

SUPERINTENDENCIA DE SERVICIOS PÚBLICOS

COMITÉ DE SEGUIMIENTO DEL MERCADO MAYORISTA DE ENERGÍA  
ELÉCTRICA

Séptimo informe de avance  
Parte II

Preparado por:  
Jorge Mercado  
Gabriel Sánchez-Sierra  
Pablo Roda

Bogotá, Octubre del 2006

## 1. Introducción:

El objeto del séptimo informe es presentar los avances en el análisis econométrico de las series de precios de oferta de las distintas plantas generadoras. Este ejercicio persigue dos propósitos. Por un lado validar los resultados encontrados con el test de Granger, con los cuales se estableció una relación de causalidad entre el precio de bolsa y el precio de oferta que permite, como primera aproximación, categorizar las plantas como seguidoras y líderes en la fijación de los precios de bolsa en el MEM. En segundo lugar, los ejercicios que se reportan constituyen un primer paso para caracterizar la dinámica de la determinación de las cotizaciones en bolsa. Estos resultados son un insumo para la elaboración de un modelo econométrico como el estimado para la UPME por Diaz y Aguilar, que busca detectar posibles comportamientos estratégicos de los agentes.

El informe se divide en dos secciones. En la primera se presentan los resultados agregados de la determinación del precio de bolsa. En la siguiente se incluyen las ecuaciones que comandan la formación del precio de oferta, para cada una de las plantas.

## 2. Estimación del modelo general de precio de bolsa.

Si se considera una constante, el test de Dickey Fuller<sup>1</sup> permite rechazar, al 90% de confianza estadística, la hipótesis según la cual la serie de precio de bolsa se comporta como un paseo aleatorio. De acuerdo con lo anterior, la serie es estacionaria y, por lo tanto, su dinámica se puede caracterizar con un modelo con variable rezagada y un término constante. Tras ensayar diferentes especificaciones en el Software Eviews, se encontró que la ecuación que mejor ajusta el comportamiento de los precios de bolsa, tal y como se reportó en un informe anterior del CSMEM, incorpora el nivel de aportes en el agregado de embalses a nivel nacional y su propio precio rezagado.

$$P_{Bolsa,t} = 22.18 + 2.49 e^{-09} \times Aportes + 0.78 \times P_{bolsa,t-1}$$

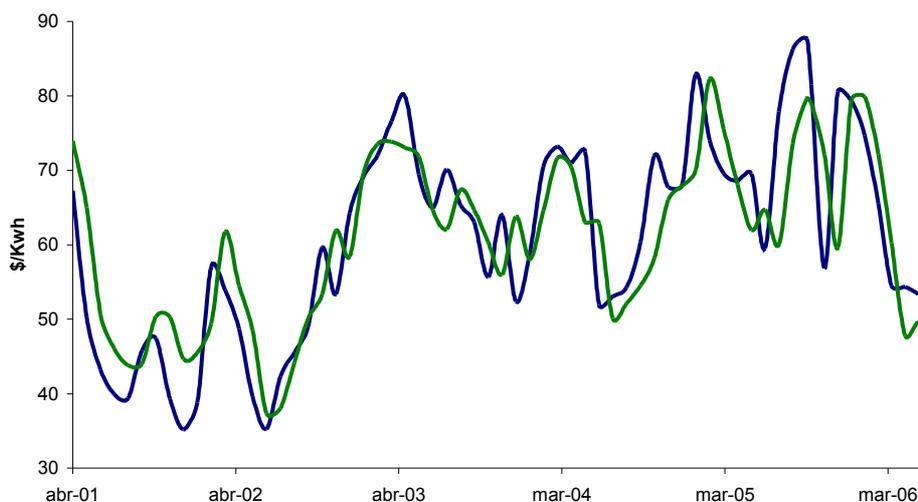
El modelo explica casi un 70% de la varianza del precio de bolsa y los coeficientes son significativos al 99% de confianza estadística. Como se observa, cerca del 80% del precio de bolsa de un mes determinado está dado por el nivel de precios que alcanzó el mes anterior. La estimación de la ecuación en logaritmos mantiene los estadísticos inalterados y permite inferir que la elasticidad del precio de bolsa al nivel de lluvias es tan solo de 0.13. Es decir, si de un mes a otro se duplican las lluvias sobre el nivel esperado, el precio de bolsa solo se reducirá en un 13%. Bajo estos resultados se puede afirmar que es mucho más importante en la determinación del precio de bolsa la dinámica inercial (y/o especulativa) que el nivel efectivo de los aportes hídricos.

Como se observa en la siguiente gráfica el modelo (línea verde) sigue con bastante precisión, la dinámica observada del precio de bolsa (línea azul).

---

<sup>1</sup> Los resultados del modelo se consignan en el anexo.

### Modelo econométrico para estimar el precio de bolsa



El modelo es útil para entender los Drivers del precio de bolsa que constituye la variable central para explicar el precio de oferta de las distintas plantas. No obstante, la proyección del modelo por fuera del rango con información tiene una varianza muy elevada, con lo cual el modelo no es muy útil para conformar un indicador que permita a la SSPD, establecer cuando los precios han superado un nivel “normal” dadas las condiciones hidrológicas. Esta debilidad del modelo, presumiblemente, se asocia a la carencia de una variable que capture la estacionalidad. Por lo anterior, en el siguiente informe se propondrá un indicador dinámico basado en un modelo de suavización exponencial con factores estacionales.

### 3. Comportamiento de las series de Precio de Oferta.

En esta sección se presenta la ecuación dinámica que arrojó un mejor ajuste para explicar el precio de oferta de las distintas plantas. La estimación se realizó en el Software EVIEWS y los resultados estadísticos se incluyen en el anexo. El objeto del ejercicio es comparar las estrategias de fijación de precios de las distintas plantas y caracterizar su dinámica para alimentar el modelo econométrico general.

Para cada serie se ensayaron modelos con las variables, constante, tendencia, precio de bolsa, aportes de los ríos que alimentan la planta, nivel del nivel específico del embalse, el porcentaje de contratación del agente como porcentaje de sus despachos reales y un componente autoregresivo. Se seleccionó el modelo de mejor ajuste econométrico. En cada caso se corrió el modelo seleccionado en logaritmos para estimar la elasticidad a las variables independientes. Se espera que el precio de oferta se correlacione en forma positiva con el precio de bolsa, porque el agente busca optimizar sus ingresos dado el estado del mercado y en forma negativa con el nivel del embalse, los aportes hídricos y el porcentaje de contratación.

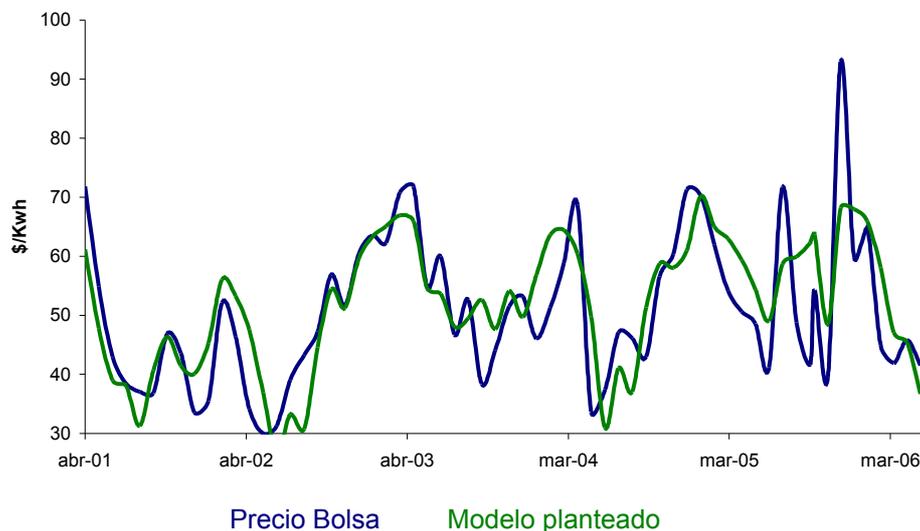
### a. Chivor

Al 99% de confianza estadística se puede afirmar que la serie de precios de oferta de Chivor es estacionaria, si se considera un término constante en el test de Dickey-Fuller. El modelo de mejor ajuste estadístico para este agente incluye únicamente como variables explicativas el precio de bolsa y los aportes hídricos. En el caso de Chivor no tienen poder explicativo el término autoregresivo ni el nivel de contratación. La variable de embalses es significativa si se excluyen los aportes, pero pierde importancia con su inclusión, presumiblemente por la colinealidad de estas dos variables.

$$P_{oferta,t} = 24.57 + 0.56 \times P_{bolsa,t} - 1.7 e^{-8} \times Aportes_t$$

El modelo tiene un ajuste adecuado, con un  $R^2$  de 0.43 y los estadísticos t con niveles de significancia al 99%. Este resultado confirma el hallazgo reportado con el test de Granger en el sentido de que el precio de bolsa es determinante en la preparación de ofertas por parte de Chivor. Sorprende la baja importancia del término autoregresivo y podría ser un síntoma de la baja inercia de la planta en su estrategia de preparación de ofertas. De hecho, las cotizaciones de Chivor muestran una elasticidad de 0.61 al precio de bolsa y de -0.10 a sus propios aportes hídricos.

**Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de Chivor**



## b. Guavio

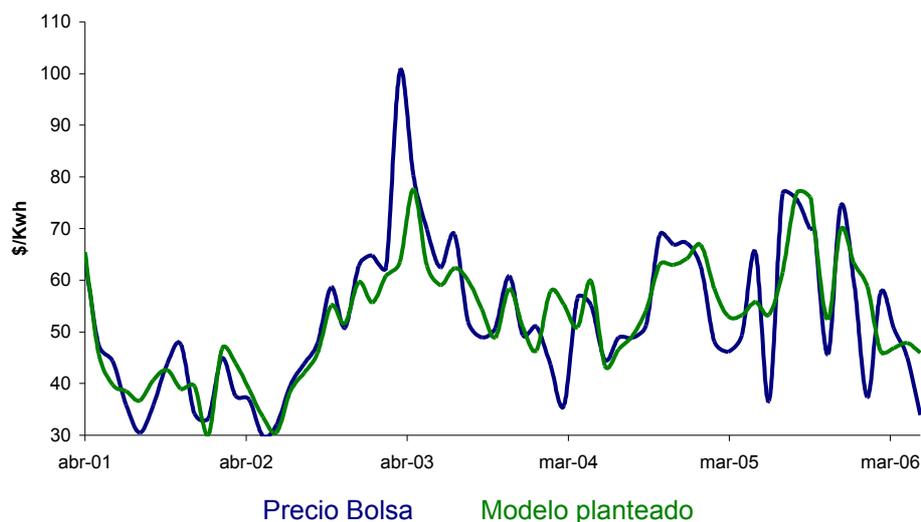
La estacionalidad de los precios de oferta de Guavio también se constata, con alta confiabilidad estadística, a partir del test de raíz unitaria considerando como variable exógena una constante. El modelo de mejor ajuste incluye la tendencia, con signo positivo, el precio de bolsa y el componente autoregresivo. El  $R^2$  es de 0.65 y todos los coeficientes son significativos al 99%.

A diferencia de Chivor, la fijación de precios de oferta del Guavio parece estar relativamente deslindada del comportamiento de su propia hidrología y sigue un comportamiento más especulativo con una elasticidad de 0.93 al precio de bolsa. Un crecimiento de 10 puntos en el precio de bolsa se refleja en un crecimiento medio del precio de oferta de Guavio de 9.3 puntos. Además de seguir con precisión los movimientos de bolsa, las ofertas del Guavio tienen un componente inercial importante, de modo que cerca del 30% del precio de oferta de un mes determinado se explica por el precio de oferta del mes anterior. Este resultado corrobora los resultados del test de Granger, en el sentido en que la evolución de la bolsa, determina las cotizaciones del agente en el mercado.

$$P_{oferta,t} = 0.78t + 0.77 \times P_{bolsa,t} + 0.31 \times P_{oferta,t-1}$$

Obviamente, los niveles propios de aportes y embalse inciden en la oferta. Este efecto, no obstante, se captura a través del estado del precio de bolsa que de recoge, como se mostró en la sección anterior, la hidrología general del país.

**Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de Guavio**



## c. San Carlos

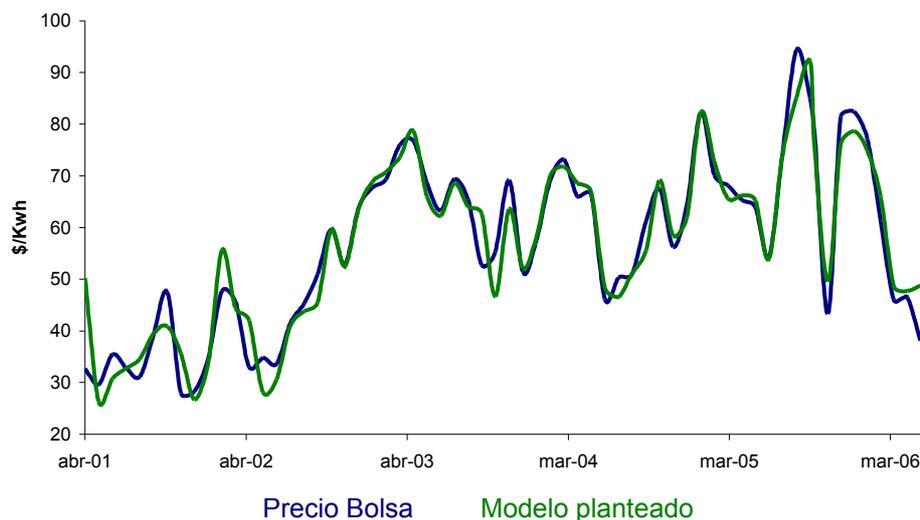
La estacionariedad de las ofertas de San Carlos es mas débil que la de las plantas anteriores, pero se puede inferir al 90% de confiabilidad estadística si se incluye el término constante. Para la serie de ofertas de San Carlos el modelo de mejor ajuste incluye como variables independientes el nivel de

aportes, el precio en bolsa y el término autoregresivo. Aún cuando el modelo se asemeja al de Guavio, los parámetros son diferentes. En este caso la elasticidad al precio de bolsa es mayor que uno, lo que indica que las ofertas de San Carlos sobre reaccionan a los movimientos en la bolsa. Esta elasticidad puede estar parcialmente explicada por el papel que juega San Carlos en la determinación del precio de Bolsa. La elasticidad con respecto a sus propios aportes es de apenas el 6% y, a juzgar por el coeficiente autoregresivo de 0.62, las ofertas parecen seguir un fuerte comportamiento inercial.

$$P_{oferta,t} = -5.4e^{-07} \times aportes + 1.088 \times P_{bolsa,t} + 0.62 \times P_{oferta,t-1}$$

Como se observa en la gráfica el modelo predice con bastante precisión el comportamiento de los precios de oferta de San Carlos. El  $R^2$  es de 0.92 y todos los coeficientes de las variables exógenas son significativos al 99%.

**Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de San Carlos**



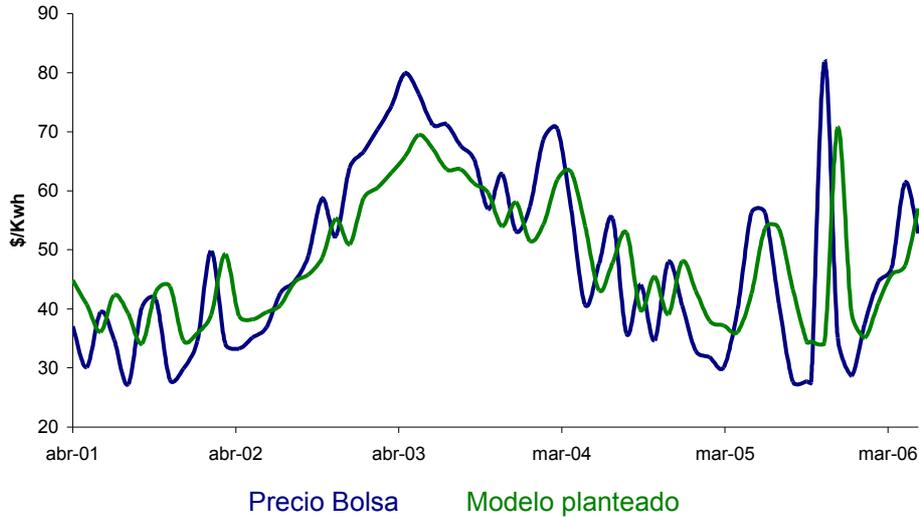
#### d. Guatapé

El modelo de mejor ajuste para Guatapé valida los resultados del test de Granger en el sentido en que la preparación de ofertas de esta planta no se basa en la evolución del precio de bolsa. Este hecho, que puede estar relacionado con la gran capacidad del embalse, se constata por el bajo poder explicativo del precio de bolsa en el modelo econométrico. De hecho, la ecuación de mejor ajuste para explicar el precio de oferta de Guatapé únicamente incluye el término constante y el componente autoregresivo.

$$P_{oferta,t} = 48.23 + 0.67 \times P_{oferta,t-1}$$

El modelo tiene un ajuste relativamente bueno, con un  $R^2$  de 0.45 y los dos parámetros significativos al 99%. El test de estacionariedad también rechaza la presencia de raíz unitaria a un nivel muy cercano a este.

### Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de Guatapé



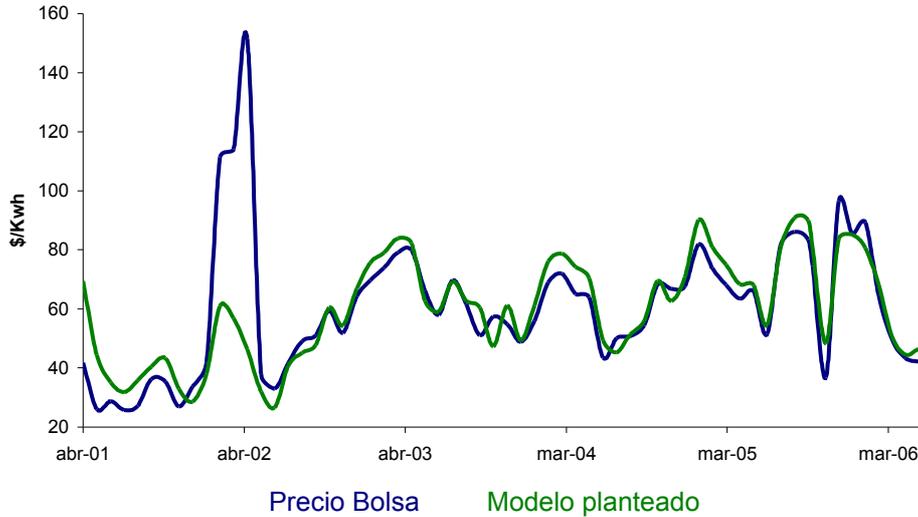
#### e. Guatrón

El test de Dickey-Fuller confirma la estacionariedad de la serie de precios de oferta de Guatrón a un 99% de confiabilidad estadística. El modelo de mejor ajuste explica razonablemente bien la evolución de las ofertas de esta planta a la bolsa, salvo aquellas de inicios del 2002, cuando, presumiblemente se presentó algún inconveniente mayor que le impidió al agente ofertar la planta en el mercado. El R2 del modelo es de 0.40 y los estadísticos t indican significancia de las dos variables incluidas al 99% de confiabilidad. En la determinación del precio de oferta parecen incidir el nivel de aportes, con una elasticidad del 6% y el precio de bolsa con una elasticidad de 1.25.

$$P_{oferta,t} = -5.95e^{-08} \times Aportes + 1.16 \times P_{bolsa,t}$$

De acuerdo con este ejercicio Guatrón es un seguidor del precio de bolsa, ya que tienen un efecto más marcado en la elaboración de su oferta las condiciones del mercado, que las condiciones propias de la planta. Esto se constata por la baja importancia del componente autoregresivo. El nivel de aportes incide en sus cotizaciones, pero con una elasticidad relativamente baja.

### Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de Guatrón



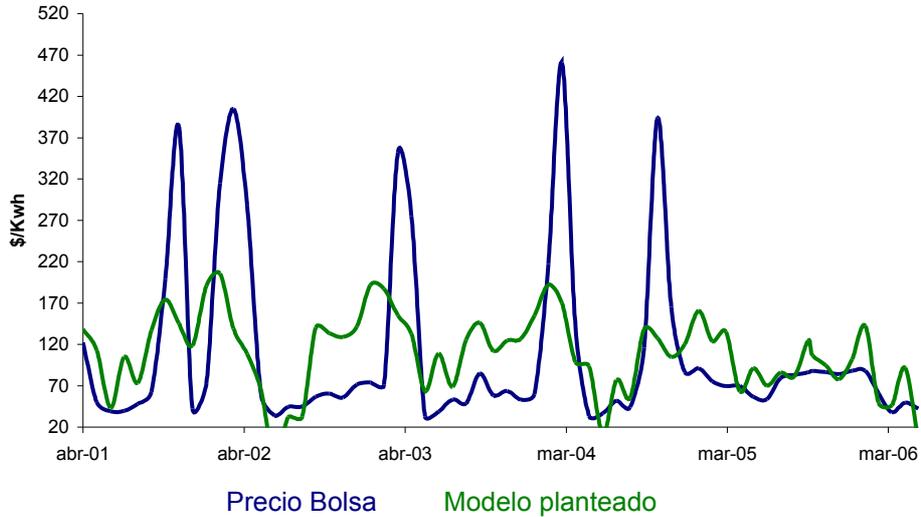
#### f. Betania

La serie de precios de oferta de Betania también se puede caracterizar como estacionaria. En este caso, tal y como mostraba el test de Granger, la preparación de ofertas no depende de la evolución de los precios en la bolsa. De hecho, el modelo de mejor ajuste la única variable independiente que considera es el nivel de aportes del río Magdalena. La elasticidad a esta variable es unitaria y negativa, lo que indica que cualquier variación en el régimen de lluvias se traduce en una variación porcentual equivalente y en sentido contrario en el precio de oferta. Este comportamiento es propio de una planta con baja capacidad de almacenamiento que no se puede arriesgar a quedar fuera de meritos en períodos de hidrologías altas.

Si bien los estadísticos de los coeficientes son significativos al 99%, el R2 es relativamente bajo (0.2) y, como se observa en la gráfica el modelo es incapaz de predecir picos pronunciados en las ofertas, que se explican por factores no incluidos en la ecuación.

$$P_{oferta\ t} = 248 - 7.99 E^{-07} * Aportes$$

### Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de Betania



#### g. TEBSA

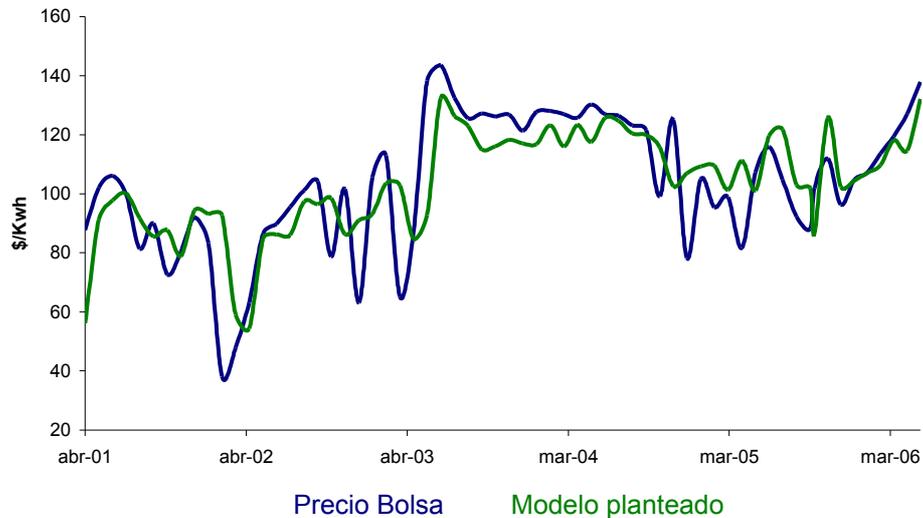
Es interesante constatar el cambio de comportamiento en la preparación de ofertas cuando se trata de una planta térmica. En este caso carecen de sentido las variables de nivel de embalse y aportes; en su lugar adquiere importancia el nivel de contratación.

$$P_{oferta,t} = -0.82 \times Contratación + 0.64 \times P_{oferta,t-1}$$

Tal como predice la teoría, niveles bajos de contratación invitan a ofertar precios altos en bolsa. En el caso de TEBSA esta elasticidad es negativa y del 23.9% (un aumento del 100% en el indicador de contratación, induce una reducción de precios del 23%). Se debe destacar además la importancia del componente autoregresivo. La estrategia de oferta de TEBSA más que seguir el comportamiento de los precios de bolsa, sigue sus propias políticas plasmadas en la oferta del período anterior.

El ajuste del modelo es satisfactorio. Se obtuvo un R2 de 0.52 y los dos coeficientes son significativos al 99%. Con este mismo nivel de significancia es posible descartar la presencia de raíz unitaria de la serie.

### Modelo econométrico para predecir el precio de oferta de TEBSA



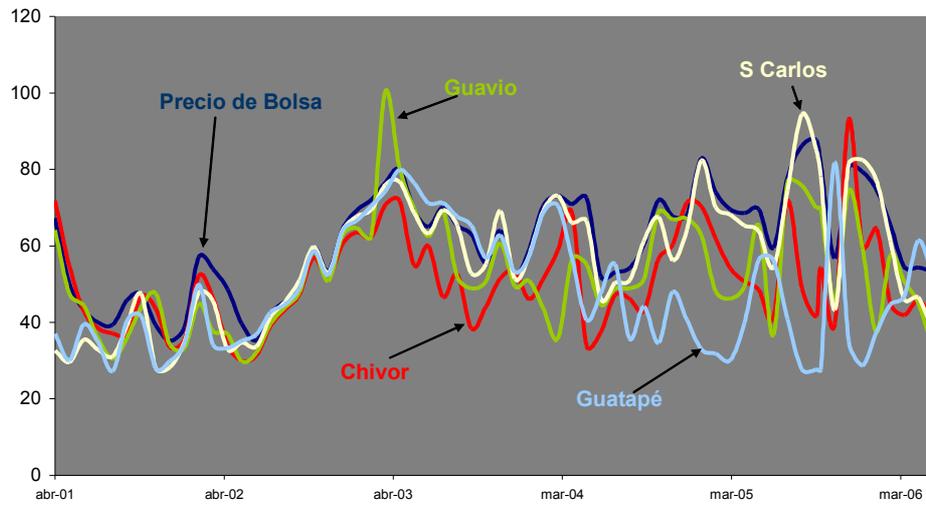
#### h. Conclusiones

El análisis de series de tiempo corrobora los hallazgos realizados a partir del Test de Granger. En particular, se evidencia el comportamiento estratégico en la preparación de ofertas de las plantas con mayor incidencia en el precio de bolsa. Para estas plantas (S Carlos, Guavio y Chivor) la variable de mayor importancia en la preparación de ofertas es el estado del mercado.

Por otra parte se observa como Guatapé, dada su gran capacidad de embalse, puede cotizar de manera independiente al nivel de precios vigente en la bolsa. La variable de contratación solo resultó significativa en el caso de TEBSA. Para Betania, el principal determinante de su estrategia de oferta parece ser el nivel de lluvias.

La siguiente gráfica busca ilustrar la dinámica de los principales actores en la fijación del precio de bolsa para el período 2001-2006.

## Envolvente de ofertas de precios



### I. Fuentes de Información

- Base datos Neon-XM
- Mercado de Energía Eléctrica en Colombia Análisis comercial y de estrategias. Unidad de Planeación Minero Energética-UPME, 2004.

## ANEXO ESTADÍSTICO

### Precio de Bolsa

#### Test de Dickey y Fuller

Null Hypothesis: SPRBL has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.727782	0.0750
Test critical values: 1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(SPRBL)  
Method: Least Squares  
Date: 10/19/06 Time: 12:12  
Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

#### Coefficientes estimados y estadísticos

Dependent Variable: SPRBL  
Method: Least Squares  
Date: 10/19/06 Time: 11:52  
Sample(adjusted): 2001:04 2006:06  
Included observations: 63 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.18962	5.235220	4.238527	0.0001
SAPOE	-2.50E-09	7.02E-10	-3.552958	0.0007
SPRBL(-1)	0.784768	0.072008	10.89830	0.0000
R-squared	0.686969	Mean dependent var		61.08398
Adjusted R-squared	0.676535	S.D. dependent var		13.64396
S.E. of regression	7.759866	Akaike info criterion		6.982255
Sum squared resid	3612.931	Schwarz criterion		7.084309
Log likelihood	-216.9410	F-statistic		65.83715
Durbin-Watson stat	1.938160	Prob(F-statistic)		0.000000

#### Chivor

Null Hypothesis: PROF\_CHVR has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.766322	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(PROF\_CHVR)

Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 14:41  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

Dependent Variable: PROF\_CHVR  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 15:05  
 Sample: 2001:03 2006:06  
 Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.57894	8.706135	2.823174	0.0064
SPRBL	0.567558	0.124376	4.563253	0.0000
APOE_BATA	-1.76E-08	5.26E-09	-3.347770	0.0014
R-squared	0.434413	Mean dependent var		52.16622
Adjusted R-squared	0.415869	S.D. dependent var		16.63538
S.E. of regression	12.71417	Akaike info criterion		7.969052
Sum squared resid	9860.655	Schwarz criterion		8.070249
Log likelihood	-252.0097	F-statistic		23.42626
Durbin-Watson stat	1.150256	Prob(F-statistic)		0.000000

### Guavio

Null Hypothesis: PROF\_GVIO has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.428811	0.0007
Test critical values:		
1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(PROF\_GVIO)  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 15:46  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06  
 Dependent Variable: PROF\_GVIO  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/10/06 Time: 14:53  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06  
 Included observations: 63 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@MONTH	0.788551	0.323747	2.435700	0.0179
SPRBL	0.778065	0.040058	19.42347	0.0000
AR(1)	0.317239	0.112744	2.813798	0.0066
R-squared	0.658057	Mean dependent var		52.63664
Adjusted R-squared	0.646659	S.D. dependent var		14.32482
S.E. of regression	8.515027	Akaike info criterion		7.167990
Sum squared resid	4350.342	Schwarz criterion		7.270044
Log likelihood	-222.7917	Durbin-Watson stat		2.027718
Inverted AR Roots	.32			

## San Carlos

Null Hypothesis: PROF\_SNCR has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.810982	0.0624
Test critical values: 1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(PROF\_SNCR)  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 16:10  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

Dependent Variable: PROF\_SNCR  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/10/06 Time: 15:07  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06  
 Included observations: 63 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
APOE_SANCAR	-5.42E-07	1.72E-07	-3.149748	0.0025
SPRBL	1.088862	0.047987	22.69067	0.0000
AR(1)	0.620914	0.085007	7.304283	0.0000
R-squared	0.918606	Mean dependent var		56.74727
Adjusted R-squared	0.915892	S.D. dependent var		16.53951
S.E. of regression	4.796674	Akaike info criterion		6.020171
Sum squared resid	1380.485	Schwarz criterion		6.122225
Log likelihood	-186.6354	Durbin-Watson stat		2.191155
Inverted AR Roots	.62			

## Guatapé

Null Hypothesis: PROF\_GTPE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.469307	0.0121
Test critical values: 1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(PROF\_GTPE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 16:41  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

Dependent Variable: PROF\_GTPE  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 16:43  
 Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

Included observations: 63 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	48.23560	4.391301	10.98435	0.0000
AR(1)	0.670317	0.095029	7.053846	0.0000
R-squared	0.449243	Mean dependent var		47.92394
Adjusted R-squared	0.440215	S.D. dependent var		15.35137
S.E. of regression	11.48571	Akaike info criterion		7.751316
Sum squared resid	8047.220	Schwarz criterion		7.819352
Log likelihood	-242.1665	F-statistic		49.75675
Durbin-Watson stat	2.176051	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.67			

### Guatrón

Null Hypothesis: PROF\_GTRG has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.799800	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.542097	
5% level	-2.910019	
10% level	-2.592645	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(PROF\_GTRG)  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/19/06 Time: 17:00  
 Sample(adjusted): 2001:06 2006:06

Dependent Variable: PROF\_GTRG  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/10/06 Time: 15:56  
 Sample: 2001:03 2006:06  
 Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
APOE_GATRON	-5.95E-08	2.69E-08	-2.215465	0.0304
SPRBL	1.159490	0.081628	14.20458	0.0000
R-squared	0.406396	Mean dependent var		61.01835
Adjusted R-squared	0.396821	S.D. dependent var		22.99859
S.E. of regression	17.86176	Akaike info criterion		8.633952
Sum squared resid	19780.63	Schwarz criterion		8.701417
Log likelihood	-274.2865	Durbin-Watson stat		0.906381

### Betania

Null Hypothesis: PROF\_CHBG has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.076947	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Dependent Variable: PROF\_CHBG

Method: Least Squares  
Date: 10/10/06 Time: 15:38  
Sample: 2001:03 2006:06  
Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	248.0033	36.32131	6.828038	0.0000
APOE_MAGDAL	-7.99E-07	1.99E-07	-4.026543	0.0002
R-squared	0.207293	Mean dependent var		109.6771
Adjusted R-squared	0.194508	S.D. dependent var		105.1173
S.E. of regression	94.34192	Akaike info criterion		11.96248
Sum squared resid	551824.6	Schwarz criterion		12.02994
Log likelihood	-380.7993	F-statistic		16.21305
Durbin-Watson stat	1.413324	Prob(F-statistic)		0.000157

## TEBSA

Null Hypothesis: PROF\_TBST has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.196596	0.0014
Test critical values:		
1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(PROF\_TBST)  
Method: Least Squares  
Date: 10/19/06 Time: 17:49  
Sample(adjusted): 2001:04 2006:06

Dependent Variable: PROF\_TBST  
Method: Least Squares  
Date: 10/10/06 Time: 15:32  
Sample(adjusted): 2001:04 2006:06  
Included observations: 63 after adjusting endpoints  
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	143.9240	11.74327	12.25587	0.0000
PCTCNT_CRLG	-0.827491	0.226483	-3.653654	0.0005
AR(1)	0.643429	0.091280	7.048971	0.0000
R-squared	0.527391	Mean dependent var		103.6195
Adjusted R-squared	0.511638	S.D. dependent var		22.66531
S.E. of regression	15.83918	Akaike info criterion		8.409298
Sum squared resid	15052.77	Schwarz criterion		8.511352
Log likelihood	-261.8929	F-statistic		33.47746
Durbin-Watson stat	1.881880	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.64			