

# DETERMINACIÓN DEL PRECIO DEL GAS NATURAL PARA BOLIVIA: *POOLING* DE PROYECCIONES DE LOS PRECIOS DE EXPORTACIÓN SEGÚN MERCADO<sup>1</sup>

Ruben Aguilar<sup>Ω</sup>

Analista en Investigaciones Senior  
Banco Central de Bolivia

Daney Valdivia<sup>œ</sup>

Analista en Investigaciones Senior  
Banco Central de Bolivia

## 2011

### Resumen

A partir del *boom* de precios en materia de *commodities* como consecuencia de la última crisis acontecida en todas las economías del mundo, la proyección de éstos para economías pequeñas y en desarrollo se convierte en un factor importante dentro la estructura de sus ingresos. En este contexto, se plantea la aplicación de un *pooling* de distintos métodos de proyección para los precios de los *fuels* que determinan los precios del gas exportado según contratos. Se aplica: i) un modelo Garch, ii) un modelo dinámico de corto plazo que considera los precios futuros del petróleo marcador (WTI), iii) un modelo dinámico de corto plazo que considera en la determinación endógena de los precios del WTI, una ecuación GARCH determinada por las proyecciones de oferta mundial de crudo y vi) un modelo ARIMA según componentes. Los resultados del *pool* de proyecciones junto a un modelo de exportación de volúmenes de gas natural al mercado brasilero, permiten evaluar los precios promedio ponderados ex post al observado.

Clasificación JEL: **C1, Q43**

Palabras Clave: **Econometría y Métodos Estadísticos, Energía y Macroeconomía**

---

<sup>1</sup> Los errores y las conclusiones del presente documento, son de exclusiva responsabilidad de los autores, no comprometiéndose de ninguna manera a las instituciones donde desenvuelven sus actividades laborales. Se agradece especial colaboración en el tratamiento de las bases de datos a Javier Flores

<sup>Ω</sup> Contacto: [raguilar@bcb.gob.bo](mailto:raguilar@bcb.gob.bo); [raceconomia@yahoo.es](mailto:raceconomia@yahoo.es)

<sup>œ</sup> Contacto: [dvaldivia@bcb.gob.bo](mailto:dvaldivia@bcb.gob.bo), [daneyvaldivia@yahoo.com](mailto:daneyvaldivia@yahoo.com)

## I. Introducción

La toma de decisiones por parte de los *Policy Makers* se basa en análisis profundo de las variables relevantes que intervienen en la aplicación de algún tipo de política. Por otro lado, en la provisión de esta información es muy común escuchar los términos “*Blue Chip Average Forecast*” o también “*Consensus Forecast*”.

Entonces cabe preguntarnos, ¿es bueno realizar un promedio de las proyecciones de los profesionales dedicados a este rubro?, ¿tendríamos que buscar algún método para la combinación de los mismos? O ¿por qué no generar proyecciones que traten de reflejar las características de las variables intervinientes y buscar una combinación con propiedades asintóticas deseables y que busquen proyectar la variable en cuestión?

Desde el reciente episodio de desaceleración mundial y desacoplamiento en el ritmo de crecimiento entre las economías desarrolladas y emergentes y en desarrollo, la importancia de los sectores productores de *commodities*, para el caso boliviano el Sector Hidrocarburos, cobra relevancia no sólo por su capacidad de generar mayores volúmenes<sup>3</sup>, sino también por los precios externos relevantes que determinan su comportamiento. Por ejemplo, la determinación exógena de precios, en el mercado interno por mecanismo de ajuste *ad hoc*, pero fundamentalmente en el mercado externo determinada por el accionar del comportamiento de los *animal spirits* de los agentes, elemento central al momento de considerar la formulación presupuestaria, posición deudora/acreedora en la Cuenta Corriente de la Balanza de Pagos, la dirección de las políticas públicas y la expansión de la economía real, cuya interacción determina los márgenes de acuerdo inmerso en los programas monetario-financiero.

Dado que el sector hidrocarburos es sensible a la determinación de precios, es importante considerar con fines de pronóstico, una metodología cuantitativa que permita acercarse con mayor precisión a los futuros valores a observarse.

Si el fin es realizar proyecciones por mercados de los precios de exportación de gas natural, podrían existir tantas como el número de usuarios que encargaron el pronóstico. Empero, el no considerar la construcción determinística de estos precios, podría conducir a ignorar los diferentes precios de los *fuels* que son los

---

<sup>3</sup> Mismos que podrían estar restringidos a utilización de capacidades de extracción, transporte, almacenamiento e incluso a contratos ya establecidos.

elementos que la determinan. No obstante, los mismos son determinados por el mercado.

Con fines metodológicos el presente documento plantea la aplicación de un *pool* de proyecciones reportadas por distintos modelos que predicen los precios de *fuels* y diesel oil que sirven de insumo para la determinación del importe pagado por el gas exportado según contratos. La aplicación de cuatro modelos econométricos permite proyectar los precios de los *fuels* que determinan los precios del gas exportado. Tres de estos modelos consideran para el caso de los *fuels*, ecuaciones de corto plazo que anidad en su estructura relaciones dinámicas de largo plazo (entre los *fuels* y el petróleo marcador) y un cuarto especifica un modelo ARIMA según componentes. Los resultados del *pool* de proyecciones junto a un modelo de exportación de volúmenes de gas natural al mercado brasilero y argentino, permiten evaluar los precios promedio ponderados ex post al observado.

Los resultados señalan que los indicadores de sesgamiento de las proyecciones individuales en comparación con el *pooling* de proyecciones, mejoran, lo que indicaría que las proyecciones se vuelven más consistentes con la realidad boliviana.

El documento se estructura como sigue: i) la segunda parte realiza una revisión de las estructuras de contratos de precios de venta de gas natural por mercado, ii) la tercera parte, muestra el desarrollo teórico de los modelos a realizar y la metodología de combinación de pronósticos, iii) la cuarta explica que datos se utilizaron, su temporalidad y los resultados del *pooling* de proyecciones, finalmente la última sección muestra las conclusiones.

## **2.- Contexto del documento.**

### **2.1. Revisión de los contratos de exportación de gas natural – implicaciones en los precios.**

Históricamente las exportaciones de gas natural se centran en los mercados de la Argentina y Brasil, a continuación se muestra un breve resumen de los hitos históricos inherentes a estos contratos:

- a) **Brasil.-** Las intenciones de exportar gas boliviano a Brasil datan desde fines de los años 50', tal es que en el Acuerdo de Robore (marzo de 1958) se incorporaron algunos temas de integración energética. En la primera mitad de la década de los 70' se firmó un acuerdo de construcción de un gasoducto, el cual permitiría exportar gas boliviano al Brasil.

A inicios de la década de los 90' se firma un acuerdo de exportación de gas boliviano, hecho que comprometió a las autoridades bolivianas de entonces, iniciar un proceso agresivo de exploración de hidrocarburos para cumplir con este acuerdo. Fue hasta poco antes de la promulgación de la Ley de Hidrocarburos 1689, del 30 de abril de 1996, donde se consideran los aspectos técnicos inherentes a la construcción del Gasoducto de exportación al Brasil, el cual es operado por la empresa Gas Trans Boliviano. En Villegas (2004; 114) se muestra un resumen completo de los previos acuerdos y negociaciones realizadas entre ambos países.

El contrato de exportación de gas natural tiene una duración de veinte años e inició el 1ro de Julio de 1999, en el se fijaron los criterios para la determinación del precio del gas exportado.

- b) **Argentina.**- El contrato de exportación fue suscrito el 23 de julio de 1968<sup>4</sup> entre YPF/BOLIVIAN GULF OIL y GAS DEL ESTADO, donde se estableció un volumen de 4MMm<sup>3</sup>/d los primeros 7 años y 4,5MMm<sup>3</sup>/d a partir del octavo año hasta el veinteavo. En éste se estableció un precio fijo de 0,2153\$us/MMBTU.

El inicio de las exportaciones se dio el 1ro de mayo de 1972. El 22 de agosto de 1973 se suscribió un Acta donde quedo inmerso un nuevo precio de exportación (0,335\$us/MMBTU<sup>5</sup>). Posteriormente, el 11 de abril de 1975 se suscribió un segundo Contrato Ampliatorio donde quedo inmersa la revisión semestral de los precios de exportación, empero no se logró establecer cuáles los parámetros. El 29 de octubre de 1987 se establece la fijación y revisión de precios en función de una fórmula que involucra precios de una canasta de Fuel Oil (New York, Mediterráneo y Rotterdam) incluyendo la aplicación de un factor adicional de ajuste a partir de octubre de 1987.

El 1ro de mayo de 1992 terminaron los dos contratos de compra-venta, empero el 20 de mayo del mismo año se suscribió el nuevo contrato de compra-venta con una vigencia de 20 meses y un precio de 1.00 \$us/MMBTU. El 17 de marzo de 1994 se suscribió el nuevo Contrato de Compra-Venta con una vigencia de 3 años, con los siguientes precios: para 1994 en invierno 1,10\$us/MMBTU y en verano 1,05\$us/MMBTU; para 1995 en invierno 1,20\$us/MMBTU y en verano 1,15\$us/MMBTU; para 1996 en invierno 1,25 \$us/MMBTU y en verano 1,20\$us/MMBTU, finalmente a partir del 1ro de julio de 1996 se aplicó una formula relacionada al precio de Fuel Oil

---

4 Durante el año 1967, el mercado argentino estaba en pleno desarrollo, existía un gasoducto de 24'' (veinticuatro pulgadas) desde el norte argentino hasta Buenos Aires, el cual estaba con capacidad ociosa por deficiencias de gas en este sector (tomado del informe mensual de YPF de diciembre 2001; Pg.34).

5 Viene de aplicar la tasa decreciente que sufrió el precio del gas exportado expresado en dólares por miles de pies cúbicos, el cual se incrementó en 55,6% entre la fecha de inicio de exportación hasta la firma de esta Acta.

1% de azufre de Nueva York. De esta forma las exportaciones de gas natural iniciadas en mayo de 1972 tuvieron su fin en agosto de 1999.

Después de algunas interrupciones en los envíos y la fijación *ad hoc* del precio de exportación, entre estas "el precio solidario" de 0,98\$us/MMBTU, se tiene la firma de un Convenio Marco en el que a partir del 15 de julio hasta el 31 de diciembre de 2006 se fija el precio en 5,0\$us/MMBTU en este Convenio se acuerda que hasta antes del cierre de esa gestión se estudiará y se diseñará una fórmula para el precio del gas exportado, la cual es vigente en la actualidad.

## 2.2. Precios actuales de exportación

El cálculo de los precios de exportación del gas natural considera una fórmula determinística. Forman parte de ellas, algunos carburantes (*fuel oil*), que se cotizan en el mercado internacional bajo la denominación de *commodities*. Para el caso del contrato ENARSA con la Argentina de los cuatro *fuels* que forman la canasta, tres son también utilizados por el contrato GSA con el Brasil. Estos precios son publicados diariamente en el *Platt's Oilgram Price Report Assessments*.

A continuación se detallan los aspectos relevantes de la determinación de estos precios:

**Contrato GSA con el Brasil:** El precio de exportación al Brasil se fija cada tres meses y está vinculado a la cotización de tres fuel oils, de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$PG = P_i * \left( 0,50 \frac{FO1}{FO1_0} + 0,25 \frac{FO2}{FO2_0} + 0,25 \frac{FO3}{FO3_0} \right)$$

donde:

PG : Precio del Gas (US\$/MMBTU) redondeado al cuarto decimal

P(i) : Precio base (US\$/MMBTU)

Para la Cantidad Diaria Contractual Base (QDCB) el P(i) varía de 0,95 a 1,06 (ver el contrato) y para la Cantidad Diaria Contractual Adicional (QDCA) es 1,20 para todo el periodo de vigencia del Contrato.

FO1 : Fuel Oil de 3,5% de azufre, referido bajo el título de Cargo es FOB Med Basis Italy (US\$/TM).

FO2 : Fuel Oil N°6 de 1% de azufre, referido bajo el título U.S. Gulf Coast Waterborne (US\$/bbl).

FO3 : Fuel Oil de 1% de azufre, referido bajo el título Cargo es FOB NWE (US\$/TM).

FO1, FO2 y FO3 son promedios aritméticos de cada día del trimestre inmediatamente anterior al trimestre correspondiente a la aplicación de PG.

Mientras que FO1<sub>o</sub>, FO2<sub>o</sub> y FO3<sub>o</sub> son promedios aritméticos para los mismos Fuel Oils definidos anteriormente para el periodo comprendido entre el 1ro de enero de 1990 hasta el 30 de junio de 1992, excluyendo el periodo comprendido entre el 1ro de agosto de 1990 al 31 de enero de 1991.

De acuerdo a lo establecido en el Contrato a partir del segundo trimestre de entrega y recepción del gas y para cada trimestre posterior, el precio del Gas (PG) será reajustado aplicándose la siguiente fórmula:

$$P_t = 0,5PG + 0,5P_{t-1}$$

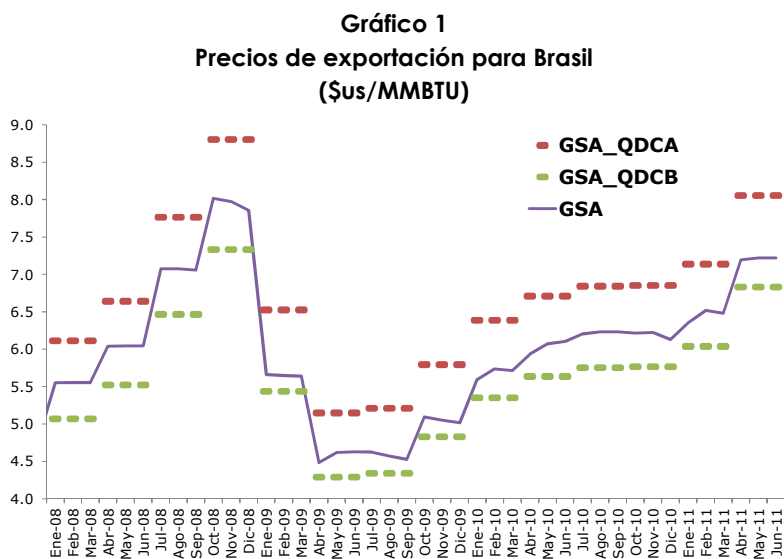
Donde:

P<sub>t</sub> : Precio del Gas para el trimestre pertinente (US\$/MMBTU)

PG : Precio del Gas calculado de acuerdo a la fórmula (US\$/MMBTU)

P<sub>t-1</sub> : Precio del Gas correspondiente al trimestre inmediatamente anterior (US\$/MMBTU)

Bajo esta metodología de cálculo, los precios efectivos en el periodo enero 2002 – junio 2011 se muestran a continuación, (gráfico 1):



Fuente: Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos

Nota: \$us/MMBTU es dólares por Millón de Unidades Térmicas Británicas

Elaboración por los autores

Como lo establece el Contrato, existen precios diferenciados para el QDCB y QDCA. El precio de referencia final se deriva de ponderar dicho precios por los volúmenes entregados. Por lo tanto, si bien los precios se ajustan de forma trimestral, en el cuadro de precios mostrado anteriormente, el precio no necesariamente se mantiene constante dentro de un mismo trimestre.

**Exportación a la Argentina:** La fórmula de fijación de precios en el Contrato de exportación de gas natural a Argentina es similar a la estipulada en el Contrato GSA, salvo que se añade a la canasta de tres fuel oils, el precio internacional de diesel oil, de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$PG = P * \left( 0,20 \frac{FO1_i}{FO1_0} + 0,40 \frac{FO2_i}{FO2_0} + 0,20 \frac{FO3_i}{FO3_0} + 0,20 \frac{DO_i}{DO_0} \right)$$

donde:

PG: Precio del Gas (US\$/MMBTU)

P: Precio base igual a 4,0588 US\$/MMBTU

FO1, FO2 y FO3 son los mismos del Contrato GSA.

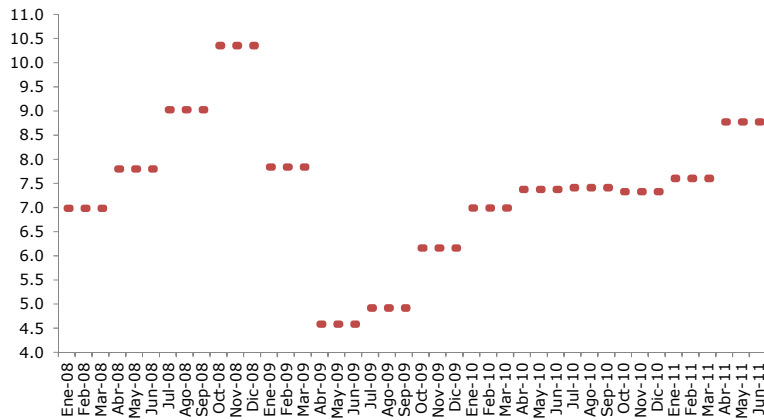
DO: LS Diesel referido bajo el título U.S. Gulf Coast Waterborne en (UScents/USgalón)

FO1<sub>i</sub>, FO2<sub>i</sub>, FO3<sub>i</sub> y DO<sub>i</sub> son promedios aritméticos de cada día del semestre inmediatamente anterior al trimestre correspondiente a la aplicación de PG.

El precio "P" de 4,0588US\$/MMBTU, fue determinado endógenamente para que en el inicio del contrato el precio PG tome un valor de 5US\$/MMBTU.

Bajo esta metodología de cálculo, los precios efectivos en el periodo enero 2008 – junio 2011 se muestran a continuación, gráfico 2.

**Gráfico 2**  
**Precios de exportación para la Argentina**  
**(\$us/MMBTU)**



Fuente: Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos

Nota: \$us/MMBTU es dólares por Millón de Unidades Térmicas Británicas

Elaboración por los autores

### 3. Desarrollo metodológico

Como se hizo referencia en la parte introductoria del presente documento, se realizan cuatro proyecciones de los precios de los *fuels* que determinan los precios del gas exportado, para el caso de Brasil son: FO1, FO2 y FO3 mientras que para la Argentina se le adiciona el precio del DO.

Los tres primeros pronósticos de estos *fuels*, consideran una especificación de un modelo de corto plazo que anida en sus estructuras relaciones de largo plazo. En el fondo son modelos de corrección de errores. Todos estos *fuels* son determinados por el precio internacional del petróleo. Entonces al final del día se requiere como insumo central el pronóstico del precio internacional del petróleo.

Uno de estos modelos lo determina endógenamente bajo un escenario ARCH, un segundo lo determina en función de la oferta mundial del petróleo (dato que es conocido, al menos para los siguientes 24 meses<sup>6</sup>) en una especificación GARCH (1,1), finalmente un tercero considera los valores futuro del crudo proporcionados negociados en el mes del pronósticos para los siguientes 24 meses<sup>7</sup>.

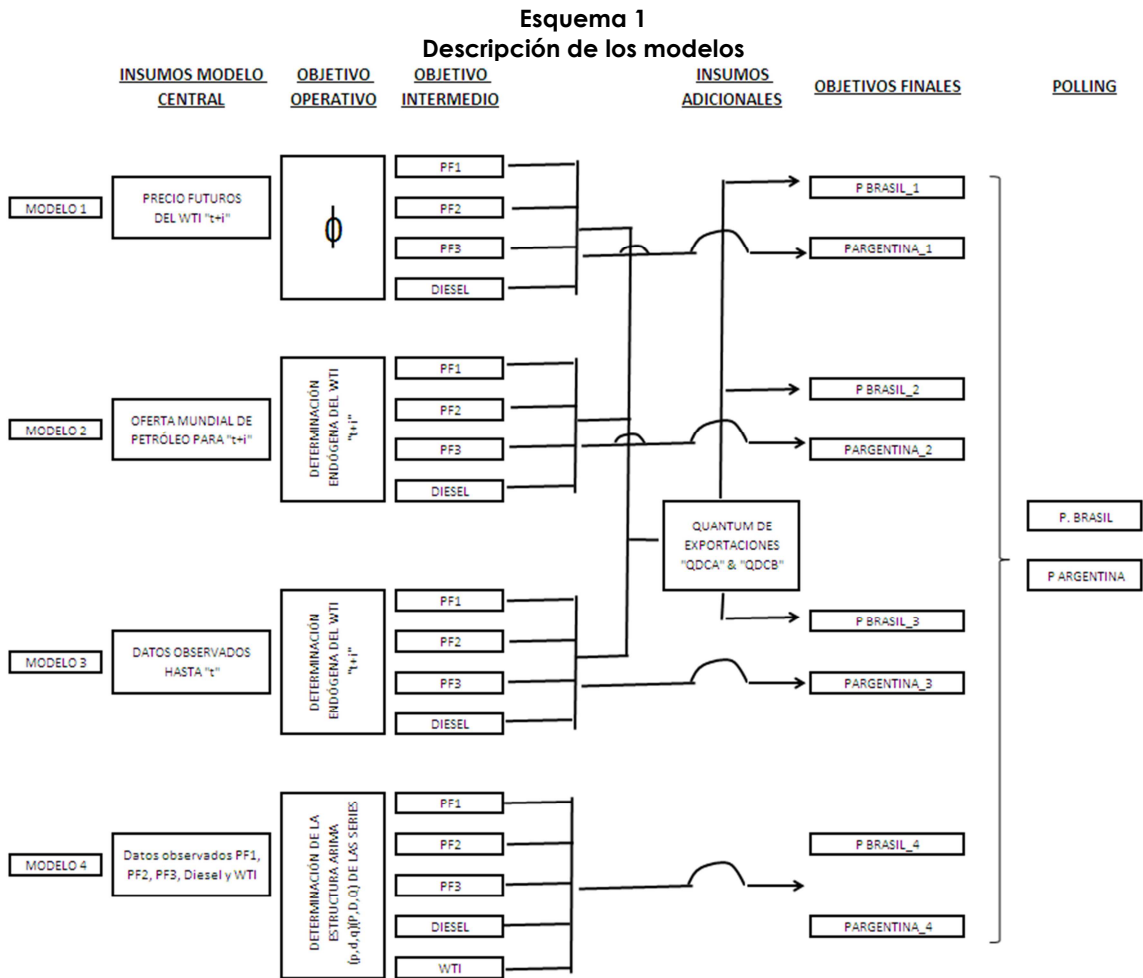
La cuarta a proyección utiliza factores observados y estructurales de cada una de las variables, plasmados en una forma ARIMA para replicar las características y movimiento empírico de las series.

<sup>6</sup> Estos volúmenes lo reporta periódicamente la Energy Information Administration.

<sup>7</sup> Este precio se lo obtiene de bloomberg.



El desarrollo de los modelos se concentra bajo el siguiente esquema:



Elaboración por los autores

### **Modelación de los precios de los fueles.**

La derivación y fundamentación teórica para el cálculo de los niveles de precios internacionales de los *fueles*, se realizan estimaciones de estos en función del índice del precio internacional del petróleo (WTI, por sus siglas en inglés) y se realizan algunas pruebas de cointegración, con el fin de encontrar una relación dinámica estable de equilibrio de largo plazo entre estos fuel y el WTI, una vez encontradas estas relaciones y considerando el fin de la presente investigación, pronósticos de estos precios, se anidan en una ecuación de corto plazo la dinámica encontrada, en línea con Shrestha, M. (2005).

La estructura de esta especificación es como sigue:

$$p_t^i = \alpha_o + \alpha_1 WTI_t + \alpha_2 p_{t-1}^i + \alpha_3 WTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde  $p_t^i$  es el precio de los distintos fueles,  $WTI_t$  es el precio internacional del petróleo (WTI), ambos medidos en dólares americanos.

Operando y dinamizando la ecuación:

$$p_t^i - p_{t-1}^i = \alpha_o + \alpha_1 WTI_t - \alpha_1 WTI_{t-1} + \alpha_2 p_{t-1}^i - p_{t-1}^i + \alpha_3 WTI_{t-1} + \alpha_1 WTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

Aplicando el operador de primera diferencia " $\Delta$ ":

$$\Delta p_t^i = \alpha_o + \alpha_1 \Delta WTI_t + (\alpha_2 - 1) p_{t-1}^i + (\alpha_3 + \alpha_1) WTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Ordenando: } \Delta p_t^i = \alpha_1 \Delta WTI_t - (1 - \alpha_2) \left[ p_{t-1}^i - \frac{\alpha_o}{(1 - \alpha_2)} - \frac{(\alpha_3 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_2)} WTI_{t-1} \right] + \varepsilon_t$$

Realizando operaciones:

$$\Delta p_t^i = \alpha_1 \Delta WTI_t - \gamma_0 [p_{t-1}^i - \gamma_1 - \gamma_2 WTI_{t-1}] + \varepsilon_t$$
$$\gamma_0 = (1 - \alpha_2); \quad \gamma_1 = \frac{\alpha_o}{(1 - \alpha_2)}; \quad \gamma_2 = \frac{(\alpha_3 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_2)}$$

Finalmente:

$$\Delta p_t^i = \alpha_1 \Delta WTI_t - \gamma_0 [\eta_{t-1}] + \varepsilon_t$$

La última ecuación, refleja la expresión anidada de corto y largo plazo.

Dónde:  $\eta_{t-1} = p_{t-1}^i - \gamma_1 - \gamma_2 WTI_{t-1}$ , es el vector de largo plazo.

## Modelación del WTI

Cuando la estructura de la variable endógena es modelada por componentes fuertemente volátiles, se debe relajar el supuesto de volatilidad incondicional en el término de perturbaciones<sup>8</sup>. Es de esta manera que se presentan los Modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autoregresiva Generalizada (GARCH)<sup>9</sup>, los cuales relejan el supuesto de volatilidad condicional en el término de perturbaciones (de aquí en adelante se hará mención sólo, volatilidad condicional) y se modela la dinámica de interés (precios internacionales del petróleo) creyendo que la volatilidad es condicionada tanto a volatilidades pasadas y/o a shocks pasados<sup>10</sup>. Claramente se puede observar que en este tipo de modelos la dinámica se encuentra presente.

Los modelos ARCH inicialmente probaron la presencia o ausencia de volatilidad en el estudio de la inflación [Coulson y Robins (1985)]<sup>11</sup>, a continuación se presente la dinámica subyacente del proceso:

a) Ecuación de la media

$$Y_t = f(X_t) + \varepsilon_t$$

b) Ecuación de la varianza.

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

Donde  $f(X_t)$  admite una estructura de variables exógenas a la dinámica del proceso (conjunto de regresores). Por otra parte "p" muestra la longitud del rezago de los shock aleatorios y el orden del proceso ARCH, es decir ARCH(p), que se lee "Heteroscedasticidad Condicional Autoregresiva de orden p". La diferencia crucial en las inferencias del modelo, sobre el conjunto de estimadores, radica en el uso del estadístico Z (que tiene distribución asintótica Normal).

También, al momento de modelar en forma simultánea el efecto de la dinámica de shocks y el impacto no contemporáneo de la volatilidad en la estructura de la varianza, se tienen los modelos GARCH<sup>12</sup>; la especificación que incluso anida a un modelo ARCH es como sigue:

---

<sup>8</sup> Ángel Vilariño Sanz, Turbulencias Financieras y Riesgos de Mercado; Pg. 161.

<sup>9</sup> R. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the variante of U. K. Inflation", *Econometrica*, Vol. 50 pp 987-1008; 1992

<sup>10</sup> Pindyck y Rubinfeld, "Econometría Modelos y Pronósticos", pp 299.

<sup>11</sup> Greene William, "Econometric Analysis", pp 238, 5ta. Edición

<sup>12</sup> Johnston y DiNardo, "Econometric Methods", pp 197.

a) Ecuación de la media

$$Y_t = f(X_t) + \varepsilon_t$$

c) Ecuación de la varianza.

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \text{Var}(\varepsilon_{t-1}) + \dots + \beta_q \text{Var}(\varepsilon_{t-q})$$

Transformando se tiene:

$$\sigma_{\varepsilon,t}^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{\varepsilon,t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{\varepsilon,t-q}^2$$

Donde el subíndice "q" muestra el orden del GARCH y "p" el orden del ARCH, es decir se tiene un proceso GARCH (p,q). Con el fin de modelar la estructura de la varianza en los residuos, se tienen diversas especificaciones que se generalizan sobre las especificaciones anteriormente explicadas<sup>13</sup> de las cuales una de estas se presenta a continuación.

a) Ecuación de la media

$$Y_t = f(X_t) + \varepsilon_t$$

b) Ecuación de la varianza.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

El anexo al final del documento muestra los indicadores econométricos generalmente aceptados para todas las ecuaciones estimadas, además de detallar las especificaciones modeladas.

Por otro lado, con el método ARIMA (P,D,Q), se cuida principalmente: i) que los componentes observados, estructurales y cíclicos guarden la misma o similar correlación dentro y fuera de muestra.

El modelo ARIMA explica a la variable dependiente en función a su historia y a la suma ponderada de errores pasados y presentes. Un modelo ARIMA tradicional

---

<sup>13</sup> Existe un gama muy amplia de especificaciones; para conocer una referencia muy amplia sobre los diversos modelos GARCH, ver Laurent y Peters, "A Tutorial for GARCH 2.3, a Complete Ox Package for Estimating and Forecasting ARCH Models", pp 30-35.

consta de tres componentes para modelar la correlación serial de las perturbaciones de una serie:

1. El primer componente es el término AR que corresponde a los rezagos de la variable dependiente; se determina en base a la estructura de la serie y puede ser de orden  $p$ . Un proceso AR( $P$ ) viene dado de la siguiente forma:

$$\mu_t = p_1\mu_{t-1} + p_2\mu_{t-2} + \dots + p_p\mu_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde cada término AR corresponde al uso de un valor rezagado del residuo para la ecuación de estimación para el residuo incondicional.

2. El segundo componente se refiere al grado de integración de la serie; es decir, al número de diferencias ( $d$ ) a la que corresponde la serie.
3. El tercer componente se refiere a la media móvil. Un modelo con MA( $q$ ) utiliza "q" rezagos del error de la predicción para mejorar la predicción actual, que viene dado de la forma:

$$\mu_t = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

El proceso ARMA combina ambos componentes para crear una ecuación del tipo:

$$\mu_t = p_1\mu_{t-1} + p_2\mu_{t-2} + \dots + p_p\mu_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

Generalmente, los procesos ARIMA se aplican sobre los residuos de una regresión; sin embargo, también puede aplicarse directamente sobre los residuos de una serie, formando un modelo univariado, especificando la media condicional como constante y los residuos como diferencias de la media de la serie.

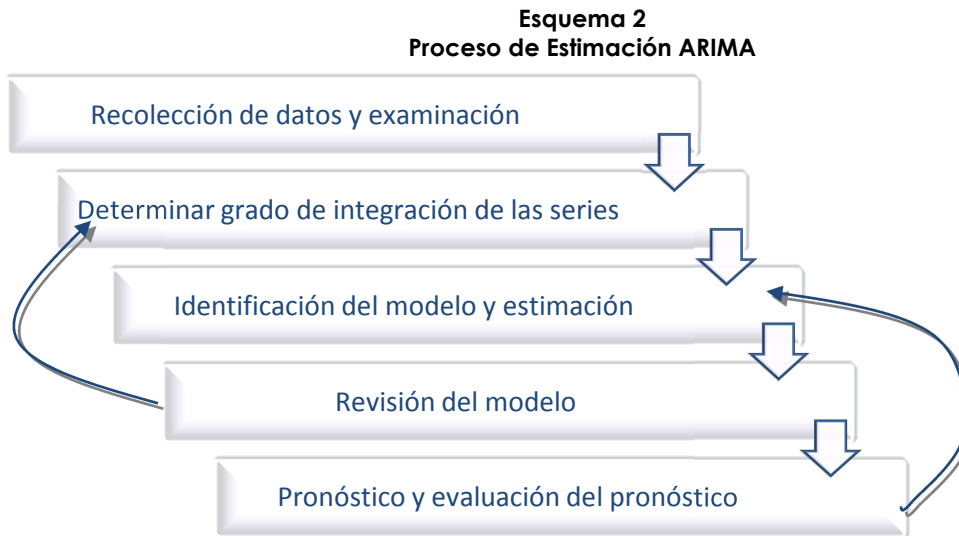
Para Bokhari y Feridun (2006) (BF), la adición de más términos AR o MA ocasiona que se reduzca la suma de residuos al cuadrado (SRC), que representa la variabilidad no explicada por el modelo; sin embargo, también induce a una pérdida en los grados de libertad.

Para evitar la sobreutilización de rezagos AR o MA se utiliza la técnica de Box-Jenkins (1976) (BJ), en la cual se utiliza las autocorrelaciones y las correlaciones parciales para identificar los procesos AR y MA de una serie.

Algunas de las desventajas del modelo es que no existe un fundamento económico para la especificación del modelo, por lo que algunos quiebres estructurales o shocks aleatorios no pueden ser estimados; sin embargo, a través de la utilización de la rutina X-12, estos pueden ser capturados a través de efectos rampa y *outliers*, en el caso de un salto irregular y por única vez en la serie.

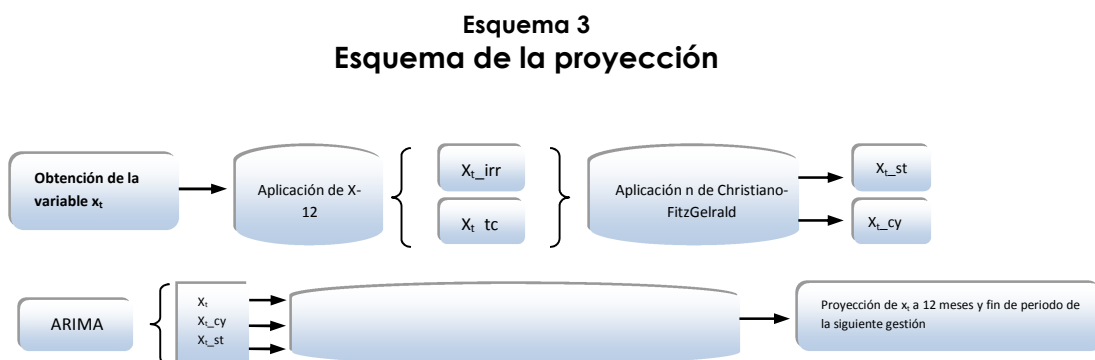
Dada la estructura de precios de venta por contrato a Argentina y Brasil, para la determinación de ambos precios de venta se toma en cuenta la ponderación de los precios PF1, PF2 y PF3 para el caso de Brasil y para Argentina además se añade la ponderación del Diesel Oil.

Meyler et. al. (1998) puntualiza que las estimaciones a corto plazo han probado ser mucho más exactas que aquellas de modelos más sofisticados; además, ejemplifica que el proceso que debe seguir un modelo de este tipo (esquema 2).



Fuente: Meyler et. al. 1998

Bajo el esquema anterior, el proceso utilizado para la proyección de los precios es (esquema 3):



Proceso utilizado en Loayza y Valdivia (2010)  
(Ejemplo realizado sobre una variable  $x_t$ )

Asimismo, dado que la distribución de la variable irregular tendería a una distribución  $N(0, \sigma^2)$ .

## Combinación de pronósticos

Existen distintas metodologías de combinación de pronósticos. Barnard (1963) y Bates y Granger (1969), entre otros, han mostrado que un pronóstico combinado es mejor que los pronósticos individuales en términos de error cuadrático medio. En esa línea, hoy existen distintas metodologías para la combinación, por ejemplo, basadas en modelos no lineales como la de Deutsch, Granger y Teräsvirta (1994) que utiliza modelos de transición suave (STR) o la basada en redes neuronales de Donaldson y Kamstra (1996a y 1996b) y Haraald y Kamstra (1997).

Para el caso boliviano, existe poca literatura empírica que aplicó combinación de pronósticos para variables relevantes de la economía y en particular para mejorar las predicciones de precios de exportación de gas natural.

Basados en la metodología de Coulson y Robins (CB - 1993) y Hallman y Kamstra (1989), técnicas desarrolladas para series no estacionarias,  $I(1)$ , y si tenemos  $f_i$ , para  $i = 1, \dots, N$ , la combinación de las proyecciones será:

$$f_n = w_1 f_1 + \dots + w_N f_N$$

Teniéndose que cumplir que los pesos  $w$ , son no negativos y tienen que sumar la unidad:

$$w_1 + \dots + w_N = 1$$

Las metodologías aplicadas para la combinación de pronósticos aplican una amplia gama de componentes de las series (en diferencias, con y sin constante, en logaritmos, etc.). Sin embargo, el presente trabajo, realizará la combinación de pronósticos en niveles dentro de muestra – con las estimaciones realizadas - para determinar el peso de cada proyección y poder combinarlas de manera óptima fuera de muestra, de la manera que:

$$w_n = \frac{\sigma_n^{-2}}{\sigma_1^{-2} + \sigma_2^{-2} + \dots + \sigma_N^{-2}}$$

Donde el peso  $w_n$  de la proyección  $f_i$  será inversamente proporcional a su varianza, en caso de que éstas tengan la misma varianza, entonces su peso será igual.

## Datos y resultados de la combinación de pronósticos

Las metodologías expuestas, son combinadas bajo la metodología de combinación de pesos óptimos descrita anteriormente, Cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Combinación: Ponderación de pesos de las proyecciones**

	PF1B	PF1BR1	PF1BR2	PF1BR3
PF1	0.80	0.12	0.03	0.05
	PF2B	PF2BR1	PF2BR2	PF2BR3
PF2	0.41		0.10	0.49
	PF3B	PF3BR1	PF3BR2	PF3BR3
PF3	0.74	0.19		0.08
	DIESELB	DIESELBR1	DIESELBR2	DIESELBR3
DIESEL	0.59	0.37	0.04	
	WTIB	WTIBR1	WTIBR2	WTIBR3
WTI	0.526	0.473	0.001	

Elaboración por los autores

Los resultados de la combinación de los modelos descritos anteriormente mostrarían el sesgamiento de éstas, tratando de aproximarse a la realidad futura, Cuadro 2.

**Cuadro 2**  
**Indices de contraste de la combinación de proyecciones**

	WTI					DIESEL				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Pooling	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Pooling
Theil	0,005	0,005	0,203	0,148	0,003	0,027	0,036	0,195	0,174	0,025
RSME	0,707	0,753	26,457	26,921	0,488	11,678	15,578	70,831	90,023	10,734
MAE	0,500	0,567	24,394	25,773	0,424	9,367	14,103	62,692	85,698	8,974
MAPE	0,668	0,786	45,680	25,121	0,556	5,294	6,771	40,947	28,839	4,246
Theil/ Sesgo	0,002	0,002	0,841	0,917	0,237	0,002	0,223	0,771	0,906	0,361
Theil/ Volatilidad	0,007	0,012	0,129	0,033	0,002	0,020	0,120	0,205	0,023	0,015
Theil/ Aleatoriedad	0,991	0,986	0,030	0,051	0,761	0,978	0,657	0,023	0,071	0,624

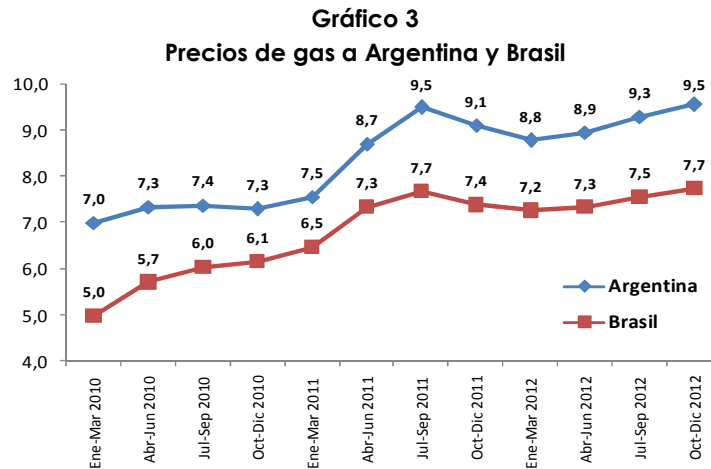
	PF1					PF2				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Pooling	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Pooling
Theil	0,026	0,083	0,289	0,097	0,023	0,087	0,125	0,265	0,074	0,038
RSME	22,983	66,806	193,983	91,583	19,531	12,678	16,024	29,949	10,766	5,376
MAE	18,033	63,052	183,776	75,230	16,427	11,133	14,194	28,033	9,216	4,182
MAPE	4,381	19,158	76,837	14,421	4,401	18,207	27,097	66,649	13,571	6,942
Theil/ Sesgo	0,101	0,855	0,898	0,633	0,031	0,022	0,769	0,876	0,027	0,048
Theil/ Volatilidad	0,201	0,001	0,072	0,116	0,126	0,253	0,014	0,091	0,213	0,109
Theil/ Aleatoriedad	0,698	0,143	0,031	0,252	0,843	0,726	0,217	0,033	0,760	0,843

	PF3				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Pooling
Theil	0,021	0,064	0,262	0,106	0,019
RSME	19,166	54,630	188,920	105,714	17,061
MAE	15,267	46,495	173,290	93,623	13,589
MAPE	3,673	11,669	63,391	17,166	3,099
Theil/ Sesgo	0,000	0,700	0,841	0,769	0,038
Theil/ Volatilidad	0,057	0,090	0,124	0,025	0,006
Theil/ Aleatoriedad	0,943	0,210	0,035	0,206	0,956

Fuente: Elaboración por los autores



Finalmente, dado los resultados, la proyección de precios para ambos mercados se muestra que los precios tenderían al alza a pesar del contexto externo para el 2011 y 2012 (gráfico 3).



Fuente: Elaboración por los autores

## Conclusiones

Los precios de venta de gas natural a los mercados de Argentina y Brasil son determinados mediante contrato de compra y venta; sin embargo, éstos tienen como insumo los precios de los *fuels* (PF1, PF2, PF3), Diesel, WTI y los *quatsums* QDCA y QDCB. Teniendo en cuenta que la determinación futura de éstos es imperativa para los ingresos de la economía boliviana, en el presente trabajo se realizó una combinación de pronósticos, ampliando la metodología propuesta por Barnard (1963) y Bates y Granger (1969).

Los resultados muestran una combinación óptima de éstos para la determinación de precios futuros a los mercados de Brasil y Argentina. Como se observa, los indicadores de pronóstico llevan a pensar que la combinación óptima replicaría las condiciones futuras que son (o que serían) tomadas en cada una de las proyecciones por separado.

## **Bibliografía**

Armstrong, J. S. and Collopy F., "Error Measures for Generalizing About Forecasting Methods: Empirical Comparisons". *International Journal of Forecasting*. 1992.

Andrews, D. W. K. "Tests for parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*", Working Paper, Yale University. 1993.

Andrews, D. W. K. and Ploberger, W. Optimal tests when a Nuisance Parameter is Present only under the alternative. *Issue 6*. 1994.

Bates, J. and Granger C.W. (1969). The Combination of Forecasts. *Operational Research Quarterly*, Vol. 20, 1969.

Castaño, Elkin y Melo V. Luis F. Métodos de Combinación de Pronósticos: Una Aplicación a la Inflación Colombiana. "Borradores de Economía, No 109. Banco de la República, Colombia" 1998.

Clements, M. and Hendry, D, "Forecasting Non-stationary Economic Time Series", The MIT Press. 1999.

Coulson, N. and Robins, R. "Forecast Combination in a Dynamic Setting. *Journal of Forecasting*", *Journal Paper* Vol. 12. 1993.

Deutsch, M.; Granger C.W. and Teräsvirta, T. "The combination of Forecasts Using Changing Weights. *International Journal of Forecasting*. Vol. 10. 1994.

Donaldson, R.G. and Kamstra, M. "Forecast Combining with Neural Networks." *Journal of Forecasting*. Vol. 15, 1996.

Donaldson, R.G. and Kamstra, M." Neural Network Forecast Combining with Interaction Effects". Reprint from *Proceedings of the Workshop on Foundations of Information*, 1996.

Hallman, J. and Kamstra, M. "Combining Algorithms Based on Robust Estimation Techniques and Co-integrating Restrictions". *Journal of Forecasting*. Vol. 8, 2009.

Barigozzi, M. () "Arima Estimation: Theory and applications" (hand out)

Buss, Ginters "Comparing forecasts of Latvia's GDP using simple seasonal ARIMA models and direct versus indirect approach", Munich Personal REPEC Archive, Paper No. 16684.

Meyer, A, Kenny, G y Quinn, T, "Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models" Central Bank and Financial Services Authority of Ireland Technical 3. 1998.

Valle, H. "Inflation Forecast with ARIMA and Vector Autoregressive Models in Guatemala". Working Paper Banco Central de Guatemala. 2002

Stock, J.H., and Watson, M.W. "Combination Forecasts of Output Growth", Working Paper, 2003.

Shrestha, M. (2005). "ARDL Modelling Approach to Cointegration Test", University of Wollongong.

Ángel Vilariño Sanz, Turbulencias Financieras y Riesgos de Mercado; Pg. 161.

R. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the variante of U. K. Inflation", *Econometrica*, Vol. 50 pp 987-1008; 1992.

Pindyck y Rubinfeld, "Econometría Modelos y Pronósticos", pp 299.

Greene William, "Econometric Analysis", pp 238, 5ta. Edición.

Johnston y DiNardo , "Econometric Methods", pp 197.

Ahumada, H., (2009), "Forecasting a monetary aggregate under conditions of instability: Argentina after 2002", noviembre 2009.

## ANEXO I

### MODELO 1 con determinación exógena del WTI, futuros Bloomberg.

$$d \log (diesel_t) = \underset{(4,55)}{0,27} - \underset{(4,88)}{0,33} \left[ \log (Diesel_{t-1}) - \underset{(76,4)}{1,05} \log (B\_WTI_{t-1}) \right] + \underset{(18,31)}{0,85} d \log (B\_WTI_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.74

Desv. est. Residuos: 4.4%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 9.18$  (valor-p 0.6871)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 111.58$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 49.9$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.33

Vida Media de un shock: 1 mes

Período de la estimación: 1994 Febrero –2011 Junio

$$d \log (PF1_t) = \underset{(2,9)}{0,23} - \underset{(3,2)}{0,19} \left[ \log (PF1_{t-1}) - \underset{(26,16)}{1,08} \log (B\_WTI_{t-1}) \right] + \underset{(13,71)}{0,96} d \log (B\_WTI_t) + \underset{(2,34)}{0,11} d \log (PF1_{t-1}) \quad (2)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.52

Desv. est. Residuos: 8.2%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 17.43$  (valor-p 0.1340)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 53.86$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 29.52$  (valor-p 0.0089)

Factor de Ajuste: 0.19

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo –2011 junio

$$d \log (PF2_t) = - \underset{(0,02)}{0,000884} - \underset{(2,49)}{0,13} \left[ \log (PF2_{t-1}) - \underset{(9,35)}{0,956} \log (B\_WTI_{t-1}) \right] + \underset{(2,95)}{0,33} d \log (B\_WTI_{t-1}) \quad (3)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.11

Desv. est. Residuos: 9.6%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 14.21$  (valor-p 0.2877)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 16.80$  (valor-p 0.000224)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 69.1$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.13

Vida Media de un shock<sup>1</sup>: 4 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

$$d \log (PF3_t) = \underset{(3.14)}{0.23} - \underset{(3.6)}{0.16} \left[ \log (PF3_{t-1}) - \underset{(24.9)}{1.05} \log (B\_WTI_{t-1}) \right] \quad (4) \\ + \underset{(1.95)}{0.09} d \log (PF3_{t-1}) + \underset{(17.37)}{0.85} d \log (B\_WTI_t)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.58

Desv. est. Residuos: 6.5%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 14.64$  (valor-p 0.2615)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 1.66$  (valor-p 0.436)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 18.81$  (valor-p 17.24)

Factor de Ajuste: 0.16

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

## MODELO 2 con determinación endógena del WTI, según un proceso GARCH(p,q).

$$d \log (diesel_t) = \underset{(4.55)}{0.28} - \underset{(4.88)}{0.33} \left[ \log (diesel_{t-1}) - \underset{(76.4)}{1.05} \log (EIA\_WTI_{t-1}) \right] \quad (5) \\ + \underset{(18.31)}{0.85} d \log (EIA\_WTI_t) + \varepsilon_t$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.75

Desv. est. Residuos: 4.4%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 9.18$  (valor-p 0.6871)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 111.58$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 49.9$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.33

Vida Media de un shock: 1 mes

Período de la estimación: 1994 febrero –2011 junio

$$d \log (PF1_t) = \underset{(2,9)}{0,23} - \underset{(3,2)}{0,19} \left[ \log (PF1_{t-1}) - \underset{(26,16)}{1,08} \log (EIA - WTI_{t-1}) \right] \quad (6)$$

$$+ \underset{(13,71)}{0,96} d \log (EIA - WTI_t) + \underset{(2,34)}{0,11} d \log (PF1_{t-1})$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.52

Desv. est. Residuos: 8.2%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 17.43$  (valor-p 0.1340)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 53.86$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 29.52$  (valor-p 0.0089)

Factor de Ajuste: 0.19

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo –2011 junio

$$d \log (PF2_t) = - \underset{(0,02)}{0,000884} - \underset{(2,49)}{0,13} \left[ \log (PF2_{t-1}) - \underset{(7,35)}{0,956} \log (EIA - WTI_{t-1}) \right] \quad (7)$$

$$+ \underset{(2,95)}{0,33} d \log (EIA - WTI_{t-1})$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.11

Desv. est. Residuos: 9.6%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 14.21$  (valor-p 0.2877)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 16.80$  (valor-p 0.000224)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 69.1$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.13

Vida Media de un shock: 4 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

$$d \log (PF3_t) = \underset{(3,14)}{0,23} - \underset{(3,6)}{0,16} \left[ \log (PF3_{t-1}) - \underset{(24,9)}{1,05} \log (EIA - WTI_{t-1}) \right] \quad (8)$$

$$+ \underset{(1,95)}{0,09} d \log (PF3_{t-1}) + \underset{(17,37)}{0,85} d \log (EIA - WTI_t)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.58

Desv. est. Residuos: 6.5%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 14.64$  (valor-p 0.2615)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 1.66$  (valor-p 0.436)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 18.81$  (valor-p 17.24)

Factor de Ajuste: 0.16

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

$$\sigma_t^2 = \underset{(1.04)}{0.002} + \underset{(1.8)}{0.15} \varepsilon_{t-1}^2 + \underset{(1.8)}{0.57} \sigma_{t-1}^2 \quad (9)$$

### MODELO 3

$$d \log (diesel_t) = \underset{(4.55)}{0.28} - \underset{(4.88)}{0.33} \left[ \log (diesel_{t-1}) - \underset{(76.4)}{1.05} \log (G - WTI_{t-1}) \right] + \underset{(18.31)}{0.85} d \log (G - WTI_t) + \varepsilon_t \quad (10)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.75

Desv. est. Residuos: 4.4%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 9.18$  (valor-p 0.6871)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 111.58$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 49.9$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.33

Vida Media de un shock: 1 mes

Período de la estimación: 1994 febrero – 2011 junio

$$d \log (PF1_t) = \underset{(2.9)}{0.23} - \underset{(3.2)}{0.19} \left[ \log (PF1_{t-1}) - \underset{(26.16)}{1.08} \log (G - WTI_{t-1}) \right] + \underset{(13.71)}{0.96} d \log (G - WTI_t) + \underset{(2.34)}{0.11} d \log (PF1_{t-1}) \quad (11)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.52

Desv. est. Residuos: 8.2%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 17.43$  (valor-p 0.1340)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 53.86$  (valor-p 0.00)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 29.52$  (valor-p 0.0089)

Factor de Ajuste: 0.19

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo –2011 junio

$$d \log (PF2_t) = -0.000884_{(0.02)} - 0.13_{(2.49)} \left[ \log (PF2_{t-1}) - 0.956_{(9.35)} \log (G - WTI_{t-1}) \right] + 0.33_{(2.95)} d \log (G - WTI_{t-1}) \quad (12)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.11

Desv. est. Residuos: 9.6%

Test LM de correlación serial (4 rezagos):  $n \times R^2 = 14.21$  (valor-p 0.2877)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 16.80$  (valor-p 0.000224)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 69.1$  (valor-p 0.00)

Factor de Ajuste: 0.13

Vida Media de un shock: 4 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

$$d \log (PF3_t) = 0.23_{(3.14)} - 0.16_{(3.6)} \left[ \log (PF3_{t-1}) - 1.05_{(24.9)} \log (G - WTI_{t-1}) \right] + 0.09_{(1.95)} d \log (PF3_{t-1}) + 0.85_{(17.37)} d \log (G - WTI_t) \quad (13)$$

En paréntesis estadístico “t” corregido (Newey-West)

$R^2$  ajustado: 0.58

Desv. est. Residuos: 6.5%

Test LM de correlación serial (12 rezagos):  $n \times R^2 = 14.64$  (valor-p 0.2615)

Test de normalidad Jarque-Bera:  $\chi^2 = 1.66$  (valor-p 0.436)

Test de heteroscedasticidad de White (Términos Cruzados):  $n \times R^2 = 18.81$  (valor-p 0.1724)

Factor de Ajuste: 0.16

Vida Media de un shock: 3 meses

Período de la estimación: 1994 marzo – 2011 junio

$$\sigma_t^2 = 0.0046_{(7.34)} + 0.27_{(3.02)} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (14)$$



## ANEXO 2

### Indicadores Utilizados

$$Theil = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h + \sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}}$$

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h$$

$$MAPE = 100 \times \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$$

$$Theil / Sesgo = \frac{((\sum \hat{y}_t / h) - \bar{y})^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$Theil / Volatilidad = \frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$Theil / Aleatoriedad = \frac{2 \times (1 - r) \times s_{\hat{y}} s_y}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$