



ENARGAS
Ente Nacional Regulador del Gas



Actuación
38584 / 16

16 NOV 22 14:40

ENARGAS
Ente Nacional Regulador del Gas

Nota COM N° 5670/16

Mendoza, 21 de noviembre de 2016

ENTE NACIONAL REGULADOR DEL GAS

Señor Interventor

Sr. David José Tezanos González

S

/

D

Ref.: RTI-DEM – Requerimiento Inicial de Información de Demanda - Nota ENRG N° 10349/16

Me dirijo a Ud. en nombre y representación de Distribuidora de Gas Cuyana S.A. (en adelante "CUYANA", la "Distribuidora" o la "Licenciataria" según corresponda), en relación al tema de referencia y en respuesta a su Nota ENRG/GDyE/GD/GT/GRGC/GAL/I N° 10349 de fecha 07/11/2016.

Se adjunta como ANEXO 1 el detalle de la demanda correspondiente al año 2013. Este consumo real del año 2013 no debería considerarse para la proyección de la Demanda Base del periodo 2017-2021 ya que el consumo promedio por cliente verificado en el año 2013 no es representativo del patrón de comportamiento actual y esperado para el quinquenio, debido, entre otros factores, a la crónica térmica verificada en el año 2013, a la elasticidad precio, etc. Para mayor detalle, se explicarán a continuación cada uno de los factores mencionados. Adicionalmente manifestamos que, si bien se ha preparado la información relacionada al año real 2013 respetando el devengamiento proporcional indicado en el quinto párrafo del tópico "Demanda Base" del Anexo Metodológico adjunto a vuestra nota de la referencia, dicho procedimiento es incorrecto ya que no refleja el real consumo de cada mes.

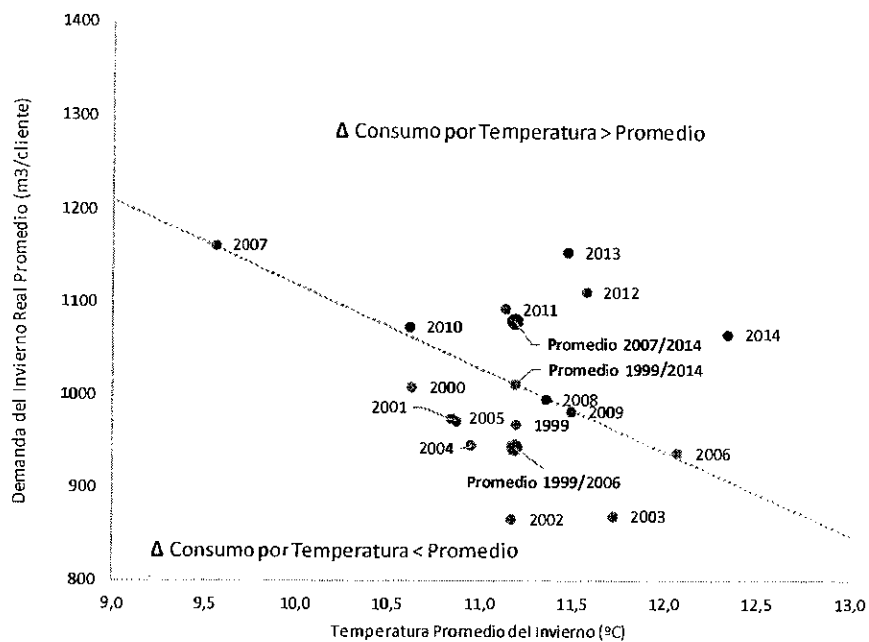
El primero de estos factores se refiere a la diferencia entre temperatura o crónica térmica verificada en el año 2013 y la que debería proyectarse para el quinquenio en cuestión. Los consumos a proyectar deberían ser aquellos que se corresponden con una crónica térmica media, considerando una serie histórica lo suficientemente larga, debido a que estadísticamente representa el escenario de temperatura más probable para el quinquenio. Al respecto, nos ponemos nuevamente a disposición de esa Autoridad para realizar una presentación de los fundamentos y funcionamiento de nuestro Modelo de Proyección de Demanda, utilizado para estimar nuestras necesidades de gas para abastecer la demanda prioritaria utilizando la temperatura como la variable de entrada relevante, calibrado para nuestra área de servicio de acuerdo al patrón esperado de comportamiento del consumo, y desarrollado utilizando el software EViews específico para realizar simulaciones y proyecciones econométricas.

Adicionalmente, hay que tener en cuenta que en el año 2013 se cumplían 12 años sin actualización tarifaria del servicio, a excepción del cargo FOCEGAS según Res 2407/12, que lejos estuvo de recomponer la fuerte caída en términos relativos que tuvo el precio del gas respecto a otros bienes y servicios, e incluso respecto al salario medio de la economía. Este



significativo abaratamiento relativo que se verificó en el servicio de gas natural llevó indefectiblemente a un incremento del consumo promedio por cliente.

Como puede observarse en el gráfico siguiente, en las últimas dos décadas, a similares temperaturas, el 2013 es uno de los de mayor consumo unitario. Asimismo, se observa claramente el efecto en el tiempo del incremento del consumo unitario por abaratamiento del precio relativo, al colocarse todos los puntos correspondientes a los años 2007 y posteriores por encima de la recta de regresión que representa las variaciones de demanda promedio (consumo anual en m3 por cliente) del período graficado ante cambios en la temperatura.



En dicho marco, y como resultado de (i) los incrementos de los precios de gas en boca de pozo y de las tarifas de transporte y distribución de gas natural efectivizados a partir del 07/10/2016, más (ii) aquellos nuevos incrementos esperables en el quinquenio 2017-2021 como resultado de las Revisiones Tarifarias de transporte y distribución, sumados a los escalones de ajustes previstos en el precio del gas PIST; es inevitable una importante retracción del consumo específico residencial por elasticidad precio de la demanda. Es más, este efecto ya pudo verificarse parcialmente en el corriente año, luego de los aumentos anunciados y ampliamente difundidos en abril de 2016, que luego quedaron sin efecto producto del fallo CEPIS de la Corte Suprema de Justicia de la Nación (CSJN). Por ejemplo, el consumo unitario corregido por temperatura había sufrido en el área de CUYANA una caída del 2,9% en julio y 2,8% en agosto. Se adjunta como ANEXO 2 informe de la disminución del consumo unitario prioritario verificado durante el invierno 2016 en el área de esta Distribuidora.

Esta relación inversa entre el consumo unitario y el precio de un servicio puede verificarse a través de un estudio de la elasticidad precio de la demanda correspondiente que esta Licenciataria solicitó a la consultora Quantum, que se adjunta como ANEXO 3. En dicho informe se analiza, entre otros, la respectiva función elasticidad/precio de la demanda de gas natural de CUYANA, la cual muestra que, ante incrementos en las tarifas finales (gas, transporte y



distribución) del 50% y 100%, es de esperar que el consumo unitario promedio se reduzca aproximadamente en 4% y 7% respectivamente.

	a Tarifa promedio oct-16	a Tarifa promedio con 50% de aumento (expectativa de ajuste de mínima en RTI)	a Tarifa promedio con 100% de aumento
Distribuidora de Gas Cuyana	2 \$/m3	3 \$/m3	4 \$/m3
Consumo anual por cliente Residencial a temperatura promedio	1.199	1.149	1.115
% de variación respecto de consumo a tarifas de oct-16		-4%	-7%

También es importante tener en cuenta, como tercer factor para considerar en la estimación de la demanda del quinquenio 2017-2021, que se está llevando a cabo una modificación en el Reglamento de Servicio en lo que respecta a los factores de corrección del gas (Nota ENRG N° 10194/16 del 02/11/16). Esta modificación implicará a esta licenciataria una disminución de los volúmenes medidos/facturados de gas a residenciales y comercios de aproximadamente un 8%. Para mayor detalle sobre este efecto se remite a la respuesta de esta Distribuidora a la Nota ENRG N° 10194/16, que será oportunamente presentada ante esa Autoridad.

Por todo lo hasta aquí manifestado, y no obstante la información histórica 2013 presentada como ANEXO 1, con la finalidad realizar una aproximación realista del comportamiento de la demanda durante el próximo quinquenio, se determinó la demanda base para la proyección del periodo 2017-2021 utilizando el modelo desarrollado por Quantum para determinar la elasticidad del consumo unitario promedio prioritario ante variaciones de la temperatura y/o tarifa/precio. Como variables de entrada del modelo se consideraron:

- crónica térmica media (promedio del déficit grado día de los últimos 15 años), y
- las tarifas vigentes aprobadas a octubre del 2016, incrementadas en un 50% que representaría la expectativa de ajuste de mínima de la RTI.

Adicionalmente para considerar el efecto esperado por los nuevos factores de corrección, se corrigieron los resultados de la proyección en un -8% sobre el volumen entregado a los residenciales y en un -5,6% sobre el volumen de los SGP (se aplica la corrección de -8% solo a los clientes SGP que no cuentan con unidad correctora instalada).

El crecimiento proyectado de la demanda dependerá finalmente del plan de inversiones que se termine aprobando en el marco de la actual RTI, razón por la cual el crecimiento proyectado se encuentra sujeto al plan de inversiones que finalmente se apruebe.

La metodología utilizada para la proyección de demanda asociada a las inversiones del quinquenio se encuentra adjunta, tal como fuera solicitado, en el ANEXO 7, conjuntamente con el detalle por proyecto de la cantidad de clientes a incorporar y sus curvas de penetración respectivas (ANEXO 6).

Respecto de "Otras variaciones en la demanda proyectada", y en particular a los usuarios a incorporar por redes cedidas por terceros que no se encuentren asociadas a proyectos del plan de inversiones 2017-2021, los mismos no deberían ser considerados para la presente proyección de demanda, debido a que, según la metodología de la evaluación económica que se debe realizar para estos proyectos conforme lo previsto en la Resolución I/910, la Distribuidora debe determinar la contraprestación o bonificación a otorgar por los proyectos no rentables que se incorporen al activo de la Distribuidora, en función del valor de negocio, el cual dependerá directamente de la tarifa que se fije en la RTI; es decir que la bonificación será el resultado de la



tarifa que se determine y no de un dato de entrada (input) para determinar el incremento tarifario requerido. Bajo este esquema, que además es el previsto en el marco regulatorio vigente, la Distribuidora sólo debería efectuar contraprestaciones equivalentes al valor del negocio, tal como lo prevé la Resolución ENARGAS I/910 para todos aquellos proyectos/clientes que no hayan sido previstos en la proyección de demanda elaborada para la RTI.

En el caso que se considerasen dichos clientes y consumos, se solicita adicionar la contraprestación o bonificación a otorgar – que depende de la tarifa que se defina en el proceso de RTI – al Plan de Inversiones propuesto para el próximo quinquenio por la Distribuidora, o eliminar la obligación de contraprestación a los usuarios cuya demanda haya sido incluida para la determinación de la tarifa resultante, a fin de garantizar que:

- la Distribuidora obtenga por el conjunto de sus activos una rentabilidad justa y razonable de acuerdo con los art. 38 Inc. a) y 39 de la Ley 24.076, y
- la contraprestación a pagar por parte de la Distribuidora no implique una disminución de la rentabilidad que la Distribuidora estaba obteniendo por el resto de los activos hasta antes de considerar la incorporación de los proyectos que realicen terceros.

Finalmente, y dada la trascendencia del asunto para el servicio público a cargo de la Licenciataria, se hace expresa reserva de derechos, y de ampliar fundamentos en caso de corresponder.

Quedamos a su disposición para efectuar cualquier aclaración que se estime necesaria.

Sin otro particular, saludamos a Ud. muy atentamente.

Juan Salum
Gerente Comercial
DISTRIBUIDORA DE GAS DEL CENTRO S.A.
DISTRIBUIDORA DE GAS CUYANA S.A.

Adjuntos:

- ANEXO 1: Demanda año 2013
- ANEXO 2: Informe disminución consumo unitario prioritario invierno 2016
- ANEXO 3: Estudio elasticidad al precio de la demanda. Consultora Quantum
- ANEXO 4: RTI-DEM Demanda Base
- ANEXO 5: RTI-DEM Demanda Plan de Inversiones
- ANEXO 6: Demanda asociada a las inversiones RTI – Proyección
- ANEXO 7: Demanda asociada a las inversiones RTI – Metodología
- ANEXO 8: RTI-DEM Otras variaciones de Demanda
- ANEXO 9: Causas de variaciones informadas en ANEXO 8
- ANEXO 10: RTI-DEM Demanda final proyectada
- Constancia de presentación de ANEXOS 1, 4, 5, 6, 8 y 10 en formato digital a través del SARI



Constancia de presentación de ANEXOS 1, 4, 5, 6, 8 y 10 en formato digital a través del SARI

** [SMM001]

** ESTE ES UN CORREO GENERADO POR EL SISTEMA AUTOMATIZADO DE

** REMISION INFORMÁTICA - SARI - PARA SU INFORMACIÓN SOLAMENTE,

** NO RESPONDER A ESTE MAIL .

Entidad: Distribuidora de Gas Cuyana S.A.

Periodo: 201610

Remitió: SARICUYO@ECOGAS.COM.AR

Recibo: 20005_20161018204069129

Enargas le confirma la recepción de los siguientes archivos:

20005_0_RTI-DEM_2016-10_20161121.rar



ANEXO 2: Informe de la disminución del consumo unitario prioritario verificado durante el invierno 2016 en el área de esta Distribuidora.

El modelo que utilizamos en el Despacho de Gas para proyectar la Demanda Prioritaria (usuarios Residenciales, SGP con gas y SDB con gas) es un modelo econométrico surgido de un estudio de investigadores de la Universidad Nacional de Córdoba el cual, con base en los datos diarios de temperaturas y consumo histórico, determina el consumo diario por cliente.

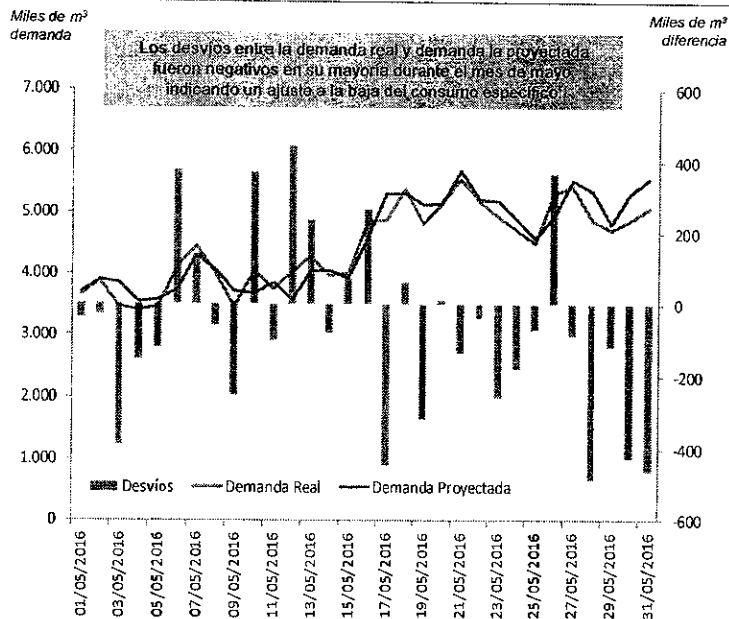
Para determinar los coeficientes de la ecuación se utilizó el período 2014-2015 ("período de calibración"). Luego, para probar la performance del modelo, se realiza una proyección del invierno de 2016 mediante el método conocido como Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Se utiliza la calibración mencionada y se la evalúa a través de indicadores de bondad de ajuste y de error de proyección a través de los siguientes estadísticos:

- Error Medio Absoluto en Porcentaje: Mide el desvío de la proyección respecto del valor real en términos relativos.
- Coeficiente de Desigualdad de Theil: El rango de este coeficiente es [0; 1]. Si es 0 indica una predicción perfecta, por el contrario es 1 cuando la proyección es la peor que se pueda realizar. Desagregamos este último coeficiente en tres términos cuyos valores suman 1 para analizar la performance de la proyección:
 - Error en la Media: muestra el error sistemático en la media, si la proyección se desvía en el nivel respecto de la demanda real.
 - Error en la Varianza: muestra el error sistemático en la desviación, si la proyección no estima adecuadamente la pendiente de la demanda: cuando se proyecta aumento, la demanda real disminuye.
 - Error en la Covarianza: muestra el error aleatorio del modelo (error que no es posible incluir en la estimación). Un buen modelo de proyección debe tener la mayor parte del error clasificada como aleatorio.

Una vez obtenidos los estadísticos, se calculan los ajustes necesarios para minimizar los errores sistemáticos en la media y así dejar la mayor parte del error clasificado como aleatorio, es decir, como error en la covarianza. Estas pequeñas correcciones nos permiten deducir en qué sentido se debe ajustar el modelo para proyectar la realidad de una mejor manera. Para el caso del invierno 2016 la demanda real prioritaria es mayor que la proyectada a las temperaturas reales de 2016 según la calibración 2014-2015, lo que evidencia la necesidad de realizar un ajuste en el modelo para reflejar el comportamiento actual del consumo por cliente a la misma temperatura debido a los aumentos tarifarios. El análisis mensual permite observar que a medida que los clientes fueron recibiendo la señal de precios, reaccionaron a la misma. Es importante destacar que la señal de precios se vio distorsionada por los fallos judiciales que retrotrajeron las tarifas a marzo de 2016 y que en la Provincia de Mendoza fueron dispuestos con anterioridad al resto del país (fallo de la CSJN en la causa "Centro de Estudios para la Promoción de la Igualdad y la Solidaridad y otros c/ Ministerio de Energía y Minería s/ amparo colectivo").



Demanda mayo 2016



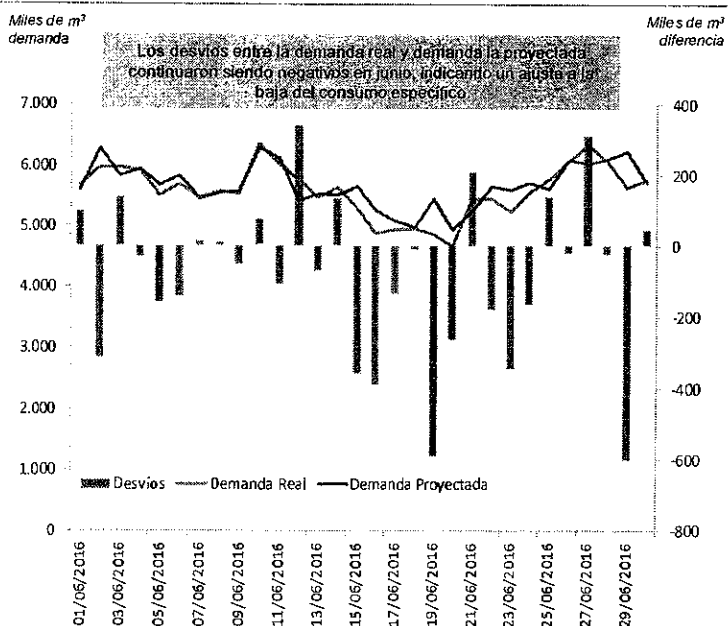
Análisis de Ajuste del Modelo

% Dif. Diaria Prom. (*)	4,8%
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0,0288
Error en la Media	5,4%
Error en la Varianza	6,2%
Error en la Covarianza	88,4%

(*) % Error medio absoluto

Ajuste a la Demanda necesario para incorporar cambio en el patrón de comportamiento -1,2%

Demanda junio 2016



Análisis de Ajuste del Modelo

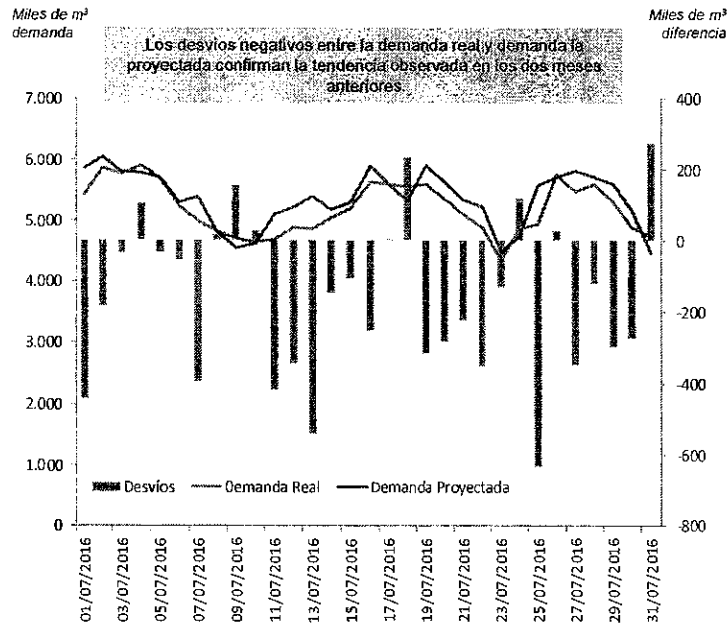
% Dif. Diaria Prom. (*)	3,4%
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0,0214
Error en la Media	11,1%
Error en la Varianza	6,3%
Error en la Covarianza	82,6%

(*) % Error medio absoluto

Ajuste a la Demanda necesario para incorporar cambio en el patrón de comportamiento -1,3%



Demanda julio 2016



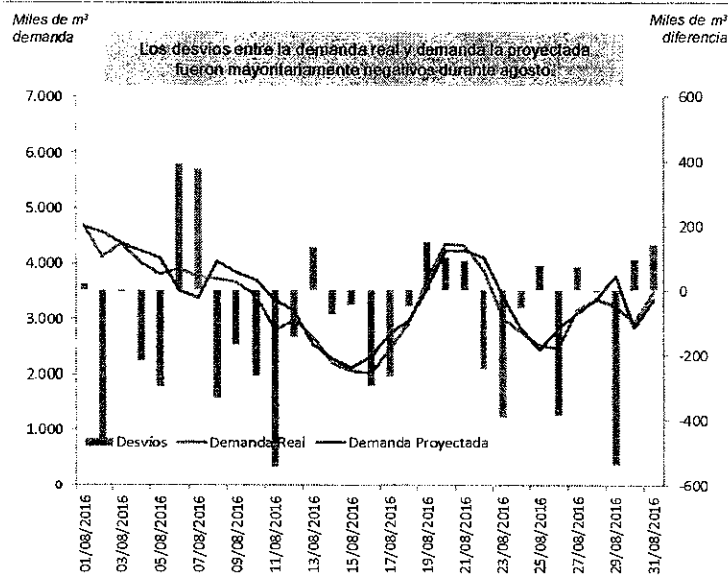
Análisis de Ajuste del Modelo

% Dif. Diaria Prom. (*)	4,4%
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0,0258
Error en la Media	34,1%
Error en la Varianza	1,4%
Error en la Covarianza	64,5%

(*) % Error medio absoluto

Ajuste a la Demanda necesario para incorporar cambio en el patrón de comportamiento -2,9%

Demanda agosto 2016



Análisis de Ajuste del Modelo

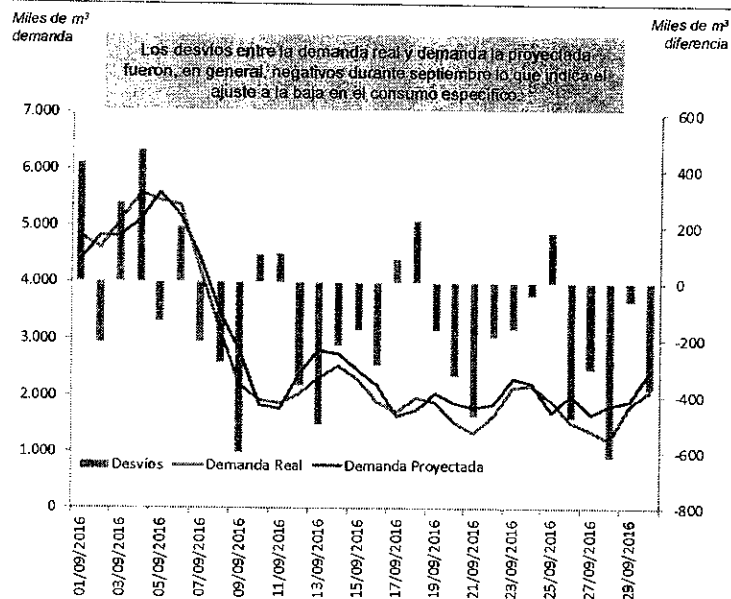
% Dif. Diaria Prom. (*)	6,6%
Coefficiente de Desigualdad de Theil	0,0378
Error en la Media	14,7%
Error en la Varianza	0,2%
Error en la Covarianza	85,2%

(*) % Error medio absoluto

Ajuste a la Demanda necesario para incorporar cambio en el patrón de comportamiento -2,8%



Demanda septiembre 2016



Análisis de Ajuste del Modelo

% Dif. Diaria Prom. (*)	13,1%
Coficiente de Desigualdad de Theil	0,0521
Error en la Media	18,9%
Error en la Varianza	16,4%
Error en la Covarianza	64,7%

(*) % Error medio absoluto

Ajuste a la Demanda necesario para incorporar cambio en el patrón de comportamiento -4,6%

B
R



Nota COM N° 5670/16

ANEXO 3: Estudio elasticidad al precio de la demanda. Consultora Quantum

[Handwritten signature]

ES COPIA

Preparado para:



QUANTUM

Expertos en Regulación de Servicios Públicos

ADIGAS

ESTIMACIONES DE ELASTICIDADES

NOVIEMBRE

2015

INFORME



Índice

1. Variables utilizadas en la estimación.....	5
1.1. Periodo considerado.....	6
1.2. Metodología de estimación.....	6
1.3. Comentario a la nota RTI – DEM – Requerimiento inicial de información de demanda	6
2.1. Camuzzi Pampeana.....	9
2.2. Camuzzi Sur.....	11
2.3. Ecogas Centro.....	13
2.4. Ecogas Cuyo.....	15
2.5. Gasnea.....	17
2.6. Gas Natural Fenosa.....	19
2.7. Gasnor.....	21
2.8. Litoral Gas.....	23
2.9. Metrogas.....	25



1. Introducción

La estimación de la elasticidad del consumo residencial respecto de la tarifa es indispensable para realizar la proyección de demanda de gas natural destinado al consumo residencial. En este estudio se estima dicha elasticidad para cada una de las nueve distribuidoras argentinas, la cual es luego utilizada como un insumo del modelo de balance de gas natural.

La elasticidad de la demanda de un bien o servicio x respecto de su precio p_x , denotada ε_{x,p_x} se define como la variación de la demanda ante una variación del 1% en su precio. Formalmente, se expresa de la siguiente manera:

$$\varepsilon_{x,p_x} = \frac{\text{Variación porcentual en } x}{\text{Variación porcentual en } p_x}$$

El cálculo de la elasticidad supone que la reacción de la demanda a cambios en su precio implica que el resto de los determinantes de la demanda se mantienen constantes. Es decir, si el precio del bien sube pero también lo hace el ingreso de los consumidores, la variación en la demanda contiene efectos de dos variables. En ese caso, para estimar la reacción a cambios en el precio debe controlarse y aislarse el impacto del ingreso. Para comprender mejor este concepto, debe tenerse presente que el consumo o demanda de x es una función que depende de distintas variables además del precio, como el nivel de ingreso de los consumidores y de la temperatura:

$$x = x(p_x, \text{ingreso}, \text{temperatura})$$

El concepto de elasticidad respecto del precio supone que x se modifica porque solamente lo hace su precio y el ingreso y la temperatura se mantienen constantes. En la vida real con frecuencia todos los determinantes del consumo presentan variabilidad al mismo tiempo, por lo que para obtener la elasticidad de x respecto de su precio es necesario controlar el efecto del resto de las variables que afectan la función x .

En el presente trabajo se emplea el supuesto de que el consumo unitario de gas natural depende de la temperatura y de su precio, estando dichas variables relacionadas mediante un modelo lineal en logaritmos, el cual se expresa de la siguiente manera:

$$\ln cu_t = \alpha + \beta \ln tarifa_t + \gamma \ln dgd_t + dum + enero + febrero + marzo + junio + julio + agosto + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde:

$\ln cu_t$ es el consumo unitario promedio de gas natural por parte de usuarios residenciales en cada periodo en logaritmos naturales, la variable dependiente del modelo,

$\ln tarifa_t$ es la tarifa promedio por m^3 en cada periodo en logaritmos naturales,

$\ln dgd_t$ es el déficit grado día acumulado en cada periodo en logaritmos naturales,



α es el parámetro del modelo que representa el consumo unitario residencial autónomo, es decir, el consumo que no es afectado por el precio ni por la temperatura,

β es el parámetro asociado al precio del gas natural por m³ y representa la elasticidad del consumo unitario respecto de la tarifa por unidad,

γ es el parámetro asociado a la variable déficit grado día acumulado y representa la reacción del consumo por usuario ante variaciones en la temperatura

dum es una variable dummy que vale uno en los meses de invierno, considerando invierno a los meses desde mayo hasta septiembre, y vale cero el resto de los meses del año

enero, febrero, marzo, junio, julio, agosto: es una variable dummy que vale uno en el mes al que hace referencia y cero en caso contrario (ej: si la variable es *Ene*, vale uno para los meses de enero y cero en caso contrario) y

ε_t es el término de error del modelo, que indica la diferencia entre el valor observado y el valor estimado del consumo unitario. Se supone que estos errores siguen una distribución normal con media cero y varianza constante.

Es importante aclarar que los parámetros que acompañan a las variables del lado derecho de la ecuación (1) son las elasticidades del consumo unitario de gas respecto de dichas variables. Así, β es la elasticidad del consumo unitario de gas respecto de la tarifa por m³ y se obtiene de la siguiente manera:

$$\varepsilon_{x,p_x} = \frac{\partial \ln c_{u,t}}{\partial \ln \text{tarifa}_t} = \beta$$

El coeficiente β es la derivada parcial del consumo unitario respecto del precio, manteniéndose constantes los demás determinantes de la función. La derivada parcial de un logaritmo respecto de otro logaritmo permite representar la variación de un porcentaje respecto de otro, ya que la variación de una magnitud en logaritmo es equivalente a una variación porcentual. La función lineal en logaritmos presenta la comodidad de poder interpretar los coeficientes asociados a sus variables del lado derecho como las elasticidades respectivas. Nótese que en este modelo las elasticidades son constantes en el dominio de la función, ya que asumen siempre el mismo valor independientemente de la magnitud de las variaciones en las variables.

Se espera que la estimación del coeficiente β presente signo negativo, reflejando que ante incrementos en el precio los usuarios disminuyen el consumo, tal como establece la ley de la demanda. Respecto de γ , se espera que presente signo positivo, ya que permaneciendo igual la tarifa, el consumo de gas tiende a aumentar cuando la temperatura baja (y se incrementa el déficit grado día).

En la primera parte del trabajo se estima para cada distribuidora la función de consumo unitario línea en logaritmos para obtener las elasticidades empleando el análisis econométrico tradicional. Posteriormente, se estima la variación en el consumo unitario de gas natural originada por los incrementos tarifarios que tuvieron lugar a partir de abril de 2016 empleando un método alternativo. Al



final se presentan algunas recomendaciones sobre la interpretación de los resultados obtenidos en el presente.

1. Variables utilizadas en la estimación

En esta sección se definen las variables utilizadas en las estimaciones de los modelos:

- **Variable Dependiente:**

- **Consumo unitario ($Incu_t$)**

Se obtuvo como el cociente entre el volumen vendido de gas natural residencial en metros cúbicos y la cantidad de usuarios residenciales, por distribuidora. Los datos utilizados hasta el año 2015 fueron los obtenidos del ENARGAS y publicados en su página web <http://www.enargas.gov.ar/>

- **Variables Independientes:**

- **Tarifa Media Real ($Intarifa_t$):** fue enviado por las distribuidoras y se calculó como el cociente entre el total facturado y el volumen en m³ por distribuidora en cada periodo. Los valores obtenidos fueron expresados en términos reales empleando el Índice Nacional Salarial con base en enero de 2010, publicado por el INDEC.

- **Déficit Grado Día Acumulado ($Indgd_t$):** se calculó como la sumatoria anual de los déficits grado día promedio en cada periodo, a partir de la información brindada por cada distribuidora. En algunos casos dicha información está desagregada por subzonas de cada área de concesión. Para estimar el déficit grado día acumulado del área se calculó el promedio de cada subzona ponderado por la participación en el volumen vendido total por la distribuidora.

- **Variable Dummy Invierno-Verano (dum):** Esta variable busca capturar la variación del consumo de los hogares, vinculada puramente a la estación del año en la que se produce. La calefacción y la mayor utilización de la cocina en los meses de invierno implica un consumo autónomo mayor de gas que en los meses de verano. Es por ello que se asignó un valor de uno a los meses de mayo, junio, julio, agosto y septiembre, por considerarse meses de temperaturas bajas y cero a los meses restantes. Se espera que esta variable presente un coeficiente positivo, indicando que además del consumo autónomo del modelo los clientes residenciales tienen un consumo autónomo adicional vinculado al invierno.

- **Variable Dummy Mes ($Ene, Feb, Mar, Jun, Jul, Ago$):** además del aumento del consumo puramente relacionados al invierno, existen comportamientos de picos y valles de consumo. Los picos de consumo pueden estar vinculados a determinados meses por ser más fríos, como es el caso de junio, julio y agosto, donde la calefacción es más utilizada. Por otra parte, los valles pueden estar influenciados por las temperaturas más altas y por

cuestiones vinculadas al nivel de actividad. Generalmente, en vacaciones y sobre todo en zonas metropolitanas, los clientes disminuyen su consumo residencial. Es por ello que se seleccionaron los meses de enero, febrero y marzo. Se designó el a mes de referencia y cero a los restantes. Se espera que para los meses de invierno seleccionados el coeficiente sea positivo ya que el consumo autónomo aumenta, no sólo por ser invierno sino también por ser un mes frío. Lo contrario ocurre para los meses seleccionados de verano, donde se espera que el signo sea negativo.

1.1. Periodo considerado

Las estimaciones se realizaron con las variables antes definidas, en periodos mensuales, y se tuvo en cuenta la información disponible para cada caso particular. Se contó con una base de datos por distribuidora con un detalle histórico de como mínimo siete años (es decir, 84 observaciones) y como máximo, 15 años.

1.2. Metodología de estimación

El modelo expresado en (1) fue estimado para cada distribuidora para obtener los parámetros α , β y γ . Para ello se empleó la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con la corrección de White para la heterocedasticidad de los errores. Esta corrección es necesaria, ya que el empleo de los MCO requiere que los errores del modelo sean homocedásticos, esto es, que su varianza no es afectada por los valores de las variables del modelo. En todos los casos se contrastó la hipótesis nula de que los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo sean estadísticamente diferentes de cero, es decir, que las variables tarifa y temperatura impactan significativamente en el consumo de gas natural.

Además, se contrastó la hipótesis de normalidad de los errores de estimación, empleando la Prueba de Jarque- Bera, cuya hipótesis nula es que los errores se distribuyen normalmente y se verificó que los errores de un periodo no estén correlacionados con los de otros periodos. Para ello se analizó el estadístico Durbin Watson que permite probar la existencia de auto correlación de los errores de primer orden, es decir, entre dos periodos consecutivos. Estas pruebas son necesarias para verificar que las estimaciones por MCO son adecuadas.

Las estimaciones se realizaron con el Software E-Views. En la sección 2 se presentan los resultados de los modelos de cada distribuidora.

1.3. Comentario a la nota RTI – DEM – Requerimiento inicial de información de demanda

A partir de la nota enviada por el ENARGAS haciendo referencia a que se va a tomar la demanda unitaria observada el año 2013 como demanda base para la proyección de la demanda del período



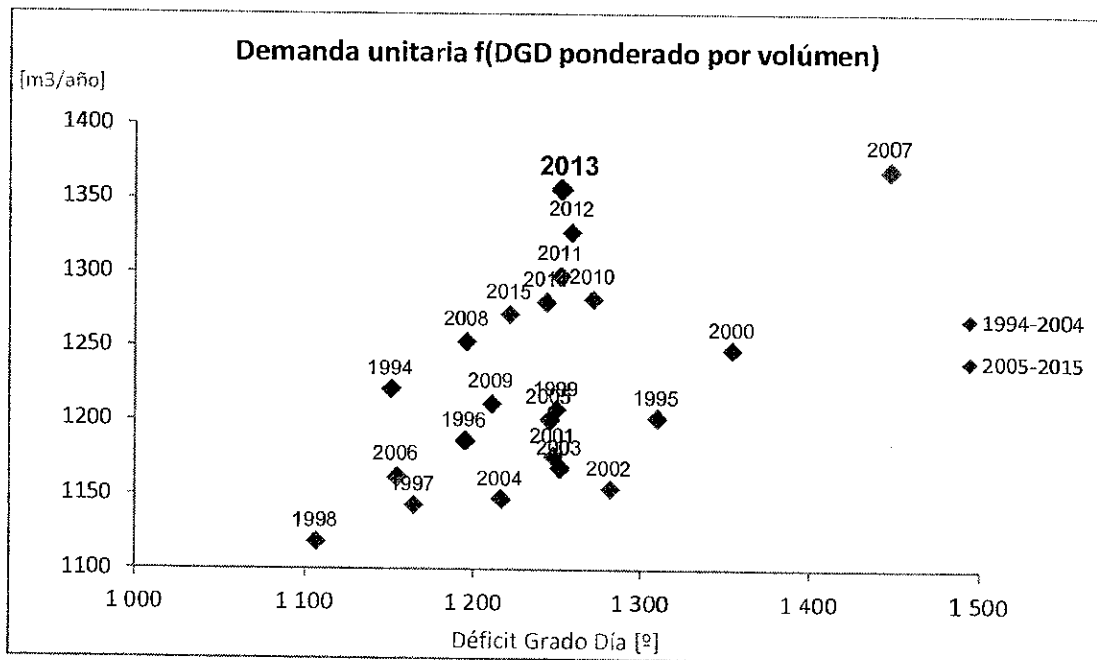
2017-2021, se presenta un análisis histórico de la demanda residencial a nivel país, con los siguientes comentarios y observaciones.

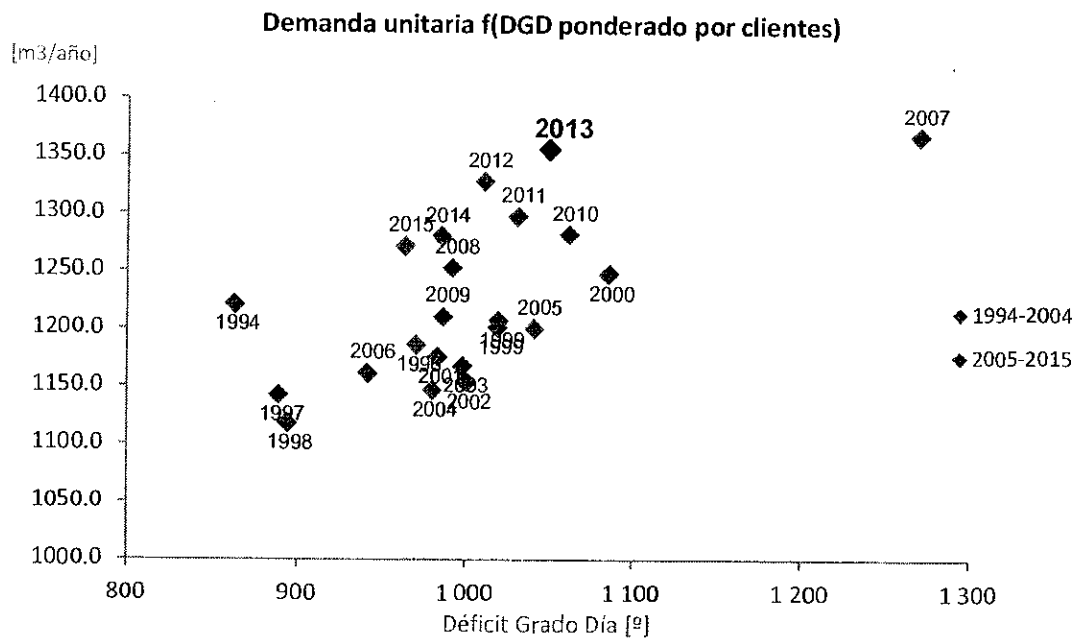
Se tomaran las demandas residenciales por subzona tarifaria desde el año 1994 al 2015, y se dividió la serie en dos períodos de 11 años consecutivos cada uno, sólo por motivos didácticos, pero que no modifica de manera alguna el resultado del análisis.

Esta demanda por subzona se sumó obteniendo la demanda total de Argentina para los usuarios residenciales, para cada año en estudio. Luego se procedió a dividir este valor por el promedio anual de clientes residenciales, obteniéndose el consumo anual unitario para un cliente promedio.

Luego se tomó el déficit grado día anual (DGD expresado en grados centígrados) para cada una de las subzonas tarifarias, obteniéndose finalmente un solo valor de DGD a nivel país, ponderando los DGD de las distintas subzonas tarifarias por el volumen demandado y por el número de clientes conectados.

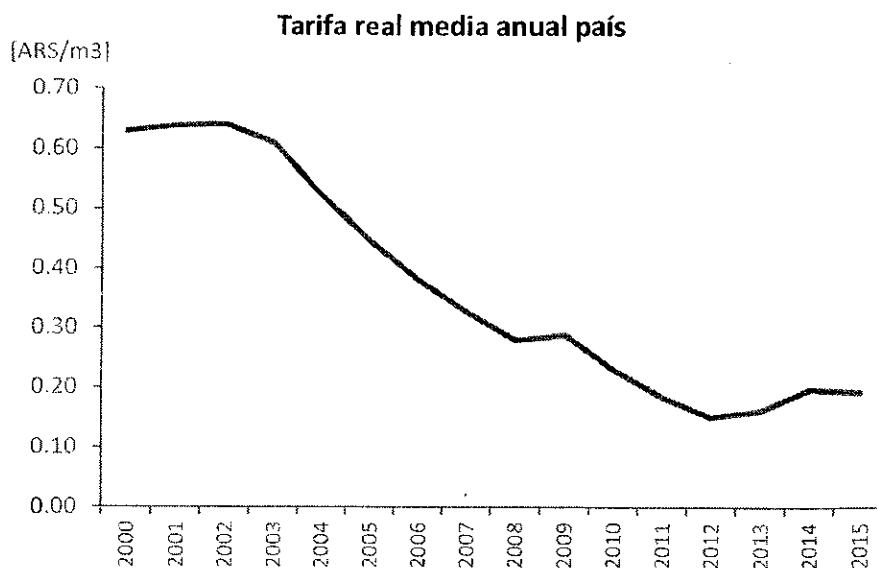
Como se puede apreciar en las siguientes gráficas, no hay grandes modificaciones en los resultados obtenidos con las dos ponderaciones aplicadas al DGD.





Al observar los consumos unitarios en función del déficit grado día se puede apreciar una tendencia en los dos períodos de tiempo tomados. Entre los años 1994-2004 (marcadores azules) el consumo unitario para un mismo valor de DGD fue menor que para el período 2005-2015 (marcadores verdes).

Este análisis puede ser complementado considerando la tarifa real acontecida en el período. Si bien no se dispone de datos de la tarifa media de los usuarios residenciales para el período 1994-1999, analizando los datos disponibles desde el año 2000 se observa una caída en la tarifa real, lo cual es acompañado con un aumento del consumo unitario, tal como se muestra en las siguiente gráfica.





Finalmente y como comentario a la nota ENARGAS, se observa que el año 2013 presenta el mayor consumo unitario entre los años considerados (1994-2015), con excepción del valor correspondiente al año 2007, donde como se aprecia en las gráficas, fue un año extremadamente frío, casi *outlier* para la muestra utilizada.

2. Resultados por distribuidora

2.1. Camuzzi Pampeana

2.1.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUCP)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 16:35
 Sample: 2000M01 2015M12
 Included observations: 192

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.004812	0.053012	56.68139	0.0000
LOG(TCP)	-0.130160	0.025820	-5.041064	0.0000
LOG(DGDCP)	0.237387	0.014672	16.17948	0.0000
DUM	0.610027	0.047910	12.73263	0.0000
FEB	-0.141093	0.056076	-2.516094	0.0127
MAR	-0.188502	0.051758	-3.642022	0.0004
JUN	0.249409	0.057825	4.313165	0.0000
JUL	0.329755	0.058046	5.680941	0.0000
AGO	0.241727	0.057795	4.182481	0.0000
R-squared	0.947804	Mean dependent var	4.403520	
Adjusted R-squared	0.945522	S.D. dependent var	0.806269	
S.E. of regression	0.188187	Akaike info criterion	-0.457022	
Sum squared resid	6.480815	Schwarz criterion	-0.304327	
Log likelihood	52.87411	Hannan-Quinn criter.	-0.395179	
F-statistic	415.3781	Durbin-Watson stat	1.343210	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La elasticidad estimada es **-0.13016** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un -0.13016%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

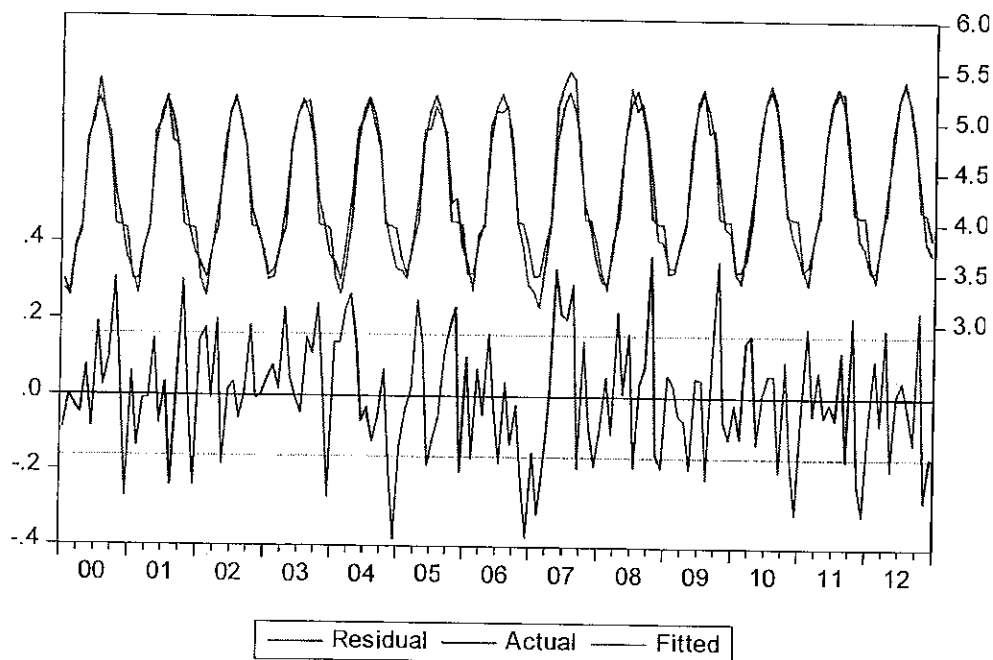
La bondad de ajuste del modelo es de 0.94, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.82.

La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes

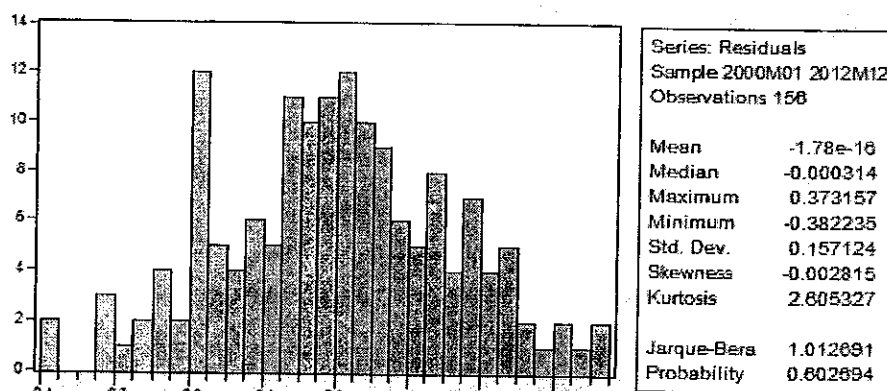


con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano y son sumamente explicativos en la regresión.

A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.1.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores.

2.2. Camuzzi Sur

2.2.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUCS)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 15:58
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 156
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

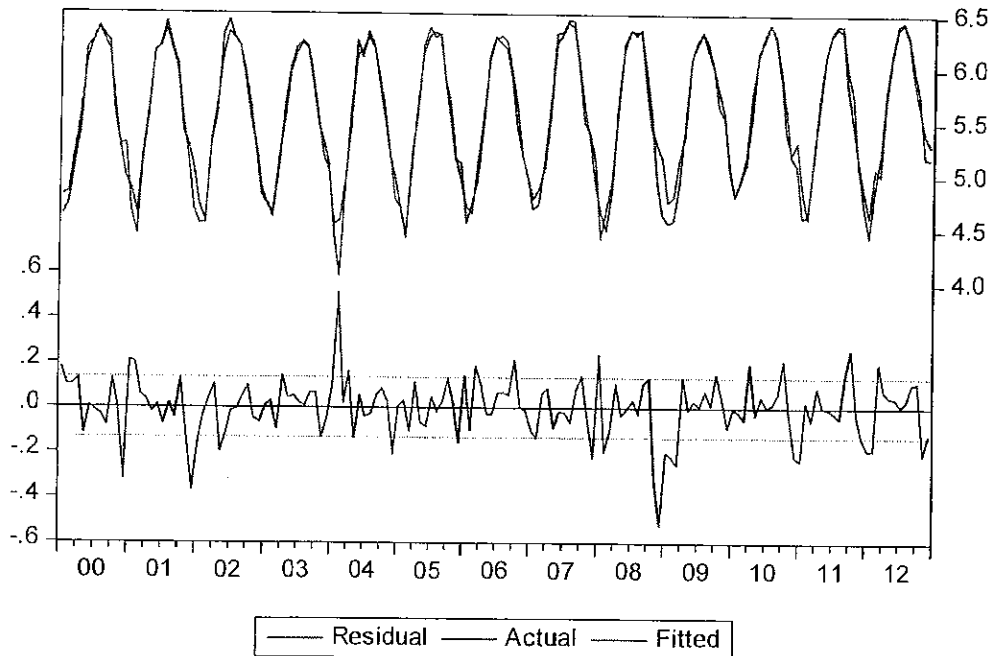
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.183356	0.514943	0.356070	0.7223
LOG(TCS)	-0.093897	0.024284	-3.866536	0.0002
LOG(DGDCS)	1.019811	0.100721	10.12506	0.0000
DUM	0.129364	0.058117	2.225939	0.0276
ENE	-0.363335	0.062434	-5.819514	0.0000
FEB	-0.300321	0.057393	-5.232762	0.0000
MAR	-0.163460	0.043905	-3.723036	0.0003
JUN	-0.100939	0.039030	-2.586160	0.0107
JUL	-0.117422	0.045423	-2.585086	0.0107
AGO	-0.038932	0.032573	-1.195230	0.2339
R-squared	0.956379	Mean dependent var	5.579368	
Adjusted R-squared	0.953690	S.D. dependent var	0.623529	
S.E. of regression	0.134182	Akaike info criterion	-1.117286	
Sum squared resid	2.628694	Schwarz criterion	-0.921783	
Log likelihood	97.14835	Hannan-Quinn criter.	-1.037881	
F-statistic	355.6682	Durbin-Watson stat	1.649508	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La elasticidad estimada es **-0.093897** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.093897%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado, es alto y es significativo.

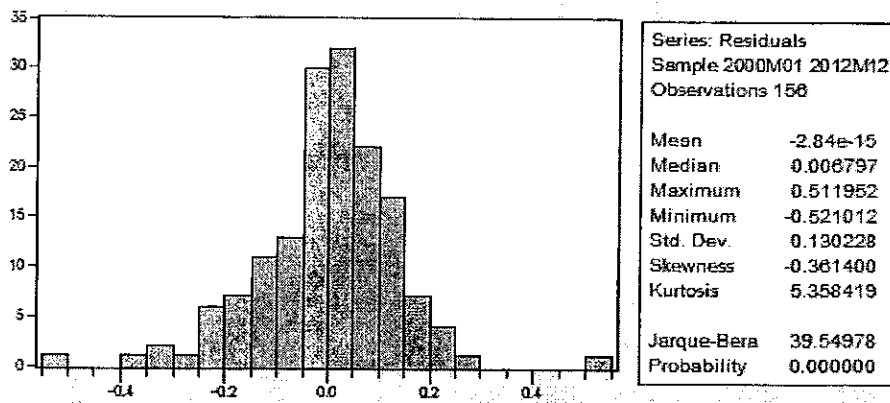
La bondad de ajuste del modelo es de 0.96, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.54.

La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado, siendo todos sumamente significativos. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.

A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.2.2. Prueba de Jarque-Bera



Si bien la hipótesis nula de normalidad de los errores se rechaza, se puede observar que esto ocurre principalmente por la existencia de un valor atípico. Excluyendo esa observación, la distribución se asemeja a una normal. Es por ello que se considera que la falta de normalidad en este caso no invalida la estimación del modelo.



2.3. Ecogas Centro

2.3.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUECOC)
Method: Least Squares
Date: 11/10/16 Time: 16:05
Sample (adjusted): 2004M01 2012M12
Included observations: 108 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.651823	0.054004	67.62192	0.0000
LOG(TECOC)	-0.115596	0.045215	-2.556594	0.0121
LOG(DGDECOC)	0.007004	0.001187	5.900562	0.0000
DUM	0.792216	0.068247	11.60800	0.0000
ENE	-0.240773	0.045628	-5.276923	0.0000
FEB	-0.283663	0.055691	-5.093487	0.0000
MAR	-0.100826	0.038259	-2.635337	0.0098
JUN	0.508482	0.061825	8.224489	0.0000
JUL	0.588047	0.072889	8.067668	0.0000
AGO	0.424101	0.071346	5.944254	0.0000
R-squared	0.940984	Mean dependent var	4.188581	
Adjusted R-squared	0.935564	S.D. dependent var	0.702701	
S.E. of regression	0.178375	Akaike info criterion	-0.521837	
Sum squared resid	3.118124	Schwarz criterion	-0.273492	
Log likelihood	38.17922	Hannan-Quinn criter.	-0.421142	
F-statistic	173.6193	Durbin-Watson stat	1.802664	
Prob(F-statistic)	0.000000			

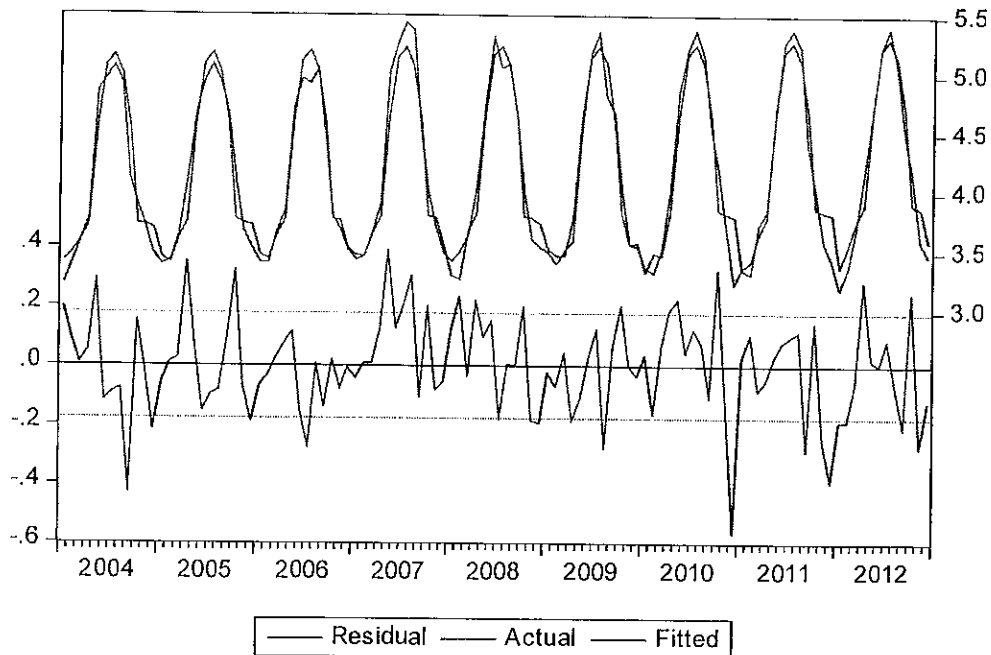
La elasticidad estimada es **-0.115596** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, por cada 1% de incremento (disminución), el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.115596 %. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

La bondad de ajuste del modelo es de 0.94, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.80.

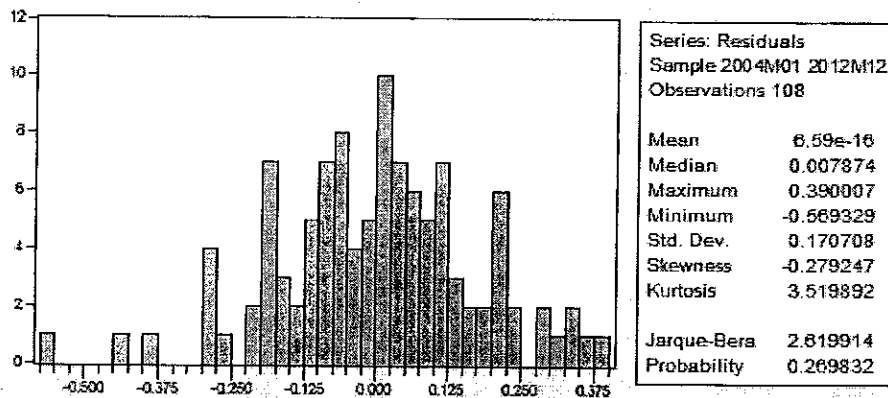
La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y junio, julio y agosto un signo positivo esperado, siendo todos sumamente significativos. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.



A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.3.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis de normalidad de los errores.



2.4. Ecogas Cuyo

2.4.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUECOCY)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 16:07
 Sample (adjusted): 2005M01 2012M12
 Included observations: 96 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.859858	0.057970	66.58358	0.0000
LOG(TECOCY)	-0.101600	0.038354	-2.648975	0.0096
LOG(DGDECOCY)	0.006828	0.001227	5.565702	0.0000
DUM	0.822450	0.051364	16.01209	0.0000
ENE	-0.242768	0.051919	-4.675861	0.0000
FEB	-0.305197	0.050667	-6.023568	0.0000
MAR	-0.161849	0.040346	-4.011473	0.0001
JUN	0.454893	0.043619	10.42887	0.0000
JUL	0.570026	0.052224	10.91497	0.0000
AGO	0.426848	0.059982	7.116222	0.0000
R-squared	0.960341	Mean dependent var		4.385016
Adjusted R-squared	0.956191	S.D. dependent var		0.709133
S.E. of regression	0.148426	Akaike info criterion		-0.879126
Sum squared resid	1.894608	Schwarz criterion		-0.612006
Log likelihood	52.19804	Hannan-Quinn criter.		-0.771152
F-statistic	231.3879	Durbin-Watson stat		2.015224
Prob(F-statistic)	0.000000			

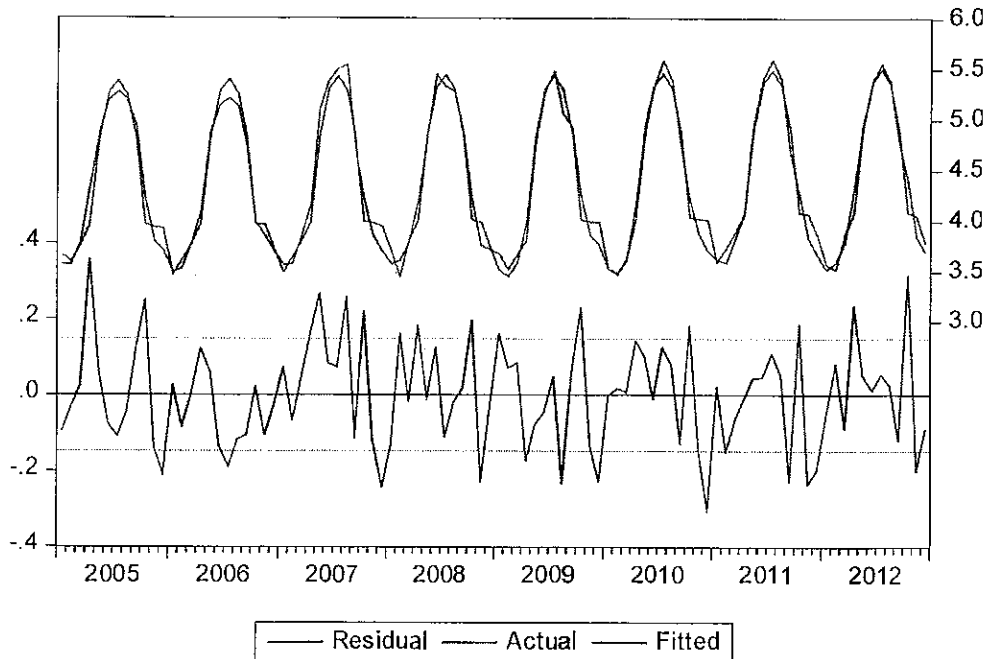
La elasticidad estimada es **-0.1016** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.1016%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

La bondad de ajuste del modelo es de 0.96, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 2.015.

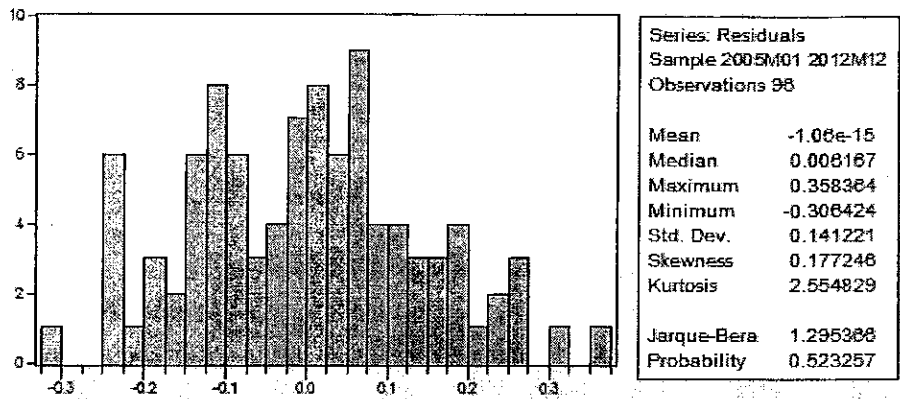
La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y junio, julio y agosto un signo positivo esperado, siendo todos sumamente significativos. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.



A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.4.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores.



2.5. Gasnea

2.5.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUGASNEA)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 18:43
 Sample: 2009M01 2012M12
 Included observations: 48
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

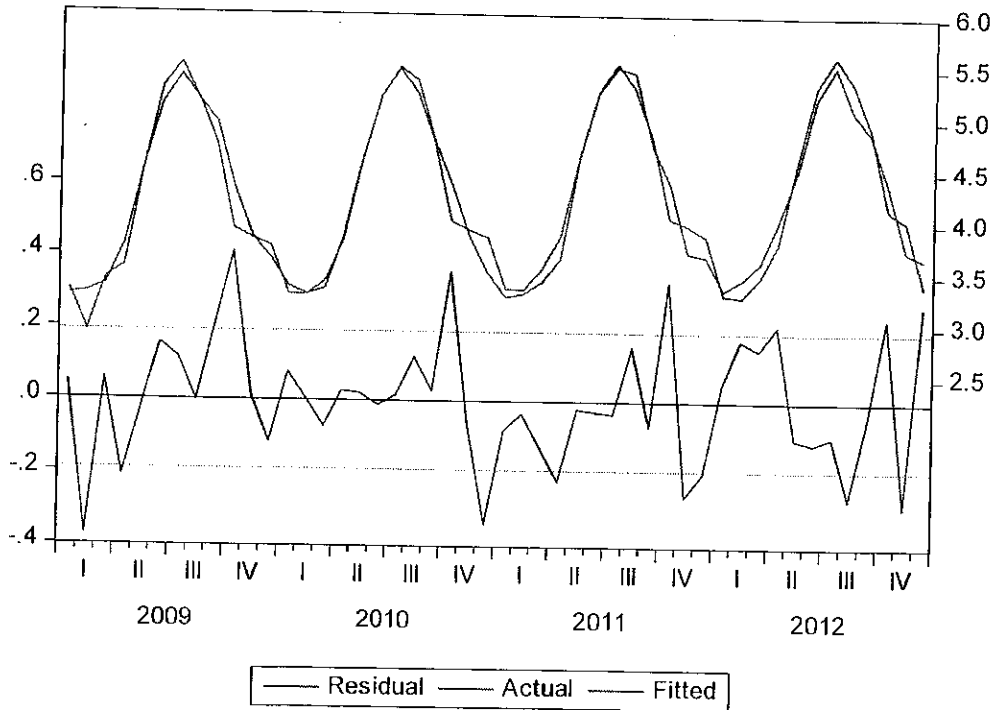
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.611177	0.086598	41.70055	0.0000
LOG(TGASNEA)	-0.282261	0.087947	-3.209435	0.0026
LOG(DGDGASNEA)	0.015109	0.002885	5.237363	0.0000
DUM	0.727016	0.085205	8.532567	0.0000
MAR	-0.300360	0.089396	-3.359877	0.0017
JUN	0.555836	0.063885	8.700607	0.0000
JUL	0.725824	0.059106	12.28003	0.0000
AGO	0.448958	0.097100	4.623657	0.0000
R-squared	0.951628	Mean dependent var	4.255074	
Adjusted R-squared	0.943163	S.D. dependent var	0.799566	
S.E. of regression	0.190621	Akaike info criterion	-0.326048	
Sum squared resid	1.453454	Schwarz criterion	-0.014181	
Log likelihood	15.82515	Hannan-Quinn criter.	-0.208193	
F-statistic	112.4176	Durbin-Watson stat	1.958999	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La elasticidad estimada es **-0.282261** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.282261%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

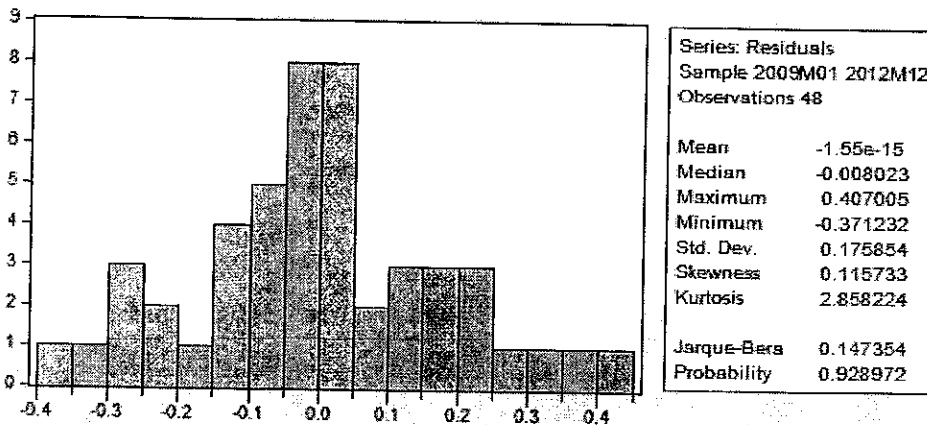
La bondad de ajuste del modelo es de 0.94, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.95.

La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y junio, julio y agosto un signo positivo esperado, siendo todos sumamente significativos. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.

A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.5.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo.

2.6. Gas Natural Fenosa

2.6.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUGASBAN)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 15:39
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 156
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

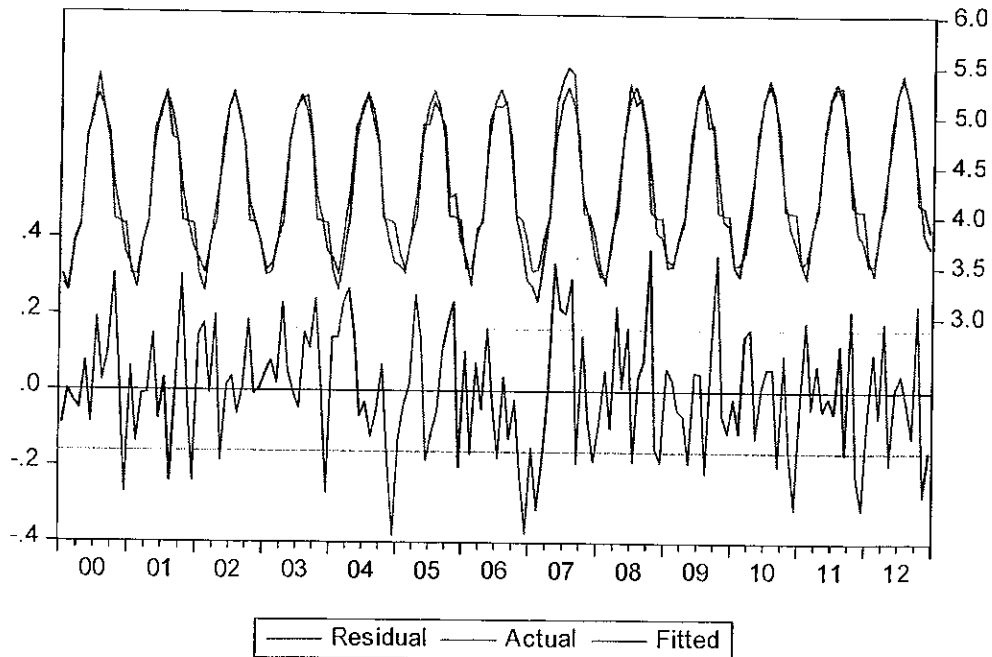
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.878860	0.036228	107.0666	0.0000
LOG(TGASBAN)	-0.132775	0.029297	-4.532099	0.0000
LOG(DGDGASBAN)	0.006006	0.001981	3.031246	0.0029
DUM	0.750891	0.042294	17.75400	0.0000
ENE	-0.289700	0.070968	-4.082139	0.0001
FEB	-0.448899	0.061054	-7.352504	0.0000
MAR	-0.171942	0.041022	-4.191503	0.0000
JUN	0.326239	0.040857	7.984816	0.0000
JUL	0.465168	0.044081	10.55255	0.0000
AGO	0.298766	0.050006	5.974670	0.0000
R-squared	0.943642	Mean dependent var	4.302554	
Adjusted R-squared	0.940168	S.D. dependent var	0.661859	
S.E. of regression	0.161895	Akaike info criterion	-0.741784	
Sum squared resid	3.826649	Schwarz criterion	-0.546281	
Log likelihood	67.85917	Hannan-Quinn criter.	-0.662379	
F-statistic	271.6200	Durbin-Watson stat	1.822321	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La elasticidad estimada es **-0.132775** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.132775%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

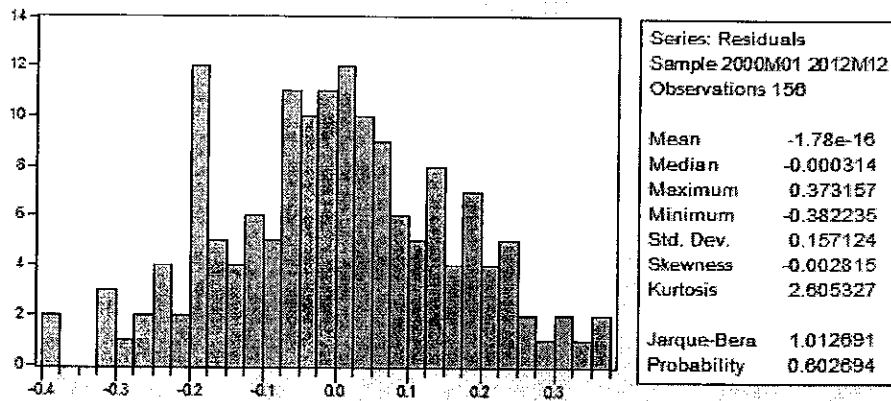
La bondad de ajuste del modelo es de 0.94, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.82.

La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.

A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.6.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo.



2.7. Gasnor

2.7.1. Salida del modelo

Dependent Variable: LOG(CUGASNOR)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 16:02
 Sample: 2009M01 2015M12
 Included observations: 84
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.556271	0.062024	57.33730	0.0000
LOG(TGASNOR)	-0.098456	0.038056	-2.587134	0.0116
LOG(DGDGASNOR)	0.006372	0.002118	3.008299	0.0036
DUM	0.300816	0.037172	8.092635	0.0000
ENE	-0.098144	0.047005	-2.087947	0.0402
FEB	-0.344608	0.065655	-5.248787	0.0000
MAR	-0.040224	0.037375	-1.076237	0.2853
JUN	0.303282	0.052900	5.733179	0.0000
JUL	0.516020	0.036939	13.96947	0.0000
AGO	0.275233	0.057631	4.775788	0.0000
R-squared	0.922571	Mean dependent var	3.894966	
Adjusted R-squared	0.913154	S.D. dependent var	0.380487	
S.E. of regression	0.112128	Akaike info criterion	-1.427006	
Sum squared resid	0.930381	Schwarz criterion	-1.137623	
Log likelihood	69.93423	Hannan-Quinn criter.	-1.310676	
F-statistic	97.96858	Durbin-Watson stat	1.577336	
Prob(F-statistic)	0.000000			

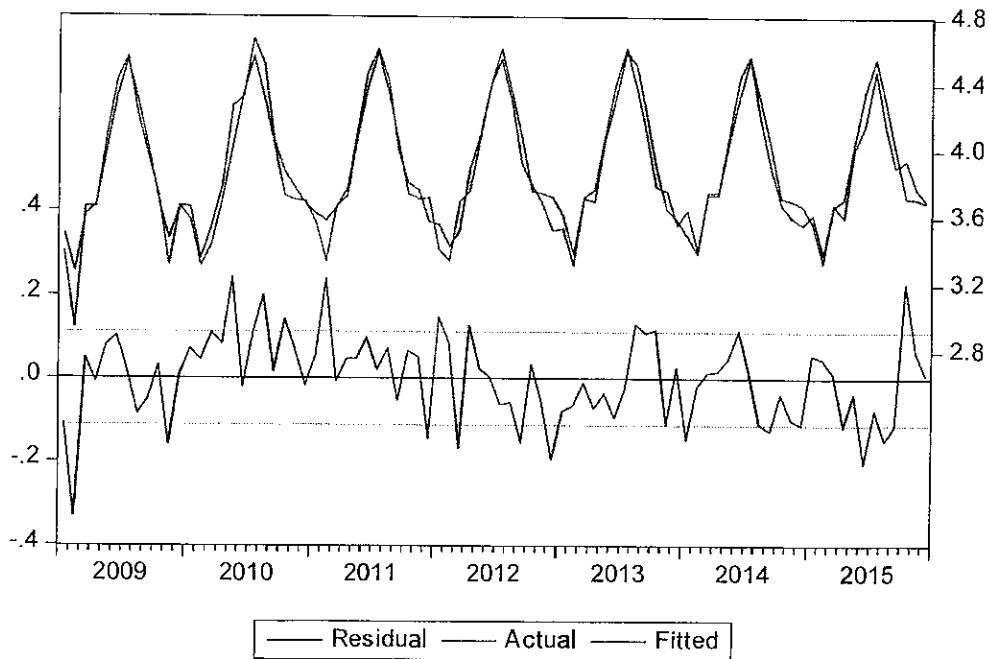
La elasticidad estimada es **-0.098456** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.098456%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

La bondad de ajuste del modelo es de 0.91, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.58.

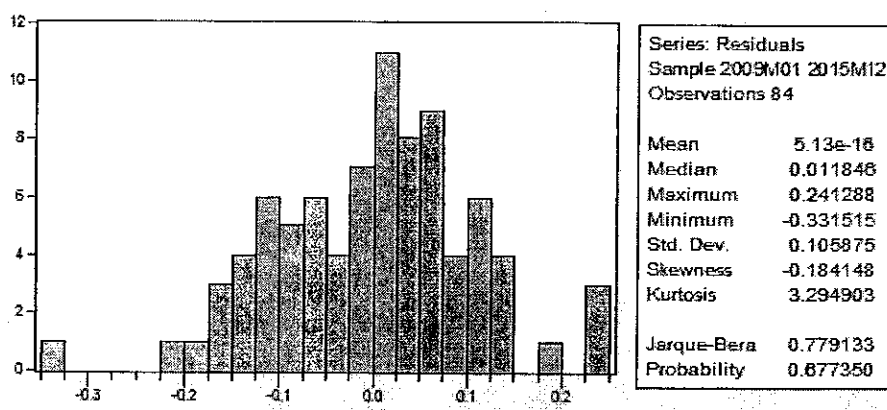
La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero y marzo presentan coeficientes con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano y son sumamente explicativos en la regresión.



A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.7.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo.



2.8. Litoral Gas

2.8.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUL)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 15:52
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 156
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.724752	0.038701	96.24475	0.0000
LOG(TL)	-0.109344	0.028169	-3.881705	0.0002
LOG(DGDL)	0.005877	0.001501	3.914188	0.0001
DUM	0.725787	0.048135	15.07828	0.0000
ENE	-0.188671	0.062444	-3.021436	0.0030
FEB	-0.326359	0.043966	-7.423005	0.0000
MAR	-0.234704	0.043771	-5.362115	0.0000
JUN	0.348805	0.052998	6.581476	0.0000
JUL	0.487358	0.064385	7.569457	0.0000
AGO	0.308857	0.060689	5.089185	0.0000
R-squared	0.919202	Mean dependent var	4.160897	
Adjusted R-squared	0.914222	S.D. dependent var	0.633591	
S.E. of regression	0.185566	Akaike info criterion	-0.468861	
Sum squared resid	5.027450	Schwarz criterion	-0.273357	
Log likelihood	46.57116	Hannan-Quinn criter.	-0.389456	
F-statistic	184.5540	Durbin-Watson stat	1.627306	
Prob(F-statistic)	0.000000			

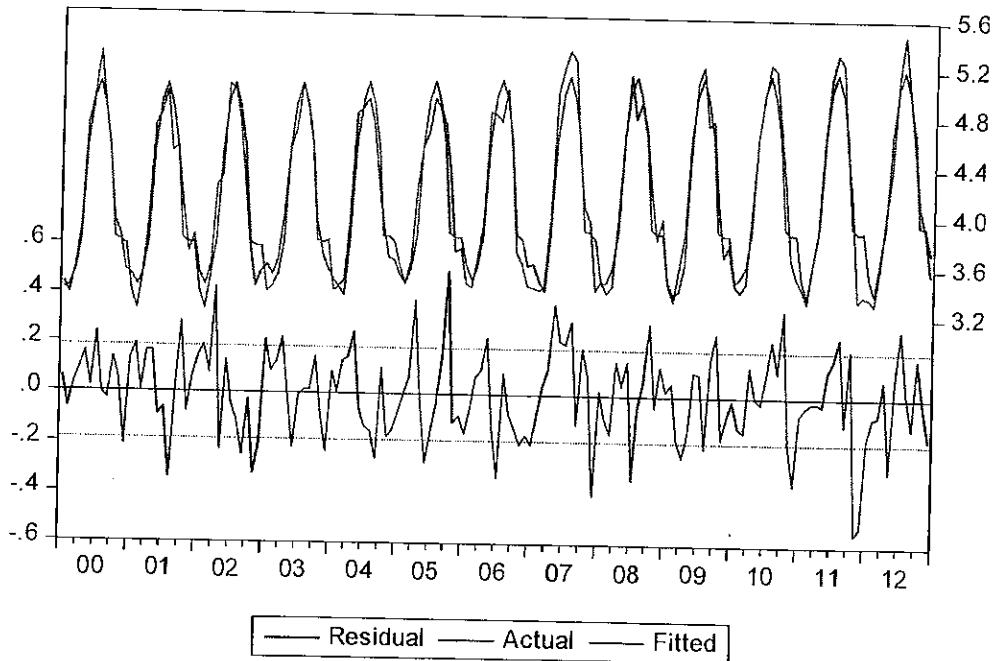
La elasticidad estimada es **-0.109344** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.109344%. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

La bondad de ajuste del modelo es de 0.91, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.63.

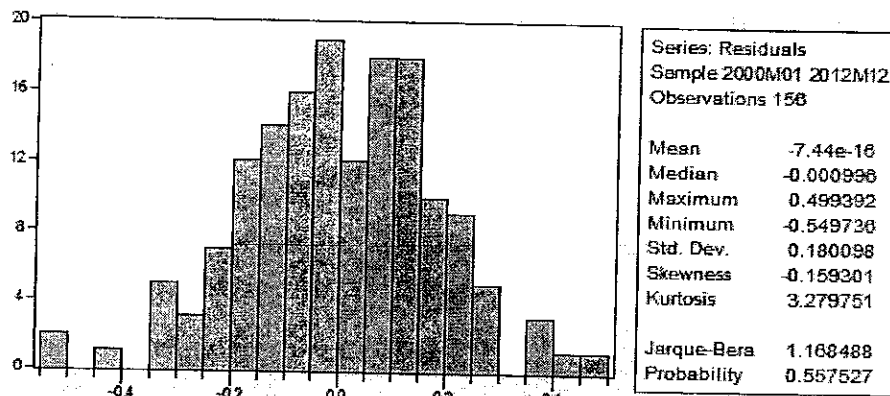
La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero presentan coeficientes con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.



A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.8.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo.

2.9. Metrogas

2.9.1. Salida del Modelo

Dependent Variable: LOG(CUMETRO)
 Method: Least Squares
 Date: 11/10/16 Time: 15:49
 Sample (adjusted): 2005M01 2012M12
 Included observations: 96 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

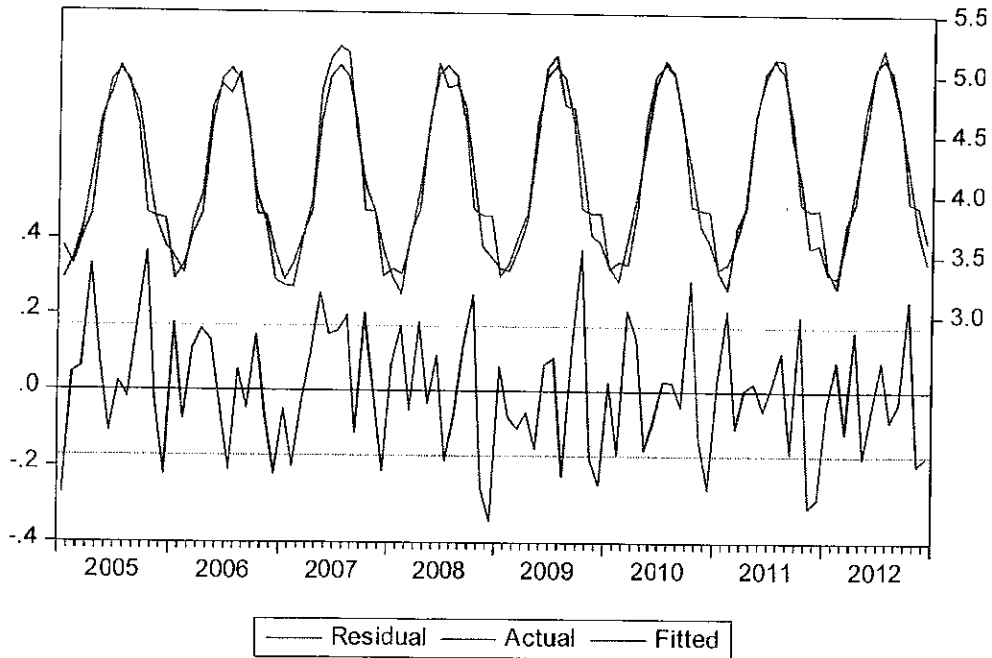
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.734585	0.066846	55.86872	0.0000
LOG(TMETRO)	-0.092885	0.044798	-2.073405	0.0411
LOG(DGDMETRO)	0.009188	0.002704	3.397673	0.0010
DUM	0.708131	0.056804	12.46626	0.0000
ENE	-0.199316	0.103785	-1.920457	0.0581
FEB	-0.358443	0.073720	-4.862238	0.0000
MAR	-0.141541	0.058172	-2.433140	0.0170
JUN	0.367452	0.047003	7.817683	0.0000
JUL	0.454923	0.057386	7.927416	0.0000
AGO	0.356359	0.056277	6.332195	0.0000
R-squared	0.936981	Mean dependent var		4.167583
Adjusted R-squared	0.930385	S.D. dependent var		0.645820
S.E. of regression	0.170397	Akaike info criterion		-0.603042
Sum squared resid	2.497015	Schwarz criterion		-0.335922
Log likelihood	38.94600	Hannan-Quinn criter.		-0.495067
F-statistic	142.0730	Durbin-Watson stat		1.984791
Prob(F-statistic)	0.000000			

La elasticidad estimada es **-0.092885** al 5% de significancia, presentando el signo negativo esperado. Es decir, cuando el precio aumenta en un 1%, el consumo unitario cae por efecto de la tarifa en un 0.092885 %. El coeficiente del déficit grado día, presenta el signo positivo esperado y es significativo.

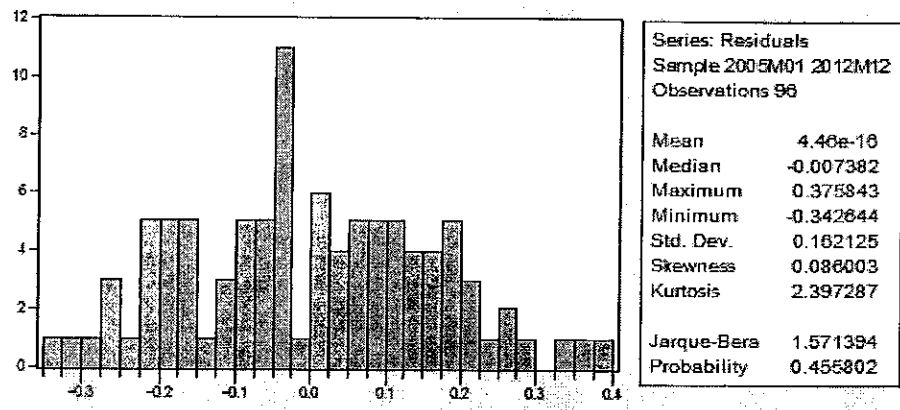
La bondad de ajuste del modelo es de 0.93, el estadístico Durbin Watson presenta un valor esperable de 1.98.

La variable dummy que representa el invierno tiene un valor esperablemente positivo y significativo, indicando que para los meses entre Mayo y Septiembre los clientes residenciales tienen un consumo autónomo mayor que en verano. Además, los meses de enero, febrero presentan coeficientes con un signo negativo esperado y los de junio, julio y agosto un signo positivo esperado. Los resultados son consistentes con la existencia de un consumo autónomo adicional en invierno y un menor consumo autónomo en verano.

A continuación, se presenta el gráfico de las estimaciones realizadas. El consumo unitario observado está representado por línea roja y el predicho, por la línea verde. Además se muestran en azul los errores del modelo:



2.9.2. Prueba de Jarque-Bera



No se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad de los errores del modelo.



3. Proyecciones de Consumo Unitario

En esta sección se presentan las proyecciones de consumo unitario de cada una de las distribuidoras para los próximos años. Dichas proyecciones se han realizado empleando métodos econométricos de proyección de demanda que arrojaron resultados robustos y estadísticamente significativos.

Las estimaciones del consumo unitario empleando series históricas confirman que el consumo unitario residencial está determinado por variaciones en la temperatura y en la tarifa, en términos reales. En consecuencia, ambas variables se emplearon para la proyección del consumo unitario.

Con respecto a la temperatura considerada en la proyección, se supuso que la misma se comportará de acuerdo al promedio de los últimos años. Como representativo se consideró el déficit grado día acumulado por año a partir de un promedio mensual, teniendo en cuenta la información histórica disponible para todos los escenarios proyectados.

Con respecto a la tarifa, como su valor futuro es incierto, se supusieron tres escenarios diferentes. En el primer escenario se consideró una tarifa de \$2 nominales por m³. En el segundo escenario, se contempló una tarifa de \$3 nominales por m³, es decir, un 50% de aumento respecto al escenario anterior. Por último, se consideró una tarifa de \$4 nominales por m³, es decir, con un 100% de aumento respecto al primer escenario. En dichas proyecciones se supuso que la reacción de los usuarios a las variaciones en la temperatura y el precio del gas natural está determinada por las elasticidades antes estimadas y presentadas en este informe.

A continuación se muestran, para cada distribuidora, los resultados del consumo unitario estimado bajo los distintos supuestos sobre las tarifas, en las 3 primeras columnas. Las dos últimas columnas contienen las reducciones del consumo unitario respecto de la tarifa de \$2 nominales por m³, ante un aumento a \$3 y \$4 nominales por m³, respectivamente.

Distribuidora	\$2 el m ³	\$3 el m ³	\$4 el m ³	Aumento del 50%	Aumento del 100%
Camuzzi Pampeana	1275	1210	1165	-5%	-9%
Camuzzi Sur	3502	3372	3283	-4%	-6%
Ecogas Cuyo	1199	1149	1115	-4%	-7%
Ecogas Centro	978	933	902	-5%	-8%
Gas Natural Fenosa	1114	1056	1016	-5%	-9%
Gasnea	1153	1028	948	-11%	-18%
Gasnor	599	576	560	-4%	-7%
Litoral	930	890	862	-4%	-7%
Metrogas	930	895	872	-4%	-6%



QUANTUM

Determinación de elasticidad
precio de la demanda de gas natural

Ing. Fernando Damonte

Director General

QUANTUM SA

Menéndez Pidal 3857. Córdoba, Córdoba, Argentina.

Teléfono: +54 351 4824647

Fax: +54 351 4820887

E-mail: sdamonte@quantumamerica.com

Web: www.quantumamerica.com



Nota COM N° 5670/16

ANEXO 7: Demanda asociada a las inversiones RTI – Metodología

Handwritten marks: a checkmark and a circle.

DEMANDA ASOCIADA A LAS INVERSIONES

Índice

1. Variables utilizadas en la estimación ¡Error! Marcador no definido.
- 1.1. Periodo considerado ¡Error! Marcador no definido.
- 1.2. Metodología de estimación ¡Error! Marcador no definido.
- 1.3. Comentario a la nota RTI – DEM – Requerimiento inicial de información de demanda
¡Error! Marcador no definido.
- 1.4. Ecogas Centro..... ¡Error! Marcador no definido.
- 1.5. Ecogas Cuyo ¡Error! Marcador no definido.

1. Metodología de Proyección de Demanda

1.1. Clientes Residenciales de Gas Natural

Para llevar a cabo la Proyección, se determinaron 4 tipos de clientes diferentes.

A continuación se detalla la proyección de cada uno.

1) Clientes Existentes: Son todos aquellos clientes que ya pertenecen a la distribuidora a Diciembre de 2016.

Se determinó una curva de penetración tipo para cada uno de los bloques. Estos bloques, surgen de agrupar a las distintas localidades por centros operativos, ya que se supone que todas presentan similar comportamiento.

Los bloques para Ecogas Centro son los siguientes:

Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3	Bloque 4	Bloque 5
BALLESTEROS	EL HUECO	COLONIA CAROYA	CAPILLA DEL MONTE	CHILECITO
BELL VILLE	LA TERCENA	CORDOBA	COSQUIN	LA RIOJA
GENERAL ROCA	RECREO	DEAN FUNES	CRUZ DEL EJE	
INRIVILLE	SAN ANTONID	JESUS MARIA	HUERTA GRANDE	
JUSTINIANO POSSE	SAN FDO.D.V.DE			
LABORDE	CATAMARCA	LA CALERA	LA CUMBRE	
	SAN JOSE	MALAGUEÑO	LA FALDA	
LEONES	VALLE VIEJO	MALVINAS ARGENTINAS	SANTA MARIA DE PUNILLA	
LOS SURGENTES		MENDILAZA	TANTI	
MARCDS JUAREZ		QUILINO	VALLE HERMOSO	
MORRISON		SALDAN	VILLA GIARDINO	
ORDOBEZ		SINSACATE		
PASCANAS		TOLEDO		
SAN MARCOS SUD		UNQUILLO		
WENCESLAD ESCALANTE		VILLA ALLENDE		
		VILLA DEL TOTORAL		

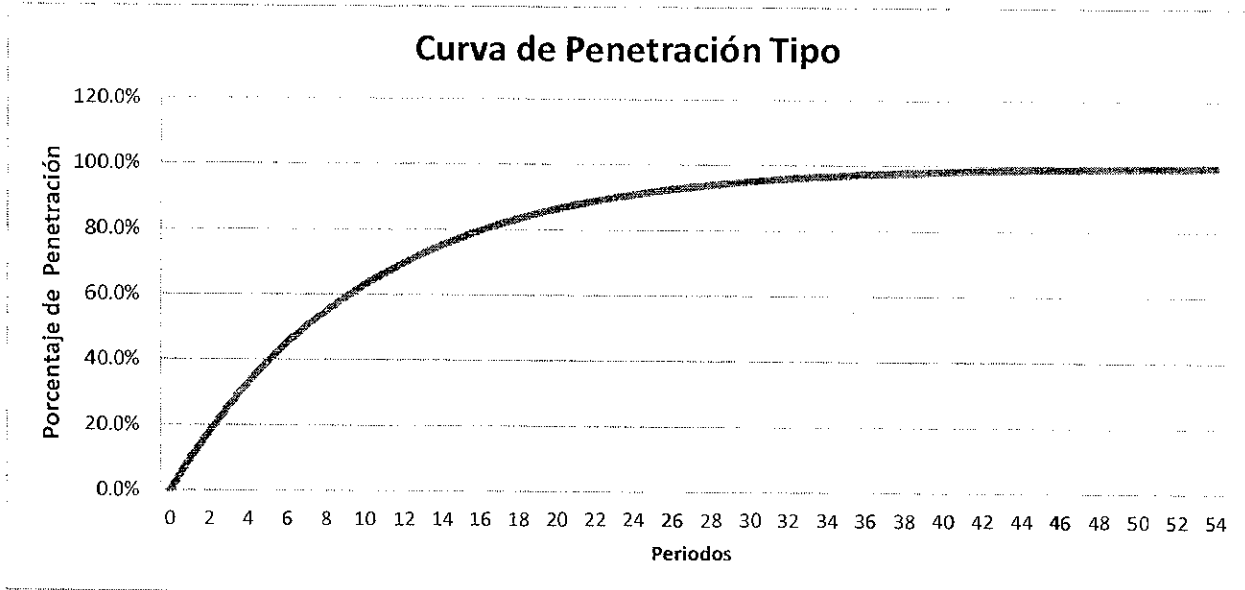
Bloque 6	Bloque 7	Bloque 8	Bloque 9
ALTA GRACIA	ADELIA MARIA	ALMAFUERTE	EL ARAÑADO
CALCHIN	ALCIRA (EST.GIGENA)	BERROTARAN	EL FORTIN
CALCHIN OESTE	ALEJANDRO ROCA	ELENA	ETRURIA
CARRILOBO	BULNES	EMBALSE	GENERAL CABRERA
COLAZO	CHAZON	LOS CONDORES	GENERAL DEHEZA
COLONIA ALMADA	CORONEL BAIGORRIA	RIO TERCERO	LA LAGUNA
COSTASACATE	GENERAL LEVALLE	SANTA ROSA DE	LA PLAYOSA
JAMES CRAIK	LA CARLOTA	CALAMUCHITA	LAS PERDICES
LAS JUNTURAS	LAS HIGUERAS	TANCACHA	LAS VARILLAS
LUQUE	LAS TAPIAS	VILLA ASCASUBI	LUCA
MANFREDI	MONTE DE LOS GAUCHOS	VILLA GENERAL BELGRANO	PASCO
MATORRALES	RIO CUARTO	VILLA RUMIPAL	POZO DEL MOLLE
MONTE CRISTO	SAMPACHO		TICINO
OLIVA	SAN PEDRO		TIO PUJIO
ONCATIVO	SANTA CATALINA		VILLA MARIA
PILAR	(HOLMBERG)		VILLA NUEVA
RIO SEGUNDO	SANTA EUFEMIA		
SACANTA	UCACHA		
TRANSITO	VILLA DOLORES		
VILLA DEL ROSARIO	VILLA SARMIENTO		
VILLA PARQUE SANTA ANA			

Los bloques para Ecogas Cuyo son los siguientes:

Bloque 1 MENDOZA	Bloque 2 SAN JUAN	Bloque 3 SAN LUIS
AGRELO	9 DE JULIO	CANDELARIA
ALGARROBAL	ALBARDON	CAPITAL SAN LUIS
BENEGAS	ANGACO	JUANA KOSLAY
BERMEJO	CAPITAL SAN JUAN	LA PUNTA
BORBOLLO	CAUCETE	LOS CAJONES
BUENA NUEVA	CHIMBAS	LUJAN
C. DE ARAUJO	LA BEBIDA	POTRERO DE LOS FUNES
C. DE LAS ROSAS	MARQUESADO	QUINES
C. DEL PLATA	POCITO ABERASTAIN	SAN FRANCISCO DEL MONTE DE ORO
CAP. DEL ROSARIO	RAWSON	
CAPDEVILLA	RIVADAVIA	
CARRODILLA	SANTA LUCIA	
CHACRAS DE CORIA		
CIENEGUITA		
CIUDAD - LUJAN		
CIUDAD GODOY CRUZ		
CIUDAD LAS HERAS		
CIUDAD LAVALLE		
CIUDAD MAIPU		
CNIA. SEGONIA		
COQUIMBITO		
CRUZ DE PIEDRA		
CUARTA SECCION		
DECIMA PRIMERA SECCION		
DORREGO		
DRUMOND		
EL CHALLAO		
EL PERAL		
EL PLUMERILLO		
EL SAUCE		
EL ZAMPAL		
EL ZAPALLAR		
FRAY LUIS BELTRAN		
GRAL. BELGRANO		
GRAL. GUTIERREZ		
GUALTALLARY		
J. NAZAREND		
KM 11		
KM 8		
LA ARBOLEDA		
LA PEGA		
LA PUNTILLA		
LAS CANAS		
LAS COMPUERTAS (LUJAN)		
LAS TORTUGAS		
LOS CORRAUTOS		
LUNLUNTA		
LUZURIAGA		
NUEVA CIUDAD		
ORTEGA		
PANQUEHUA		
PEDRO MOLINA		
PERDRIEL		
PRIMAVERA		
PRIMERA SECCION		
PTE. SARMIENTO		
PUENTE DE HIERRO		
QUINTA SECCION		
RESGUARDO		
RODEO DE LA CRUZ		
RODEO DEL MEDIO		
RUSSEL		
SAN FCO.DEL MONTE (G.C.)		
SAN FCO.DEL MONTE (GLEN)		
SAN JOSE (GLEN)		
SAN ROQUE		
SEGUNDA SECCION		
SEXTA SECCION		
SIERRAS DE ENCALADA		
TERCERA SECCION		
TRES DE MAYO (LAVALLE)		
UGARTECHE		
VILLA TUNUYAN		
VILLA BASTIAS		
VILLA NUEVA		
VILLA TUPUNGATO		
VISTALBA		

Bloque 2 SAN JUAN	Bloque 3 SAN LUIS	Bloque 4 SAN MARTIN	Bloque 5 SAN RAFAEL	Bloque 6 VILLA MERCEDES
9 DE JULIO	CANDELARIA	ALG. GRANDE	CIUDAD - GRAL. ALVEAR	CONCARAN
ALBARDON	CAPITAL SAN LUIS	ALTO VERDE (SAN MARTIN)	CIUDAD - MALARGUE	JUSTO DARACT
ANGACO	JUANA KOSLAY	ANDRADE	CIUDAD SAN RAFAEL	LA TOMA
CAPITAL SAN JUAN	LA PUNTA	BARRIALES	CUADRO BENEGAS	MERLO
CAUCETE	LOS CAJONES	BUEN ORDEN	CUADRO NACIONAL	NASCHEL
CHIMBAS	LUJAN	CIUDAD - RIVADAVIA	EL TOLEDANO	SANTA ROSA DE CONLARA
LA BEBIDA	POTRERO DE LOS FUNES	CIUDAD - SAN MARTIN	VILLA ATUEL	TILISARAO
MARQUESADO	QUINES	CIUDAD DE JUNIN		VILLA MERCEDES
POCID ABERASTAIN	SAN FRANCISCO DEL MONTE DE ORO	EL MIRADOR		VILLA REYNOLDS
RAWSON		ING.GIAGNONI (JUNIN)		
RIVADAVIA		LA CENTRAL (RIVADAVIA)		
SANTA LUCIA		LA COLONIA		
		LA DORMIDA		
		LA LIBERTAD		
		LAS CATITAS		
		LOS ARBOLES (RIVADAVIA)		
		LOS CAMPAMENTOS (RVIA)		
		MEDRANO (JUNIN)		
		MEDRANO (RIVADAVIA)		
		MUNDO NUEVO (JUNIN)		
		MUNDO NUEVO (RIVADAVIA)		
		PALMIRA		
		PHILIPPS (JUNIN)		
		REDUCCION		
		RODRIGUEZ PENA		
		STA. MARIA DE ORO		
		VILLA - SANTA ROSA		
		VILLA ANTIGUA		
		VILLA NUEVA (LA PAZ)		

Para cada uno de los bloques, se determinó una curva de penetración tipo, como la que se muestra a continuación:



A cada una de las localidades, se le calculó el porcentaje de penetración que tenían en el año 2000 respecto de sus potenciales, y se la comparó con el de la curva tipo, para determinar en qué período temporal de referencia se encontraban.

De esta manera, se colocó a todas las localidades en un período temporal determinado y se formó una curva de bloque, que fue comparada y ajustada con la curva tipo inicial, de manera que las tasas de crecimiento obtenidas pudieran ser utilizadas para la proyección.

Las curvas de bloques fueron ajustadas a la curva tipo determinada que fue designada de acuerdo a las características de ese bloque.

Para el caso de las localidades semi restringidas, se analizó caso por caso cuál sería el crecimiento de las mismas, dada la restricción parcial. Se ajustaron los clientes existentes por las tasas de crecimiento obtenidas de una función logarítmica representativa de los años en los cuales existió la restricción.

Por otra parte, para las Localidades restringidas totalmente se supuso una tasa de crecimiento cero en el período a proyectar y se replicó el valor del año 2016 para 2017-2021.

2) Clientes con Restricción Parcial

Para las Localidades Semirestringidas, se llevaron a cabo dos proyecciones.

Una primera proyección vinculada a la incorporación de clientes existentes suponiendo que su curva de crecimiento sigue decayendo y que no se realiza ninguna inversión.

Y una segunda proyección de clientes que se incorporaran solo si se realizan las inversiones necesarias para levantar esa restricción. Esta segunda proyección se realizó teniendo en cuenta la diferencia que

surge del crecimiento que hubiesen tenido los clientes en caso de que la localidad no hubiese estado restringida y el crecimiento con la restricción. Para calcular el crecimiento que hubieran tenido los clientes en ausencia de restricción, se recurrió a la curva tipo de bloque determinada previamente para cada localidad.

3) Clientes Restringidas Totalmente

A las localidades existentes restringidas totalmente se las proyectó considerando la curva tipo que tenían previamente definida, pero con los nuevos potenciales que fueron brindados por Ecogas. El período de referencia inicial para la tasa de crecimiento de la curva tipo fue la cantidad de períodos sin restricción.

4) Clientes Nuevas Localidades

A las localidades que van a incorporarse a la distribuidora se optó por vincularlas a un bloque de referencia, por cercanía geográfica. De esa manera, se hizo crecer a los clientes con las tasas de la curva tipo seleccionada. Para la incorporación de estos clientes, se tuvieron en cuenta las fechas de inicio de los proyectos y el plazo de ejecución de los mismos. Es decir, la incorporación efectiva se realizó a partir de la finalización del plazo de ejecución.

1.2. Clientes Residenciales GNC

Los clientes residenciales de GNC fueron proyectados con una curva tipo, correspondiente a su centro operativo o bloque.

1.3. Clientes SGP

Los clientes SGP para las localidades que tenían clientes existentes fueron proyectados como un porcentaje fijo de los clientes residenciales de cada una de las localidades, obtenido de la proporción histórica entre clientes SGP del 2016 y clientes residenciales de 2016.

Para las nuevas localidades, se utilizó un porcentaje representativo de SGP sobre residenciales correspondiente al bloque de la curva tipo que se le asignó para proyectarse.

1.4. Entregables

En el Excel que acompaña el informe, se adjuntan los clientes prioritarios resultantes de la expansión horizontal por proyecto, mes a mes. A su vez, cada proyecto describe su fecha de inicio y su plazo de ejecución.



ANEXO 9: Causas de variaciones informadas en ANEXO 8.

Gas Natural Comprimido:

Para la proyección de la demanda GNC para el quinquenio 2017-2021, se consideró el promedio diario de los últimos meses de la demanda global de la categoría GNC, ya que el mismo representaría la demanda actualizada, luego de la caída interanual del consumo verificada a partir de los incrementos de precios y tarifas vigentes desde abril 2016.

Entonces los desvíos informados en "Otras Variaciones en la Proyectada" del ANEXO 8 para la categoría GNC representan, respecto del 2013, el resultado acumulado de diversas variaciones en el patrón de comportamiento del consumo GNC en el área de CUYANA, siendo las más relevantes:

- La disminución del consumo unitario por estación a causa del incremento en el número de estaciones de servicio, lo cual no es acompañado por un incremento proporcional en la demanda global de la categoría en virtud de que la misma se determina por el número de autos convertidos y no por la cantidad de estaciones, tal como lo manifestó esa Autoridad en la Nota ENRG N° 3515/16: "... de los estudios realizados se observa que los usuarios no abastecidos por una estación de carga de G.N.C. acuden a otra a los fines de obtener el mismo combustible..".
- La importante disminución interanual 2016-2015 que se observa en la demanda global de la categoría GNC a partir del incremento del precio en surtidor, en virtud de las nuevas tarifas y precios del gas natural para la categoría GNC vigentes a partir de abril 2016.

Grandes Usuarios:

En relación a la demanda de los grandes usuarios, cabe considerar que las centrales de generación térmica de Centra Puerto S.A. tuvieron una reducción importante en su consumo bajo el servicio interrumpible actual respecto al observado en el año 2013, donde el consumo interrumpible real de los últimos 12 meses cayó más de 80,5 millones de m³, lo que representa más del 50% del consumo interrumpible de Mendoza del año 2013. Por tal motivo, en "Otras variaciones de la Demanda Proyectada" del ANEXO 8, se reduce el consumo proyectado considerando la diferencia del consumo de los últimos 12 meses respecto al consumo de gas natural del año 2013.

Adicionalmente, el mismo cliente Central Puerto S.A. tiene un servicio de distribución firme sujeto a restricciones, usualmente denominado peaking. En "Otras variaciones de la Demanda Proyectada" del ANEXO 8, se reduce el consumo proyectado por el volumen equivalente al peaking previsto.

Servicio General "G":

En relación a la demanda de los clientes pertenecientes al Servicio General "G", se observa que la composición de clientes y consumos mayores y menores a 5.000m³/día variaron significativamente respecto al año 2013, por lo que los desvíos informados en "Otras Variaciones en la Proyectada" del ANEXO 8 para la categoría tarifaria "G" representan los consumos reales observados de enero a octubre del año 2016 para cada categoría y subcategoría, y para estimar los últimos meses de noviembre y diciembre se utilizó un promedio diario del consumo real de los meses de enero a octubre del 2016.



Nota COM N° 5670/16

Adjuntos:

- ANEXO 1: Demanda año 2013
- ANEXO 4: RTI-DEM Demanda Base
- ANEXO 5: RTI-DEM Demanda Plan de Inversiones
- ANEXO 6: Demanda asociada a las inversiones RTI – Proyección
- ANEXO 8: RTI-DEM Otras variaciones de Demanda
- ANEXO 10: RTI-DEM Demanda final proyectada