la productividad entre una empresa regulada y la mejor marca (benchmark) de la muestra. Para ello, se comienza discutiendo a nivel teórico las ventajas y desventajas de utilizar datos en panel para tal fin. A nivel empírico, se llevan a cabo mediciones de eficiencia relativa mediante dos métodos de estimación de datos en paneles: Efectos Fijos (Fixed effects) y Efectos Aleatorios (Random effects).

Como lección sobre la metodología frente a otras alternativas, se puede decir que el uso de datos en paneles para la estimación de fronteras de eficiencia representa una respuesta a los problemas suscitados en las estimaciones con datos de corte transversal (Schmidt y Sickles, 1984) como, entre otras, la inconsistencia del término de ineficiencia, el requerimiento de algún supuesto sobre el término de ineficiencia y la no independencia de los regresores como se supone en los modelos de corte transversal.

Con datos en paneles, el primer problema deja de ser tal ya que la consistencia aumenta debido al mayor número de observaciones sobre la empresa. Con respecto al segundo problema, la metodología de “panel data” salva la dificultad porque varios métodos utilizados aquí no necesitan de ningún supuesto sobre el término de ineficiencia porque suelen suponerla invariante en el tiempo. Y en referencia al último de los problemas, algunas técnicas no requieren del supuesto de independencia de la eficiencia y las variables explicativas.

---

<sup>9</sup> Para profundizar sobre el uso de mediciones de eficiencia relativa en regulación económica de servicios públicos ver: Coelli et. al. (2003)

## Referencias

- Arellano, Manuel, Bond, Stephen, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The review of economic studies*, volume 58, issue 2, april 1991.
- Baltagi, Badi H., *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons; 2nd edition, October 2001.
- Baltagi, Badi H., Wu, Ping X., "Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances", *Econometric Theory*, Vol. 15 (6), pp. 814-23., 1999
- Breusch, T. S., Pagan, A. R., "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The review of economics studies*, volume 47, N°1, Jan. 1980.
- Canay, I., "Eficiencia y productividad en distribuidores eléctricas: repaso de la metodología y aplicación", Centro de Estudios Económicos de la Regulación (CEER-UADE), Texto de Discusión N°35, febrero de 2002.
- Coelli, T., Estache, A., Perelman, S., Trujillo, L., "Una introducción a las medidas de eficiencia, para reguladores de servicios públicos y transporte", Banco Mundial - Alfaomega, 2003.
- Coelli, T., Prasada Rao, D., Battese, G., *An introduction to efficiency and productivity análisis*, Kluwer Academic Publishers, 1998.
- Cornwell, Christopher, Trumbull William N., "Estimating the economic model of crime with panel data", *The review of economics and statistics*, april 1993.
- Farrel, M., The measurement of productive efficiency, *Journal of Royal Statistical Society, Series A, Part III, Volume 120*.
- Farsi, Mehdi, Filippini, Massimo, "Regulation and measuring cost efficiency with panel data models: application to electricity distribution utilities", Centre for Energy Policy and Economics Swiss Federal Institutes of Tecnology (CEPE), January 2003.
- Greene H. William, *Econometric analysis*, Third edition, Prentice-Hall, 1997.
- Hausman A. Jerry, Taylor E. William, "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, Volume 49, issue 6, nov. 1981.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, 1986.
- Joskow, Paul L., Schmalensee Richard, "The Performance of Coal-Burning Electric Generating Units in the United States: 1960-1980", *Journal of applied econometrics*, volume 2, issue 2, april 1987.
- Maddala, G. S., "The use of variance componentes models in pooling cross section and time series data", *Econometrica*, Volume 39, N°2, March 1971.

- Rodríguez Pardina, Martín, Rossi, Martín, “Technical change and catching up: the electricity distribution sector in south america”, Centro de Estudios Económicos de la Regulación (CEER-UADE), working paper N°11, november 2000.
- Rodríguez Pardina, Rossi y Ruzzier, “Fronteras de eficiencia en el sector de distribución de energía eléctrica: la experiencia sudamericana”, Centro de Estudios Económicos de la Regulación (CEER-UADE), Texto de Discusión N°15, diciembre de 1999.
- Rossi, M. y Ruzzier, C., "On the regulatory application of efficiency measures," *Utilities Policy*, Elsevier, vol. 9(2), pages 81-92, 2000.
- Schmidt, P., Sickles, R., “Production frontiers and Panel data”, *Journal of business & economic statistics*, 2, october 1984.
- Seale, James L. Jr., “Estimating Stochastic Frontier Systems with Unbalanced Panel Data The Case of Floor Tile Manufactories in Egypt”, *Journal of Applied Econometrics*, volume 5, issue 1, Jan-Mar., 1990.
- Sosa Escudero, W., “Tópicos de econometría aplicada (Notas de clases)”, Trabajo docente N°2, septiembre de 1999.

## **Serie Textos de Discusión CEER**

Para solicitar alguno de estos documentos o suscribirse a toda la Serie Textos de Discusión CEER, vea las instrucciones al final de la lista. Un listado comprehensivo de la Serie textos de Discusión CEER puede hallarse en nuestro web site.

---

- STD 1. Laffont, Jean Jacques: Llevando los principios a la práctica en teoría de la regulación (marzo 1999)
- STD 2. Stiglitz, Joseph: The Financial System, Bussiness Cycle and Growth (marzo 1999)
- STD 3. Chisari, Omar y Antonio Estache: The Needs of the Poor in Infraestructure Privatization: The Role of Universal Service Obligations. The Case of Argentina (marzo 1999)
- STD 4. Estache, Antonio y Martín Rossi: Estimación de una frontera de costos estocástica para empresas del sector agua en Asia y Región del Pacífico (abril 1999)
- STD 5. Romero, Carlos : Regulaciones e inversiones en el sector eléctrico (junio 1999)
- STD 6. Mateos, Federico: Análisis de la evolución del precio en el Mercado Eléctrico Mayorista de la República Argentina entre 1992 y 1997 (julio 1999).
- STD 7. Ferro, Gustavo: Indicadores de eficiencia en agua y saneamiento a partir de costos medios e indicadores de productividad parcial (julio 1999)
- STD 8. Balzarotti, Nora: La política de competencia internacional (septiembre 1999)
- STD 9. Ferro, Gustavo: La experiencia de Inglaterra y Gales en micromedición de agua potable (septiembre 1999)
- STD 10. Balzarotti, Nora: Antitrust en el mercado de gas natural (octubre 1999)
- STD 11. Ferro, Gustavo: Evolución del cuadro tarifario de Aguas Argentinas: el financiamiento de las expansiones en Buenos Aires (octubre 1999)
- STD 12. Mateos, Federico, Martín Rodríguez Pardina y Martín Rossi: Oferta y demanda de electricidad en la Argentina: un modelo de ecuaciones simultáneas (noviembre 1999)
- STD 13. Ferro, Gustavo: Lecciones del Seminario Proyección de Demanda de Consumo de Agua Potable (noviembre 1999)
- STD 14. Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Medidas de eficiencia y regulación: una ilustración del sector de distribuidoras de gas en la Argentina (diciembre 1999)
- STD 15: Rodríguez Pardina, Martín, Martín Rossi y Christian Ruzzier: Fronteras de eficiencia en el sector de distribución de energía eléctrica: la experiencia sudamericana (diciembre 1999)
- STD 16: Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Cambio tecnológico y catching up: el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur (marzo 2000)
- STD 17: Ferro, Gustavo: El servicio de agua y saneamiento en Buenos Aires: privatización y regulación (abril 2000).
- STD 18: Celani, Marcelo: Reformas en la industria de las telecomunicaciones en Argentina (junio 2000).
- STD 19: Romero, Carlos: La desregulación de la comercialización de electricidad en Inglaterra y Gales (junio 2000).
- STD 20: Rossi, Martín: Midiendo el valor social de la calidad de los servicios públicos: el agua.
- STD 21: Rodríguez Pardina, Martín: La concesión de Aguas Argentinas. (Noviembre 2000).
- STD 22: Rossi, Martín e Iván Canay: Análisis de eficiencia aplicado a la regulación ¿Es importante la Distribución Elegida para el Término de Ineficiencia? (Noviembre 2000)
- STD 23: Ferro, Gustavo: Los instrumentos legales de la renegociación del contrato de Aguas Argentinas (1997-99) (Diciembre 2000).
- STD 24: Briggs, María Cristina y Diego Petrecolli: Problemas de competencia en la asignación de la capacidad de los aeropuertos. El Caso Argentino (Marzo 2001).
- STD 25: Ferro, Gustavo: Riesgo político y riesgo regulatorio: problemas en la concesión de sectores de infraestructura (Marzo 2001).
- STD 26: Ferro, Gustavo: Aguas del Aconquija: revisión de una experiencia fallida de privatización (abril 2001).
- STD 27: Ferro, Gustavo y Marcelo Celani: Servicio universal en telecomunicaciones: concepto y alcance en Argentina (Junio 2001).

- STD 28: Bondorevsky, Diego: Concentración horizontal en el sector de distribución eléctrica en Argentina. (Julio 2001).
- STD 29: Bondorevsky, Diego y Diego Petrecolla: Estructura del mercado de gas natural en Argentina e integración energética regional: Problemas de defensa de la competencia (Julio 2001).
- STD 30: Ferro, Gustavo: Participación del Sector Privado y Regulación en Agua y Saneamiento en Argentina: Casos Seleccionados.
- STD 31: Ferro, Gustavo: Desempeño reseñado de la concesión de agua y saneamiento metropolitana durante 1993-2001.
- STD 32: Bondorevsky Diego y Diego Petrecolla: Concesiones de agua y saneamiento en Argentina: Impacto en los sectores pobres (julio 2001).
- STD 34: Romero, Carlos: Servicio universal en el proceso de privatización de las empresas de telecomunicaciones y agua potable y alcantarillado en el Paraguay (septiembre 2001).
- STD 35-A: Bondorevsky, Diego y Romero Carlos: Fusiones y adquisiciones en el sector eléctrico: Experiencia internacional en el análisis de casos (diciembre 2001)
- STD 35-B: Canay, Iván: Eficiencia y Productividad en Distribuidoras Eléctricas: Repaso de la metodología y aplicación (febrero 2002).
- STD 36: Ullberg, Susann: El Apagón en Buenos Aires 1999 Manejo de crisis en los sectores privados y Públicos en la Argentina (marzo 2002).
- STD 37: Celani Marcelo, Petrecolla Diego, Ruzzier, Christian: Desagregación de Redes en Telecomunicaciones: Una Visión desde la Política de Defensa de la Competencia (abril 2002).
- STD 38: Bondorevsky Diego, Petrecolla Diego, Romero Carlos, Ruzzier Christian: Competencia por Comparación en el Sector de Distribución Eléctrica: El Papel de la Política de Defensa de la Competencia (abril 2002).
- STD 39: Cardozo Javier y Devoto Alberto: La tarifa de distribución antes y después de la Reestructuración del Sector Eléctrico (mayo 2002).
- STD 40: Canay, Iván: Modelando el Gas entregado en Argentina: ¿Cuál es el mejor Predictor? (mayo 2002).
- STD 41: Ruzzier, Christian: Una introducción a la estimación no paramétrica de fronteras de eficiencia (julio 2002).
- STD 42: Rodríguez Pardina, Martín: Mecanismos de Governance del Mercado Eléctrico Argentino: Análisis crítico y comparación internacional (diciembre 2002).
- STD 43: Roitman Mauricio y Ferro Gustavo: La Concesión de Aguas Provinciales de Santa Fe (marzo 2003).
- STD 44: Rodríguez Pardina, Martín: La determinación del Costo de Capital en América Latina : Un estudio comparativo de casos (Mayo 2003)
- STD 45: Rodríguez Pardina, Martín: Las tarifas de Servicios Públicos en un Contexto de Crisis (Diciembre 2003)
- STD 46: Bondorevsky, Diego: Índices de “Mark Up” en el Mercado Eléctrico Mayorista de Argentina (Diciembre 2003)
- STD 47: Ferro Gustavo y Petrecolla Diego: Crisis y respuesta Tarifa Social en Agua y Saneamiento en Argentina (Diciembre 2003)
- STD 48: Ferro Gustavo y Petrecolla Diego: Subsidios cruzados en Agua y Cloacas: La concesión de Buenos Aires (Diciembre 2003)
- STD 49: Ferro Gustavo: Sector de Agua y Saneamiento, Tarifa Social en Argentina (Diciembre 2003)
- STD 50: Petrecolla Diego y Romero Carlos: Lecciones del Desempeño, crisis y reformas de segunda generación del sector eléctrico argentino (Diciembre 2003)
- STD 51: Petrecolla Diego y Romero Carlos: Abogacía de la competencia en Argentina. Concentración horizontal en un ambiente regulado. El caso de la distribución de electricidad en el Area Metropolitana de Buenos Aires (Diciembre 2003)
- STD 52: Loza Andrés, Paula Margaretic y Carlos Romero: Consistencia de medidas de eficiencia basadas en funciones de distancia paramétricas y no paramétricas. una aplicación al sector de distribuidoras de electricidad en la argentina

- STD 53: Arrué Dario y Ridelener Gabriela: Consideraciones sobre la determinación de la base de capital de empresas de Electricidad y su remuneración en condiciones de emergencia económica (Abril 2004)
- STD 54: Oriolo Miriam: La desregulación del Mercado de Energía y la nueva regulación. La política energética. El caso europeo (Abril 2004)
- STD 55: Greco Esteban y Leonardo Stanley: Ablución de activos, tarifas e incentivos: La base de capital en las empresas reguladas y la renegociación contractual. (Junio 2004)
- STD 56: Roitman Mauricio: Aplicación de técnicas de datos en panel a la medición de eficiencia relativa entre empresas de distribución eléctrica reguladas: Una guía para la práctica regulatoria (Agosto 2005)





Centro de Estudios Económicos de la Regulación

Solicitud de incorporación a la lista de receptores de publicaciones del CEER

Deseo recibir los ejemplares correspondientes a la serie (marque con una cruz la que corresponda):

- a) Working Papers Series                    (...) e-mail, formato pdf
- b) Serie de Textos de Discusión            (...) e-mail, formato pdf

Mi nombre es:.....

E-mail:.....

Ocupación:.....

Domicilio:.....

Firma: .....

Tenga a bien enviar esta solicitud por fax o correo a:

SECRETARIA CEER  
Lima 717  
C1073AAO Buenos Aires - Argentina  
Por fax, al 54-11-4379-7693  
E-mail: [ceer@uade.edu.ar](mailto:ceer@uade.edu.ar)  
[www.uade.edu.ar](http://www.uade.edu.ar)