



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS
FISICAS Y MATEMATICAS
DEPARTAMENTO DE
INGENIERIA INDUSTRIAL



CENTRO DE ECONOMIA APLICADA

N° 217

ASIMETRÍAS EN LA RESPUESTA DE LOS
PRECIOS DE LA GASOLINA EN CHILE

Felipe Balmaceda - Paula Soruco

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Serie Economía

Asimetrías en la Respuesta de los Precios de la Gasolina en Chile ¹

Felipe Balmaceda

Centro de Economía Aplicada
Universidad de Chile

Paula Soruco

Departamento de Economía
ILADES-Universidad Alberto Hurtado

27 diciembre de 2005

¹ Los autores agradecen los valiosos comentarios de Soledad Arellano, José Miguel Benavente, y Salvador Valdés, así como la ayuda prestada por Cesar Calderón y Vivian Fernández a una anterior versión. Sin embargo, los errores son de nuestra propia responsabilidad. Se agradece también la colaboración prestada por el Departamento de Estudios del SERNAC que facilitó los datos utilizados en la elaboración de esta investigación.

I.- Introducción

La determinación del precio de comercialización de la gasolina ha estado en el debate por largo tiempo en países desarrollados como Inglaterra, Holanda, Canadá, Alemania y Estados Unidos. En particular, se ha argumentado que las compañías distribuidoras usan su poder de mercado no sólo para fijar precios que en promedio están por sobre sus costos, sino que también, enfrentadas a aumentos de costos, éstas rápidamente aumentan sus precios, mientras que enfrentadas a bajas de costos, ellas ajustan sus precios más lentamente, permitiendo temporalmente una tasa de ganancias mayor que la tasa promedio.

El principal objetivo de este artículo es estudiar la presencia de un ajuste de precios asimétrico --fenómeno conocido comúnmente como “cohetes y plumas”-- en el mercado de combustibles de Santiago-Chile, para el período comprendido entre la primera semana de Marzo de 2001 hasta la segunda semana de Agosto de 2004. En particular, se estudia la presencia de asimetrías en el proceso de ajuste del precio a público de la gasolina de 93 octanos, frente a cambios en el principal costo de los distribuidores, que es el precio de la gasolina al por mayor de la refinería local. Para ello, se utilizará un panel de datos elaborado por el Servicio Nacional del Consumidor (SERNAC), que contiene información semanal de los precios de 50 estaciones de servicio ubicadas en Santiago (10% del total) y seleccionadas en forma aleatoria.

El mercado chileno de combustibles tiene características que facilitan el estudio de este fenómeno. En primer lugar, una única empresa (Enap) refina la mayor parte del consumo nacional de combustibles, por lo que existe seguridad en torno a que el componente principal del costo de cada distribuidor minorista es el mismo para todas las estaciones de servicio. Este es un precio conocido, pues Enap lo anuncia cada semana en su página web. En segundo lugar, Enap ha adoptado una política informativa poco común, que es anunciar cada viernes una estimación de la variación que debería ocurrir en el precio minorista si los distribuidores traspasasen la totalidad del cambio en el costo a partir del lunes siguiente. Este anuncio gratuito del precio “de referencia” para el siguiente lunes es publicitado por los principales medios de comunicación en sus noticiarios. Uno de los efectos es que se

reduce el costo medio de búsqueda de precios para el consumidor, pues éste obtiene en forma gratuita un parámetro clave de la distribución de precios entre las estaciones de servicio. Otro efecto es que minimiza la incertidumbre de los consumidores con respecto a cual debería ser el precio de su estación de servicio habitual. Todo esto afecta la intensidad de búsqueda y la intensidad de la competencia en precios.

En cuanto a los aspectos metodológicos, el mercado chileno también presenta características que favorecen este estudio. En primer lugar, el hecho de que el 97% del petróleo que se utiliza en Chile sea importado, unido a la ínfima participación de este país en la demanda mundial de petróleo crudo, elimina el problema de simultaneidad en la determinación del precio del petróleo que usan las refinerías de Enap. En segundo lugar, las estaciones de servicio ajustan sus precios sólo una vez a la semana –usualmente el lunes o martes siguiente al anuncio del cambio de precio. Dado que disponemos de datos de precio para el día miércoles, se evita el problema de agregación temporal que sufre la gran mayoría de los estudios anteriores para otros países (ver Geweke, 2004).

Consideramos que este estudio no sólo es relevante para la discusión pública y para las autoridades del sector sino que también lo será para la comunidad académica. Esto se debe a que nuestro estudio, a diferencia de la mayor parte de sus similares, utiliza un panel de estaciones de servicio en el que ambas dimensiones, número de períodos y número de estaciones de servicio, son grandes, siendo la primera mayor que la segunda.² En consecuencia, la aplicación del modelo de corrección de errores, que es el utilizado para estudiar el fenómeno de cohetes y plumas, debe tomar en cuenta los aspectos metodológicos que surgen en paneles cuando el número de períodos es grande. Primero, la teoría asintótica estándar, que supone que el número de estaciones de servicio tiende a infinito y no el número de períodos, no se aplica en este caso. Segundo, se debe determinar si las series de precios son estacionarias o no y si estas co-integran. Y, tercero, dado que este tipo de datos permite estimar una regresión separada por cada estación de servicio, es natural pensar en la posibilidad de que los coeficientes de los regresores sean heterogéneos

² Hasta donde sabemos, solo Lewis (2003) y Verlinda (2004) estudian el fenómeno en cuestión con datos de panel al nivel de estaciones de servicio.

a través de las diferentes estaciones de servicio. En este caso se debe contrastar la hipótesis de igualdad de coeficientes a través de las distintas unidades, más que suponer que son homogéneos, como se hace comúnmente (por ejemplo, Lewis, 2003).

El análisis estadístico muestra que el modelo adecuado para estudiar la asimetría en gasolinas es un modelo de corrección de error (ECM). Además, los resultados prueban ser robustos a diferentes formas de estimar el modelo ECM como: efectos fijos, efectos aleatorios, y estimadores basados en promedios simples y ponderados de los coeficientes que surgen de estimaciones individuales para cada estación de servicio.

Los resultados muestran que en el largo plazo existe un coeficiente de traspaso único. Sin embargo, en el corto plazo existe asimetría en el traspaso. En particular, las estimaciones indican que frente a un aumento de \$1 del precio por litro en refinería, las estaciones de servicio suben su precio \$1.04 en la primera semana, mientras que frente a una caída de \$1, las estaciones de servicio reducen el precio a público en \$0.93. Esto diferencia alcanza a \$0.11 y es estadísticamente significativa. Esta magnitud implica que un consumidor cuyo estanque tiene 40 litros de gasolina y que enfrenta un aumento de \$10 por litro en refinería, sufre un gasto extra durante la primera semana de \$16, por sobre lo que gastaría si no se produjese el fenómeno de “cohetes”. En el otro caso, gasta \$28 más en la primera semana debido al fenómeno de “plumas”, cuando el precio en refinería cae en \$10 por litro. Acumulando estos efectos durante las 20 semanas que toma el precio en ajustarse a su nuevo equilibrio de largo plazo, y manteniendo el supuesto de que el individuo llena su estanque todas las semanas y que el precio no varía en las semanas posteriores, los resultados son los siguientes: el gasto acumulado extra es de \$243 cuando sube por una vez el precio en refinería en \$10 por litro; y el gasto acumulado extra es \$83 frente a una caída por una vez en refinería de \$10 por litro.

Por otro lado, estudiamos la manera en que algunas características de las estaciones de servicio, como los márgenes, la diferenciación geográfica y la afiliación a determinadas marcas, afectan el patrón de ajustes de precios. Los resultados indican que la asimetría no se ve afectada ni por la diferencia en los márgenes ni por la ubicación geográfica ni por la

marca. Esto es, el patrón asimétrico encontrado es muy similar entre estaciones de servicio con márgenes altos y bajos, entre estaciones de servicio con márgenes transitoriamente altos y bajos, entre estaciones de servicio de diferentes marcas, y entre estaciones ubicadas en zonas o barrios de la ciudad diferentes. Esto indica que estas cuatro dimensiones de la estructura de mercado son un determinante menos importante del patrón de ajuste de precios, que la dirección del cambio en el costo en refinería.

En la sección 2, siguiente este estudio presenta una breve revisión de la literatura empírica internacional. La sección 3 describe el mercado chileno de los combustibles y la información disponible. La sección siguiente presenta la metodología econométrica. La sección 5 presenta los resultados relacionados a la existencia de asimetría, y la sección 6 estudia si la estructura de mercado afecta el grado de asimetría. La última sección presenta las principales conclusiones.

II. Literatura Relacionada

La literatura que estudia el fenómeno de cohetes y plumas en el mercado de la gasolina es extensa para los países desarrollados. Los estudios difieren en la frecuencia de los datos, el período muestral, la relación estudiada, es decir, el precio aguas arriba y el precio aguas abajo, y la especificación del modelo. En la Tabla 1 se presentan los principales estudios que utilizan un modelo de corrección de error asimétrico (o alguna variante), sus características más importantes y sus resultados.³ Todos estos estudios, excepto Lewis (2003) y Verlinda (2005) utilizan datos agregados, esto es, promedios en un momento del tiempo para las estaciones de servicio de una determinada zona.

En general se puede concluir que el fenómeno de cohetes y plumas está presente en la mayoría de los países para las distintas etapas de la cadena de distribución y para distintos niveles de agregación temporal. La mayoría de los estudios reportan que, para la primera semana después de ocurrido el cambio en el precio aguas arriba, existe un *sub-ajuste*, cuya

³ No presentamos los resultados de trabajos que utilizan otros modelos dado que presentan problemas metodológicos (ver Geweke, 2004).

magnitud fluctúa entre un 20% y un 80% para los aumentos de precio y entre un 10% y un 70% para las caídas de precio. En ningún mercado se había encontrado un sobre-ajuste.

Además, los estudios que utilizan datos diarios tienden a encontrar patrones de ajuste simétricos con mayor frecuencia. Por ejemplo, Borenstein et al. (1997), utilizando datos semanales, encuentran un patrón asimétrico para Estados Unidos mientras que Bachmeier et al (2003), utilizando datos diarios, para el mismo periodo encuentran un patrón de ajuste simétrico. La razón principal para esto es que no es posible reconstruir el modelo con datos semanales como un caso especial del modelo con datos diarios. Desde la perspectiva del modelo con datos semanales, las fluctuaciones diarias son solamente ruido, que dificultan la distinción entre períodos de precios crecientes y períodos de precios decrecientes.

Tabla N° 1
Resumen de la Evidencia Empírica para el Fenómeno de Cohetes y Plumas

Estudio	Canal	Frecuencia	País	Resultado
Asplund et al.	Petróleo-Minorista	Mensual	Suiza	Asimetría
Bacon	Mayorista-Minorista	Bi-Semanal	Inglaterra	Asimetría
Bachmeier et al.	Petróleo-Minorista	Diario	Estados Unidos	Simetría
Balke et al	Petróleo-Minorista	Semanal	Estados Unidos	Asimetría
Bettendorf et al. 2003	Mayorista-Minorista	Diario	Holanda	Simetría
Bettendorf et al. 2005	Mayorista-Minorista	Diario	Holanda	Asimetría sólo en algunos días
Borenstein et al. (1997)	Petróleo-Minorista	Bi-Semanal	Estados Unidos	Asimetría
Borenstein et al. (1996)	Mayorista-Minorista	Mensual	Estados Unidos	Asimetría
Balke et al.	Petróleo-Mayorista	Semanal	Estados Unidos	Asimetría
Deltas	Mayorista-Minorista	Mensuales	Estados Unidos	Asimetría
Eckert	Mayorista-Minorista	Semanal	Canadá	Asimetría
Galeotti et al.	Petróleo-Minorista Y Petróleo-Mayorista	Semanal	Italia, Francia, España, Alemania y Inglaterra	Pequeña Asimetría
Godby	Petróleo-Minorista	Semanal	Canadá	Simetría
Karrenbrock	Mayorista-Minorista	Mensual	Estados Unidos	Asimetría
Kirchgassner et al.	Petróleo-Minorista Y Petróleo-Mayorista	Mensual	Alemania	Simetría (1980-89) Asimetría (1970-79)
Lewis	Mayorista-Minorista	Semanal	Estados Unidos	Asimetría
Manning	Petróleo-Minorista	Mensual	Inglaterra	Asimetría
Verlinda	Refinería-Minorista	Semanales	Estados Unidos	Asimetría

III. El mercado de combustibles líquidos en la ciudad de Santiago

III.a.- Organización de la industria de combustibles

El mercado de combustibles líquidos está conformado básicamente por los segmentos de extracción y refinación del petróleo, el transporte y almacenamiento y la distribución en sus niveles mayorista y minorista. En este trabajo nos concentraremos en el primero y el último de estos segmentos.

Enap es la única empresa que refina petróleo en Chile. Para el año 2004, Enap-Refinerías abasteció el 85,8% de la demanda nacional de combustibles que fue de 13,6 millones de m³. La refinería de Concón, con una capacidad de 16.300 m³ diarios y ubicada a 140 kilómetros de Santiago, es la encargada de abastecer a los distribuidores mayoristas de Santiago. Si bien la etapa de refinación local presenta una alta concentración, la posibilidad de importación directa de combustibles líquidos limita el uso del poder sobre los precios domésticos que posee Enap.⁴

La distribución mayorista de combustibles líquidos está conformada básicamente por cuatro compañías privadas, las que comercializan tanto los productos vendidos por Enap como aquellos importados directamente. Las empresas de marca Copec, Esso, Shell e YPF representan el 99% del mercado de distribución mayorista. Copec posee un 40% del mercado, Esso un 19,8%, Shell un 26,5%, YPF un 12,8% y JLC menos del 1%^{5,6}.

El oleoducto Concón-Maipú es de propiedad de la Sociedad Nacional de Oleoductos S.A. (SONACOL), empresa en cuya propiedad participan Enap y las compañías Esso, Copec y Shell. El almacenamiento de combustibles líquidos en la zona de Santiago está conformado por cuatro depósitos de combustibles, ubicados todos en Maipú: uno operado por Comap, que es de propiedad mixta entre Copec y Shell, otro de JLC, uno de Esso y otro de Emalco,

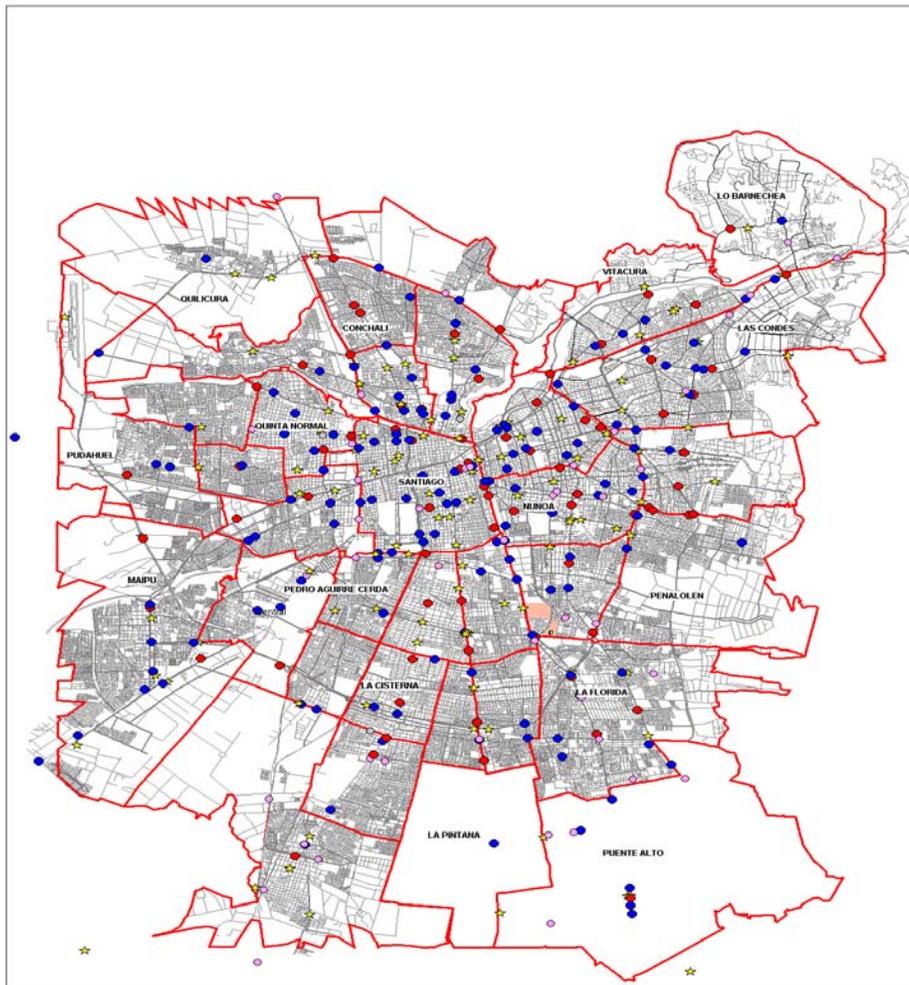
⁴ El trabajo de Paredes y Sanhueza, en este mismo volumen, discute en detalle este argumento.

⁵ Estimación propia basada en datos de la CNE.

⁶ Durante el periodo estudiado la cadena TEXACO fue adquirida por YPF. Este cambio no se consideró explícitamente en las estimaciones, porque la participación de mercado de TEXACO no alcanzaba a 1%.

que es una filial de Enap. YPF almacena en la zona de Quintero, cercana a Concón. Todos estos estanques están conectados a través de oleoductos con la refinería de Enap.

Mapa N° 1 Estaciones de Servicio en el Gran Santiago, 2002



Nota: Azul=Copec, rojo=Esso, Amarillo=Shell, Rosado=YPF

La red de distribución minorista para Santiago consiste en aproximadamente 450 estaciones de servicio (ver Mapa N° 1). Esta red, al igual que la distribución mayorista, es controlada por las compañías distribuidoras mayoristas: Copec, Shell, Esso e YPF. A estos se le suma el distribuidor minorista JLC que tiene tan sólo una estación de servicio, aunque de gran volumen, ubicada en la zona poniente de Santiago. En estas estaciones se

comercializan tres tipos de gasolina sin plomo: gasolina de 93, 95 y 97 octanos, además de otros servicios. La demanda en Santiago se concentra en la gasolina de 93 octanos (41%), seguida de la gasolina de 95 octanos (34%) y finalmente la gasolina de 97 octanos (25%)⁷.

El 90% de las estaciones de servicio exhibe grados de integración vertical con las distribuidoras mayoristas o marcas. El 7,3% de las estaciones de servicio son operadas por distribuidoras independientes, mientras que el 92,7% restante presentan una de las siguientes modalidades contractuales: i) un 40% son propiedad de las distribuidoras mayoristas, siendo operadas por arrendatarios, consignatarios o comisionistas; ii) un 16,6% son explotadas por empresas relacionadas, filiales o subsidiarias del distribuidor mayorista; iii) un 8,5% tiene un propietario independiente pero son operadas por una de las empresas mayoristas a través de un contrato de arriendo o consignación con el propietario o un tercero; y iv) un 27,6% son arrendadas por la empresa mayorista quien a su vez subarrienda al operador que explota por cuenta propia la instalación y revende el combustible, pagando a la distribuidora una renta⁸.

La política de precios de Enap es crucial para entender la estructura de precios del mercado interno⁹. Durante el periodo considerado, que abarca desde marzo del 2001 a agosto del 2004, Enap aplicó una política de precios basada en el seguimiento semanal del precio de paridad internacional, el cual representa el costo de oportunidad del precio de venta de los productos en refinería. Sobre esta base, Enap mantiene contratos de venta no discriminatorios con todas las compañías distribuidoras mayoristas, constituyendo el precio de paridad internacional, el precio pauta para la venta interna de productos refinados. Este precio de paridad toma como referencia el precio de la gasolina en el Golfo de México, más los costos de internación (flete, costo de la logística de recepción y arancel aduanero) y el margen del importador. En particular, el precio al cual Enap vende combustible a los distribuidores mayoristas en Santiago, corresponde al precio en la refinería en Concón más

⁷ Datos extraídos del informe estadístico para el año 2003, editado por la Superintendencia de Electricidad y Combustibles.

⁸ Información obtenida de la sentencia N° 18 del Tribunal de Defensa de la Libre Competencia, fechada el 10 de junio de 2005.

⁹ YPF importa desde Argentina dos tercios del total importado en el país. La parte que llega a Santiago lo hace a través de camiones y por vía marítima (a Quintero).

impuestos (Específico a los Combustibles, de monto fijo; al valor agregado, de tasa fija; y los gravámenes y subsidios que aplica el fondo de estabilización del precio del petróleo),¹⁰ más el costo de transporte por oleoducto entre Concón y la planta de almacenamiento ubicada en Maipú. De acuerdo a información oficial, el precio que un distribuidor mayorista pagaba en Santiago estaba compuesto aproximadamente en un 46,5% por el precio en refinería, que es el componente que más varía, en 10,1% por el impuesto al valor agregado (cuyo monto varía aunque la tasa esté fija), en 36,8% por el impuesto específico, en 5,8% por el fondo de estabilización del precio, y en 0,8% por transporte.¹¹

Si bien el precio cobrado por Enap en Concón es uno de los determinantes más importantes del precio en la estación de servicio, no es el único. En efecto, el precio a nivel minorista también está sujeto a la evolución de la oferta y la demanda que se da en ámbitos específicos del mercado de cada estación de servicio.

Como se deduce de los antecedentes proporcionados, este mercado de los combustibles líquidos presenta un nivel de concentración alto o moderado en cada etapa de la cadena distributiva y productiva y un nivel de integración vertical importante. Por otro lado, la estructura del mercado deja en claro que el principal costo para los distribuidores mayoristas y minoristas -el precio en la refinería de Concón- es el mismo para todos. Por eso, no es controversial suponer que el principal componente del costo marginal es el mismo para cada estación de servicio.

III.b.- Los datos

La información utilizada corresponde al precio cobrado en una muestra de estaciones de servicio ubicadas en la ciudad de Santiago, la cual constituye el mayor centro de consumo y tiene la mayor representatividad de distribuidores minoristas del país. La frecuencia de los

¹⁰ Para más referencias sobre el funcionamiento del Fondo de Estabilización del Precio del Petróleo ver el trabajo de Bernardita Piedrabuena publicado en este mismo volumen.

¹¹ Durante el periodo de análisis la tasa del IVA registró a partir del 1 de octubre de 2003 un aumento de 1 punto porcentual, pasando de 18% a 19%. El nivel del impuesto específico a los combustibles no varió.

datos es semanal y comprende datos desde la primera semana de Marzo de 2001 hasta la segunda semana de Agosto de 2004.

La información de precios proviene de la encuesta semanal que cada *miércoles* realiza el Servicio Nacional del Consumidor (SERNAC) en Santiago a una muestra de 50 estaciones de servicio, las que corresponden al 10% del total de estaciones de servicio existentes en Santiago. El encuestador obtiene la información de precios directamente de las paletas de precios y no a través de cuestionarios a los jefes de las estaciones de servicios. Disponemos en consecuencia de un panel de datos con 181 observaciones de precios para cada estación de servicio y un total de 9.050 observaciones. Además de lo anterior disponemos de variables que nos permiten caracterizar a cada estación de servicio, como por ejemplo su localización y su marca. La muestra original se restringió a 44 estaciones de servicio debido a que se consideraron únicamente aquellas estaciones de servicio que estuvieron presentes durante todo el período estudiado. Por lo tanto, la muestra utilizada tiene un total de 7.964 datos.

El estudio se lleva a cabo sólo para la gasolina 93 octanos dado que es la gasolina con el mayor nivel de participación. En el Anexo 2, Tabla A2.1 se presentan los resultados del análisis estadístico realizado para la relación entre la media y la varianza de los precios antes de impuestos para las gasolinas de 93 y 97 octanos. De este se concluye que existe una diferencia estadísticamente significativa en las medias de los precios para ambos tipos de gasolina, pero no existe una diferencia estadística entre sus varianzas. En consecuencia, ambas gasolinas tienen un patrón de ajuste de precios similar, excepto por el nivel.

Además de lo anterior, disponemos de información sobre el precio del combustible en la refinería de Concón, el cual está disponible en la página web de Enap.

La Tabla 2 muestra las principales estadísticas descriptivas para las series de precios utilizadas. Ambas series están expresadas en pesos corrientes y son netos de impuestos.

La línea cambio en el precio consumidor reporta los cambios experimentados por el precio cobrado a los consumidores. Así considerando cambios positivos como negativos, el precio cambió en promedio \$0,6 por litro durante todo el periodo. Ocurrieron 4.008 cambios positivos, lo que equivale a que en promedio cada estación de servicio aumento su precio 91 veces, y el promedio de estos cambios durante el periodo fue \$4,1 por litro, mientras que ocurrieron 3.510 cambios de precios negativos, lo cual corresponde a que en promedio cada estación de servicio aumento su precio 79 veces, y el promedio de estos cambios durante todo el periodo fue -\$3,6 por litro.

Tabla N° 2
Estadísticas descriptivas de las Series de Precio
(\$ corrientes / litro, sin impuestos)

Variable	Media	Des. Est.	Mediana	Mínimo	Máximo	Obs.
Precio Consumidor (93 octanos)	216,9	38,2	217,2	136,9	328,2	7964
Cambio en Precio Consumidor	0,6	10,1	0,0	-35,1	34,6	7518
Aumentos Precio Consumidor	4,1	5,9	0,0	0,0	34,6	4008
Descensos Precio Consumidor	-3,6	6,2	0,0	-35,1	0,0	3510
Precio Concón	173,9	33,5	169,9	107,6	264,6	181
Cambio en Precio Concón	0,5	9,6	0,0	-30,6	20,2	150
Cambio Precio Concón Aumentos	3,8	5,3	0,0	0,0	20,2	84
Cambio Precio Concón Descensos	-3,4	6,1	0,0	-30,6	0,0	66
Margen Promedio en cada semana	42,9	3,7	43,8	30,6	50,1	44

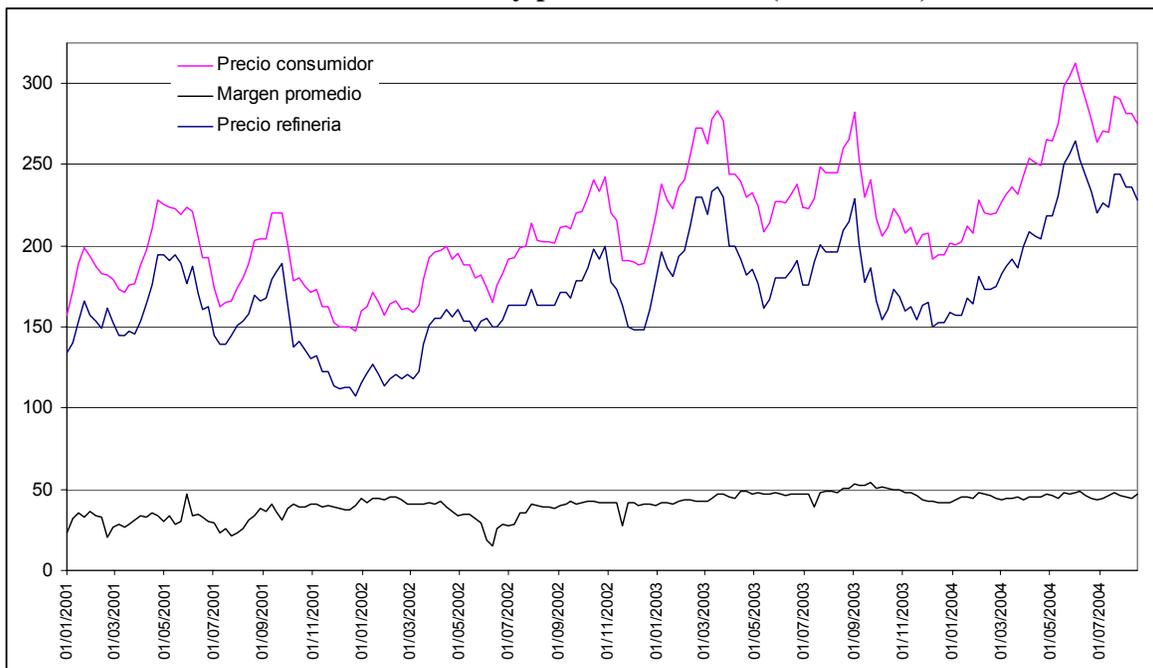
El precio en la refinería de Concón cambió en promedio \$0,5 por litro durante todo el periodo. Hubo sólo 150 cambios de precios, de los cuales 84 fueron cambios positivos y 66 cambios negativos. Los cambios positivos en promedio implicaron un aumento de \$3,8 por litro y los cambios negativos un descenso promedio igual a -\$3,4 por litro. Note además que el cambio promedio del precio a consumidor es bastante similar al cambio en el precio Concón. Sin embargo se observa que las estaciones de servicio en promedio amplifican los cambios, es decir, suben más cuando el precio en Concón aumenta y bajan más cuando este desciende. Además las estaciones de servicio ajustaron sus precios en el 94% (7.518/7.964) de las semanas, mientras que la refinería de ConCon ajustó su precio en el 83% (150/181) de las semanas.

Por último, existe una variación en el margen promedio a través de las estaciones de servicio que resulta en una desviación estándar igual al 8,6% del margen promedio total. Además, la diferencia entre la estación de servicio con el margen más alto y aquella con el margen más bajo es de \$20 por litro.

El Gráfico 1 presenta las series correspondientes al precio en refinera y al precio promedio cobrado por las estaciones de servicio, ambos antes de impuestos, para la gasolina de 93 octanos. En este gráfico se observa que las series tienen un comportamiento bastante similar—el coeficiente de correlación es de 98,3%— lo que sugiere que existe un traspaso total de las variaciones en los precios aguas arriba hacia los precios aguas abajo.

El gráfico 1 también muestra el margen promedio para cada semana. Se desprende que ha habido una moderada tendencia al alza tanto en el margen promedio como en los precios. No obstante esto, el margen promedio y el precio promedio al consumidor están positiva pero moderadamente correlacionados --el coeficiente de correlación es 57%.

Gráfico 1
Precios en refinera y precio minorista (93 octanos)



Fuente: CNE, ENAP, SERNAC

IV. Metodología Econométrica

La metodología utilizada para estudiar la existencia del fenómeno de cohetes y plumas consiste, desde el trabajo pionero de Borenstein et al. (1997), en la estimación de un modelo de corrección de error (ECM). Generalmente la ecuación de precios es inicialmente expresada en niveles y toma la siguiente forma,

$$R_{s,t} = \alpha_s + \omega_s T + \sum_{i=0}^n \beta_i^s W_{t-i} + \sum_{k=1}^m \gamma_k^s R_{s,t-k} + v_{st}, \quad (1)$$

donde $R_{s,t}$ es el precio cobrado al consumidor final (neto de impuestos) por la estación de servicio s en el periodo t , α_s es el efecto fijo, W_{t-i} es el precio en la refinería de Concón (neto de impuestos) en el periodo $t-i$ y T es una variable de tendencia.

La inclusión de una variable de tendencia tiene por finalidad asegurarnos que nuestros resultados no están condicionados por efectos de tendencia omitidos. En particular, esto es relevante dado que las series de precios utilizadas son precios nominales y crecen con la inflación.

Por construcción, la ecuación (1) permite fluctuaciones de corto plazo en el nivel de precios que son función de los precios y costos en los últimos periodos. Sin embargo, la teoría económica sugiere que los costos y los precios deberían estar gobernados por una relación de largo plazo en la cual los precios deberían aumentar con los costos. La existencia de una relación de largo plazo, sin embargo, genera un problema econométrico, comúnmente conocido como co-integración, cuando las desviaciones en los costos siguen un camino aleatorio. Cuando existe co-integración en las series, la ecuación en niveles –ecuación (1)-- no identifica los coeficientes de la variable costos separadamente, porque W_t difiere de W_{t-1} sólo en un residuo aleatorio de la regresión de W_t con respecto a W_{t-1} . Además, esto genera un problema de variables omitidas dado que el residuo está correlacionado con los regresores de la variable costos.

El teorema de representación de Engle y Granger (1987) muestra que cuando las series de precios y costos están co-integradas, esta dificultad se soluciona re-parametrizando el modelo en la ecuación (1) por medio de las identidades $\Delta W_t = W_t - W_{t-1}$ y $\Delta R_{s,t} = R_{s,t} - R_{s,t-1}$. La re-parametrización consiste en transformar el modelo en niveles en uno en primeras diferencias por medio de sustituir $R_{s,t}$ por $\Delta R_{s,t} + R_{s,t-1}$ y W_t por $\Delta W_t + W_{t-1}$. Este proceso lleva finalmente al siguiente modelo de corrección de error para el caso de respuesta simétrica (ausencia de cohetes y plumas):

$$\Delta R_{s,t} = \sum_{i=0}^n \tilde{\beta}_i^s \Delta W_{t-i} + \sum_{k=1}^m \tilde{\gamma}_k^s \Delta R_{s,t-k} + \lambda_s (R_{s,t-1} - \tilde{\alpha}_s - \tilde{\omega}_s T - \theta_s W_{t-1}) + \nu_{st}, \quad (2)$$

donde las variables en niveles han sido agrupadas en un término de corrección de error que representa el equilibrio de largo plazo ($e_{t-1} \equiv R_{s,t-1} - \tilde{\alpha}_s - \tilde{\omega}_s T - \theta_s W_{t-1}$).¹²

Este modelo es interesante en sí mismo, más allá de proveer una solución al problema de co-integración entre el precio minorista y el precio en refinería. Los coeficientes de las variables que miden el cambio del precio en refinería, $\tilde{\beta}_i^s$, representan el ajuste de corto plazo en el precio minorista frente a un aumento en el costo en refinería para la estación de servicio s , y los coeficientes $\tilde{\gamma}_k^s$ representan respuestas de corto plazo de la estación de servicio s a sus propios precios durante los m últimos períodos. El término de corrección de error ($e_{t-1} \equiv R_{s,t-1} - \tilde{\alpha}_s - \tilde{\omega}_s T - \theta_s W_{t-1}$), puede ser interpretado como la desviación, rezagada en un periodo, del precio minorista respecto a su nivel de tendencia de largo plazo dado por el costo W_{t-1} y la fecha T .

Los elementos del término de corrección de error $\tilde{\alpha}_s$, $\tilde{\omega}_s$ y θ_s son los coeficientes que surgen de una regresión simple entre el precio en el periodo t y el costo en dicho periodo,

¹² Por ejemplo, si $m=1$ y $n=2$, $\tilde{\beta}_0^s = \beta_0^s$, $\tilde{\omega}_s = \omega_s / (\gamma_1^s - 1)$, $\lambda_s = \gamma_1^s - 1$, $\tilde{\alpha}_s = \alpha_s / (\gamma_1^s - 1)$ y $\theta_s = (\beta_1^s + \beta_0^s) / (\gamma_1^s - 1)$.

donde $\tilde{\alpha}_s$ representa la diferencia entre el precio final y el precio en refinería de Concón para la estación de servicio s , $\tilde{\omega}_s$ representa el efecto del transcurrir del tiempo según la tendencia T , y θ_s es la respuesta de largo plazo de la estación de servicio s a los cambios en el precio en refinería¹³. El coeficiente λ_s mide la fracción de la desviación entre el equilibrio de corto y largo plazo que se corrige cada semana. Cuando los precios exceden el costo en una cantidad mayor a su nivel de largo plazo, se espera una presión del precio hacia abajo hasta que se alcance el equilibrio de largo plazo, y con ello el margen de largo plazo. Esto implica que λ_s debería ser negativo. La convergencia hacia el equilibrio de largo plazo es más rápida mientras más cercano a -1 sea el valor de λ_s .

Engle y Granger demuestran que los parámetros de la relación de largo plazo $\tilde{\alpha}_s$, $\tilde{\omega}_s$ y θ_s pueden ser estimados por mínimos cuadrados o su equivalente en una primera etapa, y que estos estimadores son súper-consistentes si R_t y W_t son integrados de orden 1 (como es el caso aquí). Ello implica que la inferencia sobre los parámetros de la ecuación (2) puede hacerse como si $\tilde{\alpha}_s$, $\tilde{\omega}_s$ y θ_s fueran conocidos con certeza. Adicionalmente, cuando las series de precios son estacionarias en primeras diferencias, como es nuestro caso, la inferencia sobre diferentes funciones de los parámetros estimados es estándar y se lleva a cabo por medio de tests de Wald.

Respuesta Asimétrica: Cohetes y Plumas

El modelo anterior supone que la respuesta del minorista es la misma si el precio en Concón sube o baja. La evidencia empírica internacional muestra que lo anterior no necesariamente es cierto, pues los minoristas suelen responder de un modo diferente frente a alzas de precios que ante bajas de precios. Para estudiar la existencia de este comportamiento, se generaliza el modelo de corrección de error en la ecuación (2)

¹³ Según se muestra en el Apéndice 1, bajo el supuesto de que la función de producción de combustibles a nivel minorista es de proporciones fijas y los factores se utilizan en la misma proporción, el valor de θ_s depende de la elasticidad precio de la demanda por combustibles y de la intensidad de la competencia. En particular, $\theta_s = 1$ en el caso de competencia perfecta.

distinguiendo entre cambios positivos y negativos en los precios. En consecuencia, trabajaremos con la siguiente ecuación de corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta R_{s,t} = & \sum_{i=0}^{n^+} \tilde{\beta}_i^{s+} \Delta WI_{t-i} + \sum_{l=0}^{n^-} \tilde{\beta}_l^{s-} \Delta WD_{t-l} + \sum_{k=1}^{m^+} \tilde{\gamma}_k^{s+} \Delta RI_{s,t-k} + \\ & \sum_{k=1}^{m^-} \tilde{\gamma}_k^{s-} \Delta RD_{s,t-k} + \lambda_s (R_{s,t-1} - \bar{\alpha}_s - \bar{\omega}_s T - \theta_s W_{t-1}) + v_{st}, \end{aligned} \quad (3)$$

donde ΔWI_t representa las variaciones positivas y ΔWD_t las variaciones negativas del precio en refinería en el periodo t , y ΔRI_t representa las variaciones positivas y ΔRD_t las variaciones negativas del precio minorista en el periodo t ¹⁴.

El comportamiento de los precios puede ser asimétrico en varias dimensiones, como magnitud y velocidad. Hay asimetría en magnitud cuando el incremento en el precio minorista frente a aumentos en el precio en refinería es distinto a la caída en el precio minorista frente a un descenso en el precio en refinería. Hay asimetría en velocidad cuando el tiempo que toman los precios en ajustarse a su equilibrio de largo plazo después de un cambio positivo en el costo es diferente al tiempo que toman los precios en ajustarse a su equilibrio de largo plazo después de un cambio negativo en el costo. En este estudio sin embargo nos concentramos tan sólo en la asimetría en magnitud.

Una de las herramientas que se utilizan en la literatura para estudiar la existencia de asimetrías en magnitud es la función acumulativa de ajuste (FAA). Esta función corresponde al precio estimado para la estación de servicio s en el periodo $t+i$ después de un cambio de \$1 por una sola vez en el precio en refinería ocurrido en el periodo t ; se denota como B_{t+i}^{s+} cuando este último precio aumenta y B_{t+i}^{s-} cuando disminuye. La FAA en el periodo $t+i$, no es más que el precio predicho para el periodo anterior más el cambio predicho para el periodo actual. Es una función no lineal de los parámetros pues si el cambio en el precio en refinería se produce en el periodo t , el ajuste en el periodo $t+i$ será

¹⁴ Formalmente, $\Delta WI_t \equiv \max\{0, \Delta W_t\}$ y $\Delta WD_t \equiv \min\{0, \Delta W_t\}$. ΔRI_t y ΔRD_t se definen de la misma forma.

la suma de los parámetros de las respuestas estimados de la ecuación (3), $\tilde{\beta}_i^{s+}$ y $\tilde{\beta}_i^{s-}$, con el efecto del error de corrección sobre las i semanas que toma el ajuste. La derivación formal de la FAA se detalla en el Anexo 1.

La hipótesis nula de simetría en magnitud para la estación de servicio s , consiste en:

- (i) la igualdad del vector de coeficientes para aumentos y para descensos, i.e.,

$$\tilde{\beta}_i^{s+} = \tilde{\beta}_i^{s-} \text{ y }^{15}$$
- (ii) la igualdad de las funciones acumulativas de ajuste (FAA) para cada periodo,
i.e., $B_{t+i}^{s+} = B_{t+i}^{s-}$, $i = 0, \dots, n$ ¹⁶.

El test estadístico que se utilizará para contrastar ambas hipótesis es el test de Wald; los errores estándares son obtenidos por medio del método delta.

Dado que nuestro objetivo no es estudiar la presencia de asimetría en cada una de las estaciones de servicio sino que estudiar la presencia de asimetría en el mercado de Santiago, los coeficientes de interés son: $E(\tilde{\beta}_i^{s+})$ y $E(\tilde{\beta}_i^{s-})$. Esto implica que las hipótesis nulas de interés son las presentadas en (i) y (ii) pero con respecto a los coeficientes promedio.

¹⁵ Cuando el número de rezagos para aumentos es mayor que para descensos, los rezagos faltantes se asumen igual a cero. Lo mismo se hace cuando lo contrario ocurre.

¹⁶ El caso general debería estudiar una sucesión infinita de cambios de precios. Sin embargo cuando la variable de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo es la misma para alzas y bajas, los efectos de shocks sucesivos son estrictamente aditivos. En este caso el análisis basado en las funciones acumulativas de ajuste para un shock que ocurre una sola vez es correcto.

Implicancias de los datos de panel

La metodología de estimación consiste en un panel dinámico, la que presenta una serie de problemas econométricos que no están presentes en estimaciones de serie de tiempo o de corte transversal. Cuando la longitud de las series de tiempo para cada estación de servicio es suficientemente larga existen varios estimadores de los coeficientes promedio tanto de corto como de largo plazo. En efecto, Pesaran y Smith (1995) muestran que hay al menos cuatro posibles estimadores que pueden ser utilizados para obtener los coeficientes promedio.

- El primer procedimiento implica estimar regresiones separadas para cada una de las estaciones de servicio, tanto para el largo como el corto plazo y promediar los coeficientes de las diferentes estaciones de servicio. El estimador resultante se denomina *Mean Group Estimator* (MGE) y puede ser de dos tipos: aquellos que utilizan el promedio simple y aquellos que usan un promedio ponderado por las desviaciones estándares de cada unidad (estación de servicio en este caso), conocido como estimador de Swamy o RCM.
- El segundo, consiste en combinar los datos por medio de imponer coeficientes comunes a través de las diferentes estaciones de servicio tanto para la ecuación de corto y largo plazo. La ecuación de largo plazo se estima permitiendo efectos fijos (FE) o efectos aleatorios (RE), y la ecuación de corto plazo se estima conjuntamente por medio de mínimos cuadrados. En conjunto, estos estimadores serán llamados POLS.
- El tercero consiste en promediar los datos entre estaciones de servicio para cada periodo $R_t = \frac{\sum_s R_{st}}{n}$ y estimar la ecuación de largo y corto plazo por medio de mínimos cuadrados ordinarios usando estos datos promedio. El estimador resultante se llama estimador de series de tiempo agregado y lo llamamos TSA.
- El último procedimiento consiste en promediar los datos en el tiempo $R_s = \frac{\sum_t R_{st}}{T}$ y estimar por medio de mínimos cuadrados ordinarios regresiones de corte transversal sobre los datos promedios por estación de servicio. Este estimador lo llamamos CS.

Cada uno de estos estimadores provee un estimador del efecto promedio. La diferencia está en que en el primero, el promedio es explícito mientras que en los otros está implícito.

Cuando no hay variables dependientes rezagadas, Zellner (1969) demostró que los cuatro estimadores proveen estimadores consistentes e insesgados del efecto promedio cuando los regresores son estrictamente exógenos, los coeficientes difieren aleatoriamente y están distribuidos independientemente de los regresores a través de las estaciones de servicio. Si bien muchos han supuesto que esto sigue siendo cierto para el caso de modelos dinámicos, i.e., con variable dependientes rezagadas, ello no es correcto. Sólo cuando los coeficientes de pendiente ($\beta_i^{s+}, \beta_i^{s-}$) son iguales a través de las distintas estaciones de servicio, se cumple que el estimador adecuado para la ecuación (3) es el estimador de efectos fijos o aleatorios (POLS). Este estimador es consistente cuando T tiende a infinito para un N dado; aunque, es sesgado en muestras pequeñas debido al sesgo resultante del uso de una variable endógena rezagada¹⁷. Es relevante notar que el estimador TSA en presencia de variables rezagadas es sesgado e ineficiente aún cuando los coeficientes sean iguales entre las diferentes estaciones de servicio.

En cambio, si los coeficientes de pendientes son heterogéneos a través de las distintas estaciones de servicio, tanto el estimador de efectos fijos como el de efectos aleatorios son inconsistentes. La razón radica en que los errores que surgen de la regresión cuando se ignora la heterogeneidad están serialmente correlacionados. Pesaran y Smith (1995) demuestran que, cuando la heterogeneidad en los coeficientes es ignorada, el sesgo de los estimadores FE y RE puede ser sustancial. Esta inconsistencia no puede ser corregida con la metodología de variables instrumentales pues lo más probable es que cualquier variable que no esté correlacionada con el error, tampoco lo estará con el regresor que se pretende instrumentalizar. Los mismos autores muestran que los estimadores MGE, RCM y CS son consistentes e insesgados cuando hay variable dependiente rezagada, siempre que T y N

¹⁷ Esta inconsistencia es diferente a la que ocurre en datos de panel cuando T es pequeño y N se va a infinito, y por lo tanto los estimadores son inconsistentes cuando N se va a infinito y T está fijo.

sean suficientemente grandes¹⁸. Sin embargo, cuando las estaciones de servicio son homogéneas, como ocurre aquí, estos sesgos de POLS desaparecen.

Dado que la literatura hasta ahora ha utilizado los estimadores POLS y TSA y ha ignorado los problemas ya mencionados, en este artículo estudiamos la asimetría utilizando además los dos estimadores discutidos más arriba que están libres de estos sesgos (MGE y RCM). El estimador CS es ignorado dado que éste es rara vez utilizado.

V. Resultados

Para la estimación del modelo de corrección de error, es necesario establecer la presencia de una relación de largo plazo estable entre la serie de precio en refinería y la serie de precios en estación de servicio. Los tests de raíz unitaria aplicados a la primera no rechazan la hipótesis nula de que estas series contienen una raíz unitaria por lo que se concluye que ésta es estacionaria en primeras diferencias. Los resultados de los tests de raíz unitaria aplicados para el precio cobrado por minoristas dependen del test. El test de Im y Pesaran and Shim (IPS) rechaza la hipótesis nula de que estas series contienen una raíz unitaria, mientras que los tests de Levin-Lin-Chu, Hadri, y Fisher no rechazan la hipótesis nula de que estas series contienen raíz unitaria, por lo que se concluye que para 3 de los 4 tests realizados estas son estacionarias en primeras diferencias. Por otro lado, de acuerdo a los tests de co-integración de Kao and Nyblom-Harvey para datos de panel, podemos afirmar que ambas series de precios co-integran. En consecuencia, el uso del modelo de corrección de error en la ecuación (3) es adecuado para los datos disponibles. Los resultados detallados de los tests aplicados se presentan en el Anexo 2-Tabla A2.2.

Los resultados para la ecuación de largo plazo se presentan en la Tabla 3. Esta contiene cinco estimadores diferentes: siguiendo el orden, MGE es el promedio simple de las estimaciones individuales hechas por medio de mínimos cuadrados ordinarios, RCM corresponde al estimador de Swamy, FE corresponde a efectos fijos por estación de

¹⁸ Cuando T es pequeño, el estimador MGE puede sufrir de un sesgo de muestras pequeñas, el cual no es removido cuando N se va a infinito.

servicio, RE a efectos aleatorios, y la última columna es el estimador de mínimos cuadrados ordinarios sobre los promedios entre las diferentes estaciones de servicio (TSA). Los resultados son muy similares indicando robustez frente al método econométrico, y sugiriendo que las estaciones de servicio son relativamente homogéneas.

El test de Hausman para efectos fijos (FE) indica que la estimación de efectos fijo es superior a OLS y los tests para efectos aleatorios (RE) versus OLS indican que RE es superior a OLS¹⁹. El test de Hausman para efectos fijos versus aleatorios muestra que la diferencia en los coeficientes estimados por FE y RE no es sistemática. Por lo tanto, el test de Hausman predice que el estimador FE es preferido al estimador RE²⁰. El test de Swamy para el modelo de coeficientes aleatorios rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes a través de las diferentes estaciones de servicio²¹. No obstante, Pesaran y Smith recomiendan la utilización del test de Hausman dado que el estimador FE (RE) es eficiente bajo la hipótesis nula de homogeneidad, pero inconsistente bajo la alternativa de heterogeneidad. En cambio, el estimador MGE (Swamy) es consistente bajo ambas hipótesis, pero ineficiente bajo la hipótesis nula. El test de Hausman no rechaza la hipótesis nula y, por lo tanto, el estimador adecuado es el estimador FE dado que es eficiente bajo la hipótesis nula.

Los tests indican que el estimador correcto es el estimador de efectos fijos, no obstante es interesante notar que las diferencias entre los diferentes estimadores para el coeficiente de largo plazo θ_s son pequeñas, contrario a lo que ocurre en muchos estudios cuando se

¹⁹ Prueba de efectos aleatorios de dos colas: $LM(\text{Var}(u)=0) = 47204.70$, $\text{Pr}>X^2(1) = 0.0000$ y $ALM(\text{Var}(u)=0) = 44197.56$, $\text{Pr}>X^2(1) = 0.0000$. Prueba de efectos aleatorios de una cola: $LM(\text{Var}(u)=0) = 217.27$, $\text{Pr}>N(0,1) = 0.0000$, $ALM(\text{Var}(u)=0) = 210.23$, $\text{Pr}>N(0,1) = 0.0000$. Prueba de efectos aleatorios de correlación serial: $LM(\rho=0) = 6083.74$, $\text{Pr}>X^2(1) = 0.0000$, $ALM(\rho=0) = 3076.60$, $\text{Pr}>X^2(1) = 0.0000$. Prueba conjunta: $LM(\text{Var}(u)=0, \rho=0) = 50281.30$, $\text{Pr}>X^2(1) = 0.0000$

²⁰ El valor del test de Hausman está dado por $h = q' \text{Var}(q)^{-1} q$, donde $q = B_{FE} - B_{RE}$ y $q' \text{Var}(q) = \text{Var}(B_{FE}) - \text{Var}(B_{RE})$. La hipótesis nula es $E(\text{efectos fijos}/X_i) = 0$ versus la alternativa que es $E(\text{efectos fijos}/X_i) \neq 0$. Bajo la hipótesis nula el estadístico h está distribuido chi-cuadrado con K grados de libertad, donde K es el número de regresores. Si la hipótesis nula se rechaza, entonces la especificación de efectos aleatorios es incorrecta. Los efectos aleatorios asumen que los efectos de cada estación de servicio, condicional en los regresores X , es la misma entre las estaciones de servicio. En contraste, el estimador de efectos fijos estima el promedio de estos efectos y no necesita que esta sea cero. Si $E(\text{efectos fijos}/X_i) \neq 0$, el estimador de efectos aleatorios es inconsistente.

²¹ $X^2(129) = 1718.35$, $\text{Pr}>X^2(129) = 0.0000$.

impone la homogeneidad en los coeficientes. Esto sugiere que el coeficiente de largo plazo obtenido es robusto al estimador utilizado.

Tabla N° 3
Relación de largo plazo
Variable dependiente: Precio minorista

Variable	MGE	RCM	FE	RE	TSA
T	0.1590 <i>0.0020</i>	0.1591 <i>0.0026</i>	0.1590 <i>0.0020</i>	0.1590 <i>0.0020</i>	0.0996 <i>0.0092</i>
W	0.9538 <i>0.0016</i>	0.9538 <i>0.0029</i>	0.9538 <i>0.0016</i>	0.9538 <i>0.0016</i>	0.9896 <i>0.0144</i>
C	36.6995 <i>0.5761</i>	36.5658 <i>0.6795</i>	36.5405 <i>0.2999</i>	36.5405 <i>0.5770</i>	33.6565 <i>2.1421</i>
R ²	0.9735	0.9735	0.9729	0.9637	0.9808
RMSE			6.2628	6.2798	5.1396

Errores estándares robustos (White) en cursiva.

Las diversas estimaciones del coeficiente θ_s de largo plazo están en torno a 0.95, un valor estadísticamente menor a 1²². Esto significa que en el largo plazo, un cambio en el precio en refinería de \$10 resulta en una variación menor a \$10 en el precio pagado por los consumidores finales en las estaciones de servicio. Sabiendo, sin embargo, que en el caso de monopolio el traspaso no es uno a uno, pues depende de la convexidad de la demanda (ver literatura), tampoco habría por qué esperar un traspaso 1 a 1 en un caso de oligopolio como este, donde hay solo tres distribuidoras grandes y solo cinco en total.

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación de la ecuación de corto plazo--ecuación (3). La Tabla presenta un estimador diferente para cada uno de los estimadores de la ecuación de largo plazo presentados en la Tabla 3. Los errores estándares reportados son errores robustos (“errores Newey-West”²³); es decir, corrigen por correlación a través de las diferentes unidades de sección cruzada, por heterocedasticidad, y autocorrelación residual.

²² En la mayoría de los estudios este coeficiente fluctúa entre 0,80 y 1,05. La excepción es Lewis (2003) y Verlinda (2004) que encuentran valores muy por encima de 1, lo cual pone en duda la existencia de una relación de largo plazo estable para sus respectivos casos. Lewis soluciona este problema imponiendo un coeficiente igual a 1 y Verlinda lo hace a través de métodos bayesianos. Note también que esto son los únicos dos artículos que utilizan datos de panel al nivel de estaciones de servicio.

²³ Estos errores fueron computados usando el número de rezagos sugerido por los autores, el cual es igual a $4(T/100)^{2/9}$.

Tabla N° 4
Relación de corto plazo
Variable dependiente: Cambio en el precio minorista

Variable	MGE	RCM	FE-POLS- NW	RE-POLS- NW	TSA-NW
e_{t-1}	-0.18163 <i>0.00844</i>	-0.1713 <i>0.0120</i>	-0.1475 <i>0.0119</i>	-0.1475 <i>0.0120</i>	-0.15657 <i>0.07075</i>
ΔWIt	1.04116 <i>0.02394</i>	1.0393 <i>0.0097</i>	1.0408 <i>0.0062</i>	1.0408 <i>0.0062</i>	1.05067 <i>0.02742</i>
ΔWD_t	0.92841 <i>0.02134</i>	0.9277 <i>0.0088</i>	0.9300 <i>0.0078</i>	0.9300 <i>0.0078</i>	0.93816 <i>0.04531</i>
ΔWI_{t-1}	0.09254 <i>0.00213</i>	0.0915 <i>0.0253</i>	0.1021 <i>0.0234</i>	0.1021 <i>0.0234</i>	0.08902 <i>0.14106</i>
ΔWD_{t-1}	0.07615 <i>0.00175</i>	0.0961 <i>0.0323</i>	0.1158 <i>0.0333</i>	0.1157 <i>0.0334</i>	0.22461 <i>0.15648</i>
ΔWI_{t-2}	0.11644 <i>0.00268</i>	0.1093 <i>0.0226</i>	0.0951 <i>0.0189</i>	0.0951 <i>0.0189</i>	0.03670 <i>0.11704</i>
ΔWD_{t-2}	-0.05283 <i>0.00121</i>	-0.0353 <i>0.0289</i>	0.0008 <i>0.02818</i>	0.0008 <i>0.0282</i>	0.16861 <i>0.12601</i>
ΔRPI_{t-1}	-0.11067 <i>0.00254</i>	-0.1104 <i>0.0231</i>	-0.1216 <i>0.0206</i>	-0.1216 <i>0.0206</i>	-0.08083 <i>0.11843</i>
ΔRPD_{t-1}	-0.02140 <i>0.00049</i>	-0.0431 <i>0.0325</i>	-0.0635 <i>0.0322</i>	-0.0635 <i>0.0322</i>	-0.22285 <i>0.15719</i>
ΔRPI_{t-2}	-0.09805 <i>0.00225</i>	-0.0923 <i>0.0207</i>	-0.0813 <i>0.0176</i>	-0.0814 <i>0.0176</i>	-0.05057 <i>0.10981</i>
ΔRPD_{t-2}	0.04660 <i>0.00107</i>	0.0320 <i>0.0285</i>	-0.0057 <i>0.0283</i>	-0.0056 <i>0.0284</i>	-0.09248 <i>0.10562</i>
R^2	0.89071		0.8854	0.8854	
RMSE			3.4364	3.4364	
$B^+ = B^-$	12.36***	105.04***	35.22***	35.20***	1.85

*** Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia
 Errores estándares en cursiva

Con la finalidad de facilitar la comparación entre los diferentes estimadores y el estudio de hipótesis tentativas en relación a la asimetría, y siguiendo a Deltas (2004) y Bachmeier y Griffin (2002) entre otros, se decidió utilizar un número de rezagos igual a 2, tanto para los aumentos como para los descensos del precio en refinería²⁴.

Los resultados indican que para cada uno de los posibles estimadores el coeficiente λ del término de corrección de error (e_{t-1}) es negativo y significativo al 5%, tal como se requiere. Por otro lado, tanto el test de Swamy como el test de Hausman de homogeneidad de coeficientes entre las diferentes estaciones de servicios no rechazan la hipótesis nula de

²⁴ Borenstein et al. (1997) usan 3 rezagos para aumentos y 3 para descensos.

homogeneidad; en consecuencia, el estimador FE-POLS-NW es consistente e insesgado en muestras grandes²⁵.

Como se mencionó en la sección anterior, estudiar la existencia de asimetría requiere comparar el vector de coeficientes para aumentos y descensos del precio en refinería $E(\tilde{\beta}^{s+})$ vs $E(\tilde{\beta}^{s-})$ y las funciones acumulativas de ajuste. En relación a lo primero y de acuerdo a los tests de Wald –reportados en la última fila de la Tabla 2- se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes $E(\tilde{\beta}^{s+}) = E(\tilde{\beta}^{s-})$ con un 99% confianza para cada uno de los posibles estimadores²⁶. En consecuencia, el fenómeno de cohetes y plumas está presente en el mercado de Santiago²⁷.

El estudio de la hipótesis de asimetría en el patrón de ajuste de precios requiere además estudiar las funciones acumulativas de ajuste tanto para alzas como bajas; esto es, la respuesta estimada del precio minorista frente a un aumento por una sola vez de \$1 por litro en el precio en refinería para las semanas siguientes al cambio, hasta que se alcanza el nuevo equilibrio de largo plazo. El gráfico 2 presenta estas funciones y sus respectivos intervalos de confianza al 95% para el estimador de efectos fijos.²⁸

Un aumento de un peso en el precio cobrado en la refinería Concón resulta en un aumento de 1,04 pesos en el precio a consumidor final durante la primera semana, mientras que la respuesta estimada a la caída en un peso de este precio es de 0,93 pesos. Ante un aumento en el precio en refinería, el precio consumidor se ajusta gradualmente a su nivel de largo plazo con la excepción de lo ocurrido durante la 3ra semana, mientras que frente a una

²⁵El estadístico X^2 para el test de Swamy es igual a 341.06, con un valor-p igual a 1.

²⁶Sólo en el caso del estimador TSA-NW no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes. Esto sin embargo, no afecta los resultados pues, como se mencionó anteriormente, ese estimador es ineficiente y sesgado en muestras pequeñas.

²⁷Este resultado es robusto al número de rezagos utilizados. Por ejemplo, para el modelo FE-POLS-NW los tests de Wald son los siguientes:

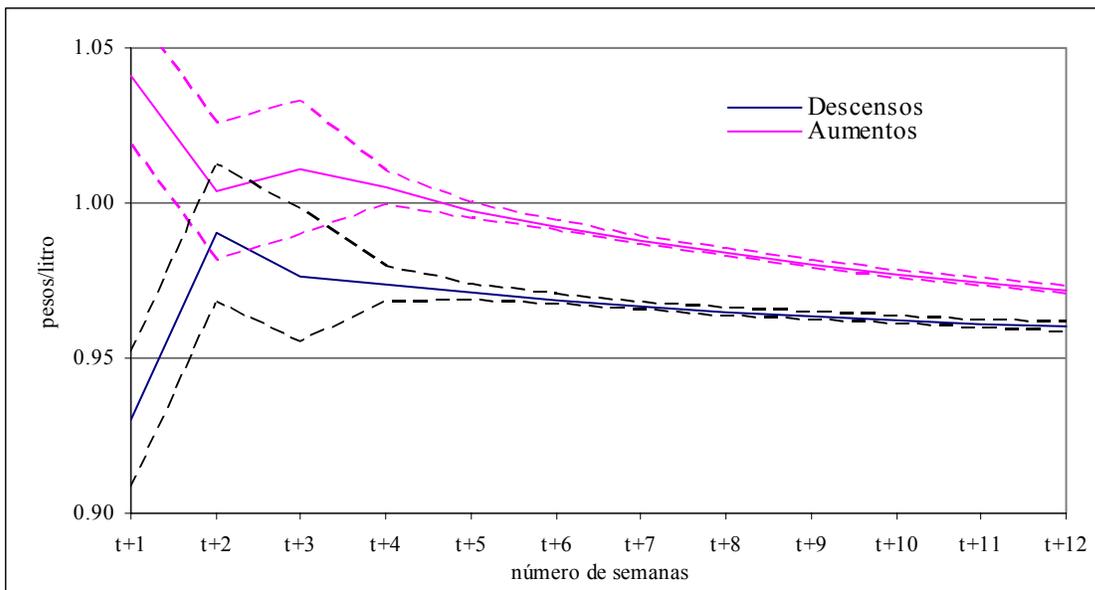
Rezagos	3	4	5	6	7	8	9	10
X^2	28.54	26.25	22.16	32.54	33.25	37.45	35.75	31.56

* No se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 99% confianza

²⁸ De aquí en adelante los intervalos de confianza a partir de la séptima semana después de ocurrido el shock de precios se basan en una desviación estándar aproximada.

caída en el precio la segunda semana se produce nuevamente una caída para después comenzar un proceso de ajuste gradual hacia el equilibrio de largo plazo.

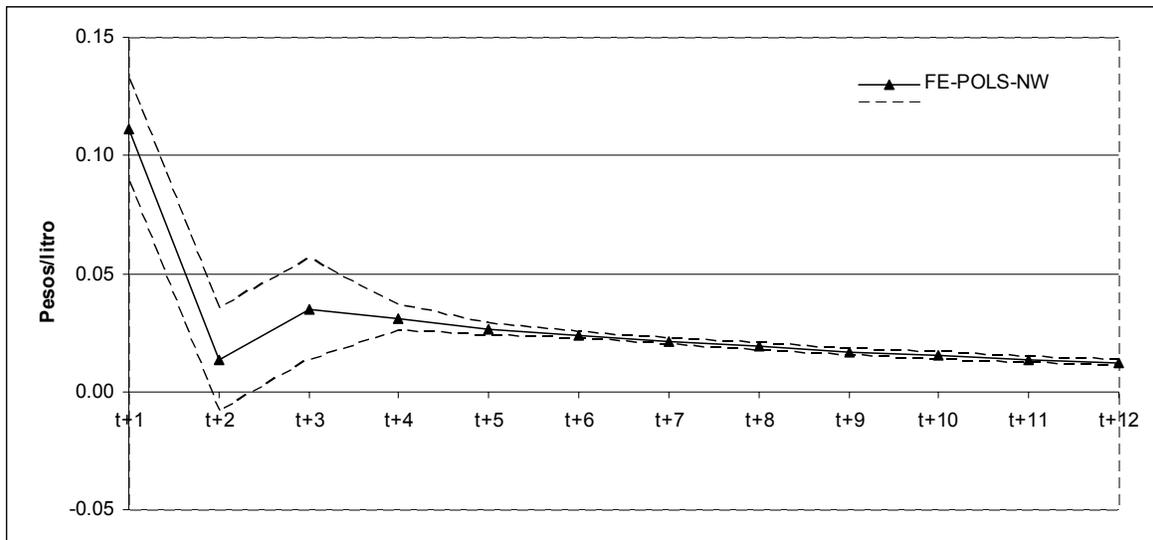
Gráfico 2
Funciones Acumulativas de Ajuste para Aumentos y para Descensos del Precio



Una característica particular de estas funciones acumulativas de ajuste en relación a las estimadas para la mayoría de los estudios internacionales es que la diferencia entre el cambio en precio en refinería y el cambio en el precio en la estación de servicio es bastante pequeña, sin importar si el primer precio cambia al alza o a la baja. En efecto, independiente del estimador utilizado, hay un sobre-ajuste de 0.04% durante la primera semana cuando se produce un aumento en el precio en refinería y un sub-ajuste de 0.07% cuando se produce una caída del precio en refinería. La mayoría de los estudios internacionales reportan para la primera semana después de ocurrido el cambio en el precio aguas arriba un sub-ajuste que fluctúa entre un 20% y un 80% para un aumento en el precio y entre un 10% y un 70% para una caída en este. Por lo tanto, el ajuste inmediato es bastante mayor en Santiago que en los demás países investigados en la literatura, no así la asimetría, la cual tiene una magnitud similar a la encontrada en varios de ellos.

Con el fin de ilustrar mejor la asimetría, el gráfico 3 presenta la diferencia entre la función acumulativa para alzas, y la misma función para caídas en el precio, con su respectivo intervalo de confianza.

Gráfico 3
Diferencia entre las Funciones Acumulativas de Ajuste



El gráfico 3 muestra que la diferencia entre las funciones acumulativas de ajuste para la primera semana es igual a \$0.11. Esto implica que frente a un aumento de \$1 en el precio en refinería, las estaciones de servicio, en promedio, se ajustan en \$0.11 más que cuando se produce una caída en este precio. En la segunda semana, la asimetría disminuye a cero (porque el cero queda dentro del intervalo de confianza). La asimetría vuelve a aumentar en la tercera semana, para después comenzar un ajuste gradual hacia su equilibrio de largo plazo el cual toma alrededor de 20 semanas.²⁹ Por último, la asimetría encontrada por medio de los tests de Wald es confirmada por los intervalos de confianza para la funciones acumulativas de ajuste (el intervalo de confianza incluye el cero sólo durante la segunda semana después de ocurrido el shock).

²⁹ Las funciones acumulativas de ajuste para los otros estimadores no son estadísticamente diferentes. Es decir, ellas están contenidas por completo dentro del intervalo de confianza para la funciones acumulativas de ajuste derivadas del estimador de efectos fijos.

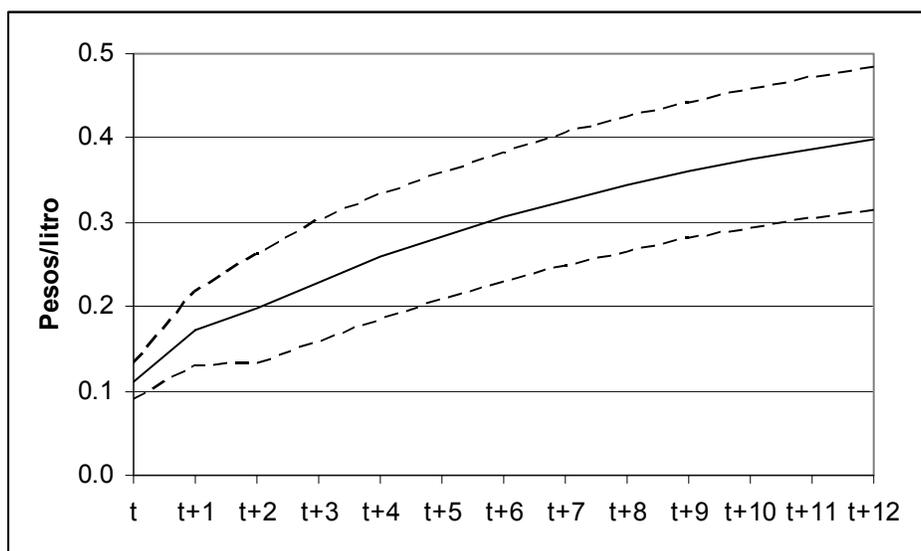
Dada la evidencia en favor de un patrón asimétrico para la relación entre precio en Concón y el precio cobrado al consumidor final, es interesante realizar una estimación del costo incurrido por el consumidor debido a la existencia de este patrón. Siguiendo el enfoque propuesto por Borenstein et. al. (1997), la estimación del costo para el consumidor se define como la integral de la diferencia entre las dos funciones acumulativas de ajuste para el tiempo en que el ajuste total toma lugar. Es decir, el costo del consumidor está dado por:

$$\text{Costo del Consumidor} = \int_{i=0}^n (B_i^+ - B_i^-) di$$

Usando una aproximación lineal a esta función, el costo es simplemente la diferencia entre las áreas bajo las funciones acumulativas de ajuste desde la primera semana hasta la i -ésima semana.

El Gráfico 4 presenta el costo estimado del consumidor y su límite inferior y superior para un 95% de confianza. De acuerdo a los cálculos realizados y como se aprecia en el gráfico, en la semana del cambio el costo para el consumidor es de 11 centavos por litro. Dos semanas después del cambio en el precio, la diferencia en el costo es de 17,3 centavos por litro y alcanza su punto máximo 20 semanas después con un costo de 45,6 centavos por litro (no graficado).

Gráfico 4
Costo Acumulado para los consumidores de un cambio de \$1 en el precio al por mayor



Esta asimetría implica que un consumidor que consume 40 litros de gasolina a la semana enfrenta un gasto extra la primera semana de \$16 más cuando el precio en refinería aumenta \$10 de lo que gastaría si no se produjera el fenómeno de “cohetes”; por su parte, gasta \$28 más por el fenómeno de “plumas” cuando se produce una caída en el precio en refinería de \$10. El gasto extra para las 20 semanas que toma el precio en ajustarse a su equilibrio de largo plazo para esta persona cuando consume 40 litros semanales y el precio no varía en las semanas siguientes es \$243; por su parte, este gasto extra para la caída en el precio es tan sólo de \$83.

Dicho de otra forma, frente a un aumento de \$10 seguido de una baja \$10 por una sola vez, la asimetría implica un costo adicional para el consumidor de \$ 44 la primera semana, y de \$183 para todo el periodo en que toma el precio en ajustarse a su equilibrio de largo plazo.

VI. Impacto de la Estructura de Mercado sobre la Asimetría

En esta sección se discute la relación entre la estructura de mercado y la asimetría. En particular, el objetivo central es estudiar si el comportamiento asimétrico depende de las características del mercado tales como el nivel del margen de distribución, la ubicación de la estación de servicio y su marca.

La existencia de una relación entre poder sobre los precios y ajuste de precios lentos y asimétricos es plausible a nivel teórico sin especificar un modelo formalmente. Básicamente es posible pensar que, para una misma estructura de la industria, las estaciones de servicio con márgenes pequeños son estaciones con poco poder sobre los precios locales mientras que aquellas con márgenes altos tienen un poder local mayor. Debido a que los precios son cercanos a los costos para las estaciones de servicio con márgenes pequeños, el precio debería responder más a las variaciones de costo. En contraste, en estaciones de servicios con márgenes altos, estas pueden ajustar sus precios en una menor cuantía, y probablemente en forma asimétrica, es decir, los traspasos cuando ocurren aumentos de costos son mayores que cuando ocurren descensos. Esto dependerá en parte del grado de

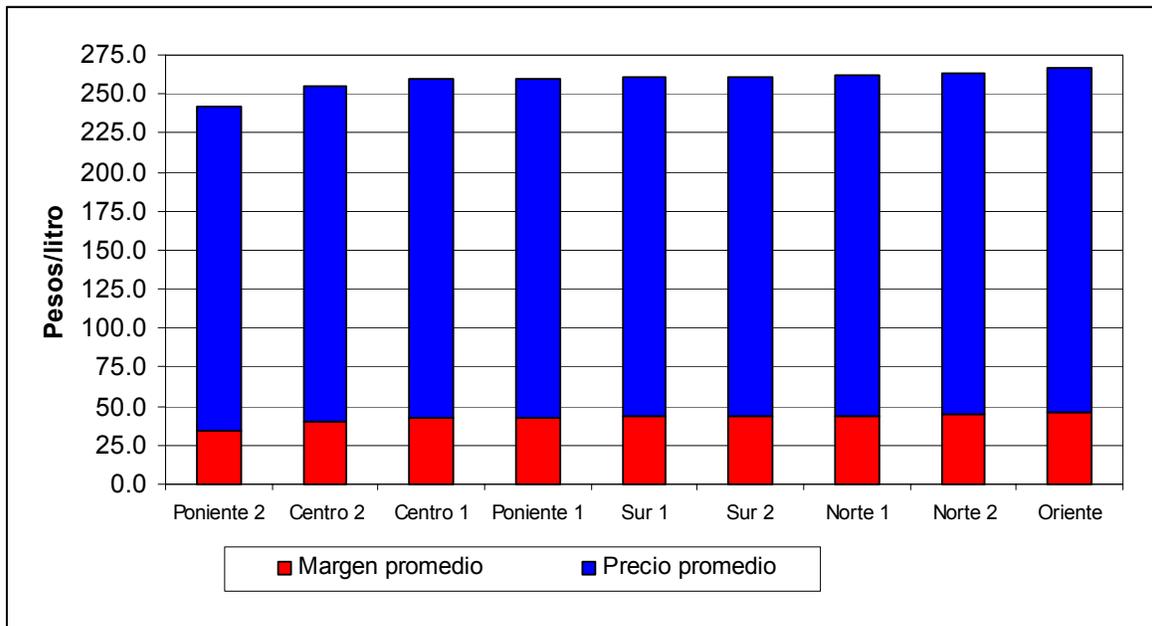
competencia que enfrente cada estación de servicio, y quizá, de la zona geográfica en la cual está ubicada como también de la marca bajo la cual vende la gasolina

Un modelo que formaliza la relación entre poder sobre los precios y asimetría es el modelo de costos de búsqueda con precios referenciales desarrollado por Lewis (2003). Básicamente, este modelo predice que los consumidores buscan menos cuando los precios están cayendo, lo cual permite a las empresas marginar más por medio de ajustar sus precios más lentamente en periodos de costos decrecientes. En resumen, los ajustes deberían ser lentos y asimétricos en periodos de márgenes altos (costo decrecientes) y rápidos y simétricos en periodos de márgenes bajos (costos crecientes).

El Gráfico 5 muestra el precio y el margen promedio por zona geográfica de la ciudad de Santiago³⁰, donde estas están ordenadas en forma ascendente por el margen promedio. Se observa en el gráfico 5 que la zona Oriente tiene el precio y margen más alto mientras que la zona Poniente 2 tiene el precio y margen más bajo. Los tests de medias indican que esta última zona –donde se ubica la única estación de servicio de JLC- tiene un margen y precio promedio que es estadísticamente menor a todas las otras zonas.

³⁰ El criterio utilizado para la elección de las diferentes zonas geográficas se explica en detalle en la sección correspondiente a la diferenciación geográfica.

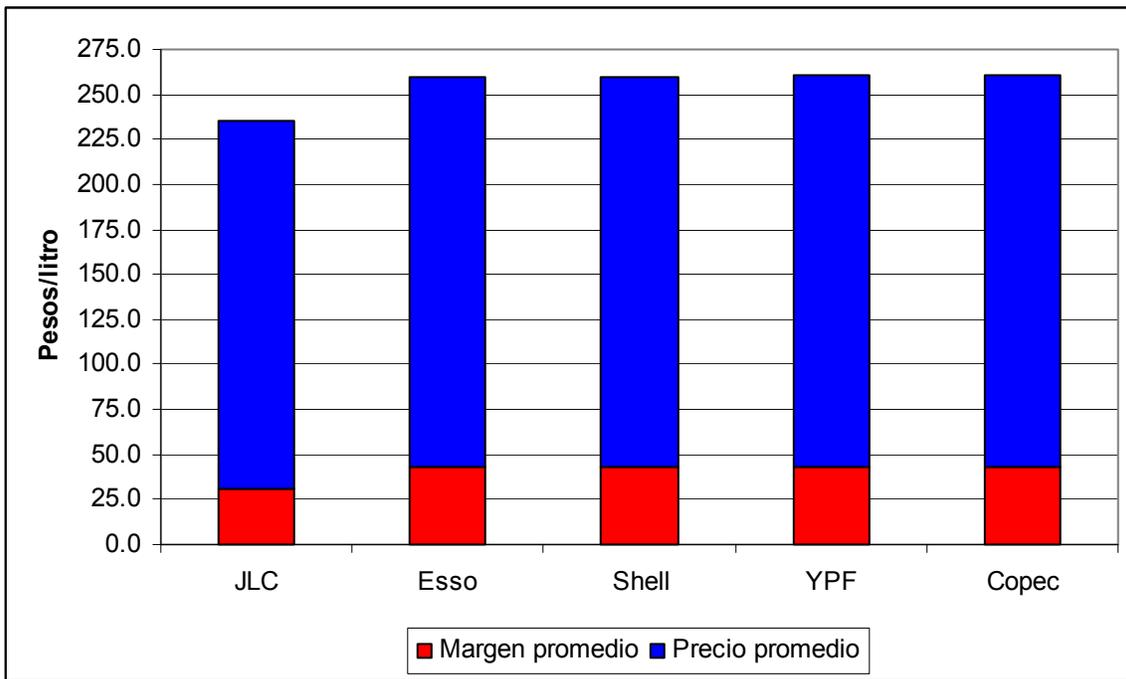
Gráfico 5
Precio y margen promedio por zona geográfica de la ciudad de Santiago



El Gráfico 6 muestra el precio y margen promedio por marca ordenados en forma ascendente por margen promedio. JLC tiene el margen y el precio promedio más bajo mientras que Copec exhibe el margen y el precio promedio más alto. Los tests de medias muestran que el precio y margen promedio de JLC es estadísticamente diferente al precio y margen promedio de las otras cuatro marcas. Lo mismo ocurre para el margen promedio cuando se comparan Copec y Esso y Copec y Shell.

Las comparaciones entre marcas mayoristas deben tener en cuenta que si éstas están distribuidas entre las zonas de Santiago en distintas proporciones, y esas zonas difieren en costos (por ej., de arrendar terrenos), es razonable que los márgenes promedio también difieran. La comparación con respecto a JLC debe considerar además que esta marca es una sola estación de servicio, que no cuenta con franquicias localizadas en zonas cuyo precio promedio sea mayor.

Gráfico 6
Precio y margen promedio por Marca



Lo anterior sugiere que el patrón de ajuste asimétrico que hemos encontrado podría ser distinto entre zonas geográficas, entre empresas y entre estaciones de servicio con distintos márgenes. Es razonable entonces estudiarlo.

VIIa.- Márgenes y asimetría

Para estudiar la relación entre márgenes y asimetría, la ecuación (3) es modificada para permitir coeficientes diferentes para estaciones de servicio con márgenes altos y para estaciones de servicio con márgenes bajos. Para ello, las estaciones de servicio son agrupadas de acuerdo a dos criterios: En primer lugar, una estación de servicio es considerada de margen alto cuando su margen promedio a través del tiempo es mayor al margen promedio total de la muestra. En particular, definamos la variable mg_s como el margen promedio en el tiempo para la estación de servicio s ; es decir, $mg_s = \sum_t (R_{s,t} - W_t) / T$ y definamos la variable mg como el margen promedio total; es

decir, $mg = \sum_n \sum_t (R_{s,t} - W_t) / TN$. Entonces, una estación de servicio pertenece al grupo de estaciones con márgenes altos cuando $mg_s > mg$.

La segunda forma de dividir la muestra en términos de márgenes altos y bajos es utilizando los residuos de la ecuación de largo plazo. Dado que la relación de largo plazo entre $R_{s,t}$ y W_t está explícita en el modelo, ésta puede ser usada como una referencia para determinar los períodos de márgenes altos y bajos. Todo periodo en el cual $R_{s,t-1}$ está por sobre su equilibrio de largo plazo es considerado como un período en que la estación s está obteniendo un margen alto, en caso contrario, se considera que la estación s está en un periodo de bajo margen.

La diferencia entre ambos métodos para dividir la muestra es que en el segundo caso, se asume que el grupo al cual una estación de servicio es asignada depende del margen de esa estación en el periodo t en relación al margen de largo plazo de esa estación también en el periodo t . Esto es, cada estación de servicio se compara con respecto a sí misma en el tiempo y, por lo tanto, ésta puede cambiar su clasificación periodo a periodo³¹.

Los resultados para el estimador de efectos fijos para ambos casos se presentan en las Tablas A3.1 y A3.2 del Anexo 3. La Tabla 5 contiene los tests de Wald correspondientes a las hipótesis nulas de interés para el caso en el cual una estación de servicio es considerada de alto margen cuando $mg_s > mg$. Los elementos de la diagonal contienen el valor del test de Wald para la hipótesis nula de igualdad de coeficientes frente a alzas y bajas para estaciones de servicio con márgenes altos y bajos. Como se observa en la Tabla 5, esta hipótesis se rechaza, corroborando la existencia de asimetría para estaciones de servicio con márgenes altos y bajos.

³¹ Similares resultados son obtenidos cuando la estación de servicio s en el periodo t es considerada de margen alto si su margen efectivo en t es mayor a mg_s y vice-versa.

A continuación consideramos la posibilidad de comportamiento heterogéneo entre estos dos tipos de estación de servicio. El valor del test de Wald para la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales frente a un alza en el costo para estaciones de servicio con margen alto y bajo corresponde al valor que está por sobre la diagonal. Por su lado, el valor del test de Wald para la hipótesis nula de que los coeficientes frente a una baja en el costo son iguales para estaciones de servicio de margen alto y bajo corresponde al valor que está por debajo de la diagonal.

Tabla N° 5
Contraste de Simetría entre Estaciones de Servicio de márgenes altos y bajos

Aumentos\Descensos	Margen Alto	Margen Bajo
Margen Alto	37.37*	1.10
Margen Bajo	0.32	7.35*

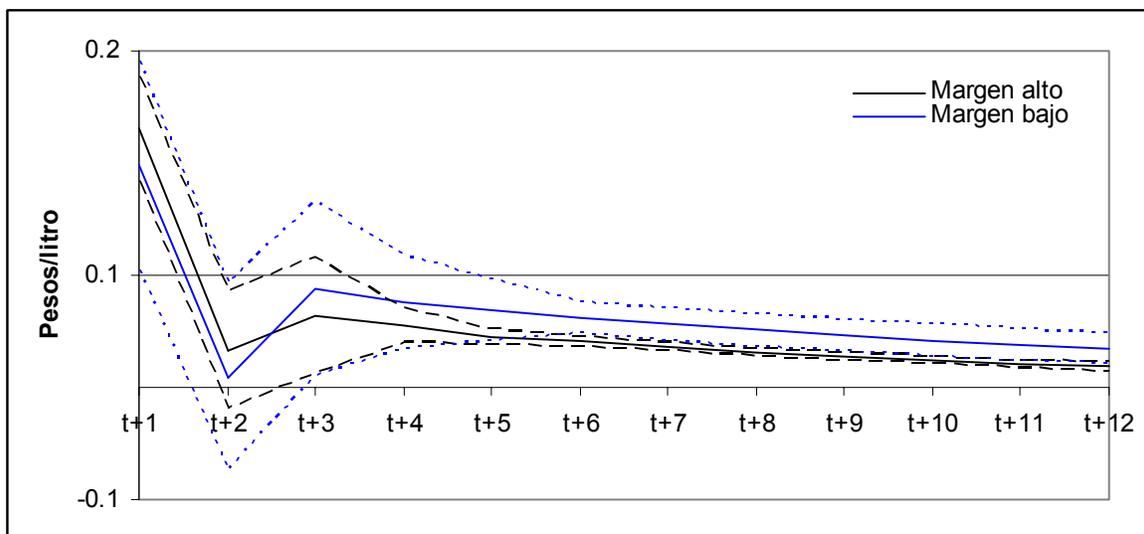
* Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 95% confianza

** Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 90% confianza

Ambos resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de comportamiento homogéneo para estaciones de servicio con márgenes altos y bajos, con un 5% de confianza.

El gráfico 7 muestra las diferencias entre las funciones acumulativas de ajuste para aumentos y descensos para estaciones de servicio con márgenes altos y bajos y sus respectivos intervalos de confianza al 95%. Del gráfico se desprende que hasta la 5ta semana después de ocurrido el cambio en el precio de refinería, el comportamiento de ambos tipo de estaciones de servicio es estadísticamente igual corroborando lo encontrado a través del los tests de Wald. Sin embargo, a partir de la quinta semana las diferencias en las funciones acumulativas de ajuste son estadísticamente diferentes y muestran que las estaciones de servicio con márgenes bajos tiene un comportamiento más asimétrico que aquellas con márgenes altos. En todo caso, estas diferencias son en valor muy pequeñas y representan un porcentaje muy pequeño del margen promedio.

Gráfico 7
Diferencias en las Funciones Acumulativas de Ajuste para
Est. de Servicio con márgenes altos y bajos



La Tabla 6 contiene las hipótesis nulas de interés para el caso en el cual el residuo de la ecuación de largo plazo determina si una estación de servicio en un determinado período está pasando por un periodo transitorio donde el margen es inusualmente alto o bajo. Al igual que en el caso anterior, los elementos de la diagonal contienen el valor del test de Wald para la hipótesis nula de igualdad de coeficientes frente a alzas y bajas para periodos con márgenes altos y bajos. También aquí consideramos heterogeneidad entre estaciones de servicios con márgenes transitoriamente altos o bajos.

El valor del test de Wald para la hipótesis nula que los coeficientes son iguales frente a un alza en el costo para periodos con márgenes transitoriamente altos y bajos corresponde al valor que está por sobre la diagonal. El valor del test de Wald para la hipótesis nula que los coeficientes frente a una baja en el costo son iguales para periodos con márgenes transitoriamente altos y bajos corresponde al valor que está por debajo de la diagonal.

Tabla N° 6
Contraste de Simetría entre E. de Servicio de margen transitoriamente alto y bajo

Descensos\Aumentos	Margen Transitor. Alto	Margen Transitor. Bajo
Margen Transitoriamente Alto	28.78*	2.35**
Margen Transitoriamente Bajo	3.11*	9.93*

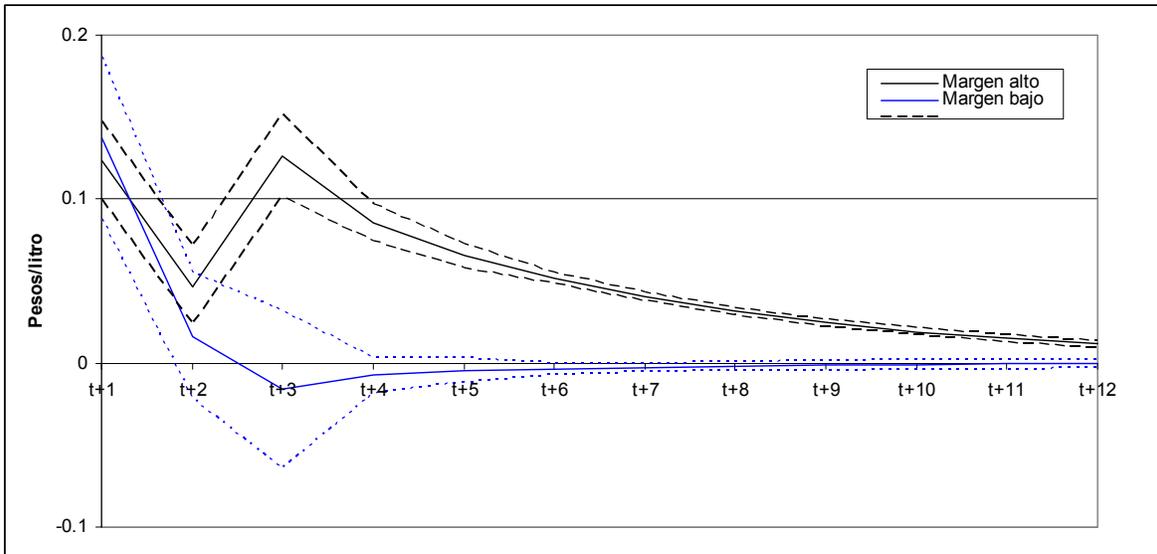
*Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 95% confianza

**Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 90% confianza

Los tests de simetría corroboran la existencia de asimetría tanto en períodos de márgenes bajos como en períodos de márgenes altos. Además hay evidencia de que ambos tipos de estaciones de servicio se comportan de forma distinta cuando cae el precio en Concón; la evidencia es más débil para el caso de los aumentos del precio en refinería. Lo anterior sugiere que si bien ambos tipos de estación de servicio traspasan más las alzas que las bajas –de todos modos la diferencia es pequeña, en el mismo rango que lo encontrado anteriormente-, la magnitud de la asimetría difiere y ello se debe principalmente a cuánto traspasan las bajas en el precio en Concón.

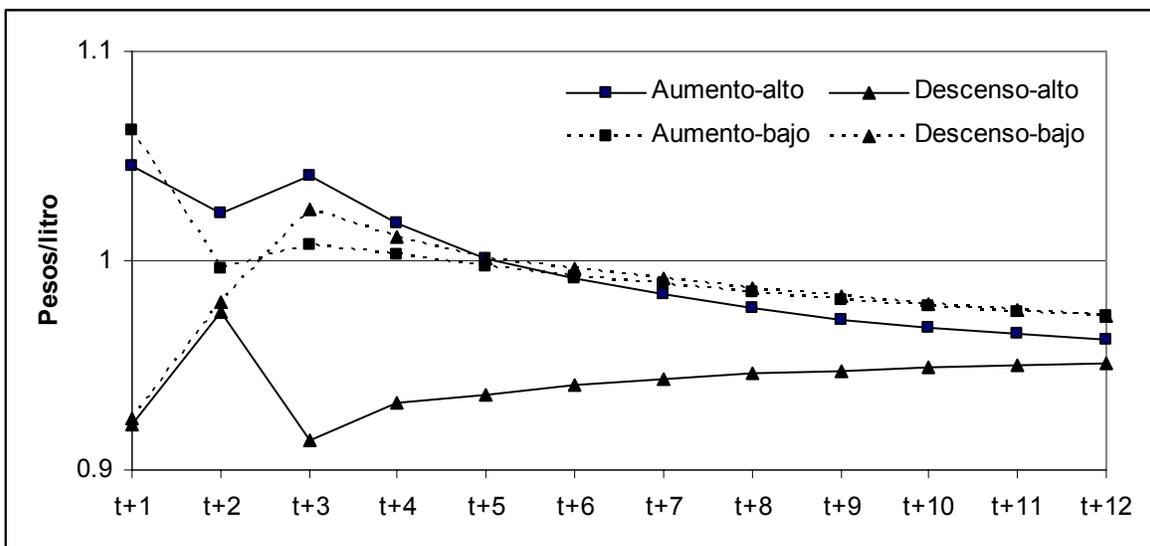
El Gráfico 8 muestra las diferencias entre las funciones acumulativas de ajuste para estaciones de servicio atravesando periodos de márgenes altos y bajos y sus respectivos intervalos de confianza al 95%. Del gráfico se desprende que en la semana inmediatamente después de ocurrido un cambio en el precio en la refinería, la diferencia de asimetría no es significativa pues el intervalo de confianza para periodos de márgenes altos contiene el intervalo análogo para periodos de márgenes bajos. Esta situación se revierte a partir de la segunda semana y sobre todo en la tercera semana. La asimetría no es estadísticamente diferente de cero para periodos de márgenes bajos, pero sí lo es para aquellas estaciones de servicio que atraviesan por períodos de márgenes altos. De esto se desprende que la asimetría es mayor y el ajuste es más lento en periodos de márgenes altos en relación a periodos de márgenes bajos.

Gráfico 8
Diferencia en las Funciones acumulativas de ajuste para períodos de márgenes altos y bajos



Para aclarar este resultado es útil graficar por separado las funciones acumulativas de ajustes para aumentos y descensos para períodos de márgenes altos y bajos.

Gráfico 9
Funciones acumulativas de ajuste para períodos de márgenes altos y bajos



El Gráfico 9 muestra claramente que los precios se ajustan en menor cantidad a los descensos en los costos en periodos de márgenes altos.

Diferenciación por marca

En el mercado de gasolinas de Santiago compiten cinco distribuidoras mayoristas de diversos tamaños (ver sección 2). Con el fin de estudiar si la asimetría difiere según la marca de la estación de servicio, se estimó la relación de largo plazo (2) y la ecuación (3) permitiendo heterogeneidad en los coeficientes para las distintas marcas. En otras palabras, se permitió una relación de largo plazo y un ajuste de corto plazo diferente para cada marca mayorista. Al igual que en los casos anteriores se utilizó el estimador de efectos fijos. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la Tabla A3.3 del Anexo 3.

La Tabla 7 contiene los tests de Wald para las hipótesis nulas de interés. Los elementos de la diagonal contienen el valor del test de Wald para la hipótesis nula de igualdad de coeficientes frente a alzas y bajas para cada marca. Los valores para los tests de Wald para la hipótesis nula de que frente a un *alza* en el costo los coeficientes son iguales, para las dos marcas involucradas en el casillero correspondiente están ubicados por sobre la diagonal. Los valores para los tests de Wald para la hipótesis nula de que los coeficientes frente a una *caída* en el costo los coeficientes son iguales, para las dos marcas involucradas en el casillero correspondiente están ubicados por debajo la diagonal. Por ejemplo, el valor 0.19 corresponde al test de Wald para igualdad de los coeficientes entre la marca Shell y Copec frente a un alza del precio en refinería, mientras que el valor 0.23 corresponde al test análogo frente a una caída del precio en refinería.

Tabla N° 7
Contraste de Simetría entre Estaciones de Servicio de distintas Marcas

Aumentos\Descensos	Copec	Shell	YPF	JLC	Esso
Copec	18.17*	0.19	0.53	0.88	0.02
Shell	0.23	16.47*	0.41	0.98	0.15
YPF	0.14	0.42	7.94*	1.27	0.54
JLC	0.85	0.69	0.87	2.15**	0.80
Esso	0.14	0.26	0.06	0.69	7.27*

*Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 95% confianza

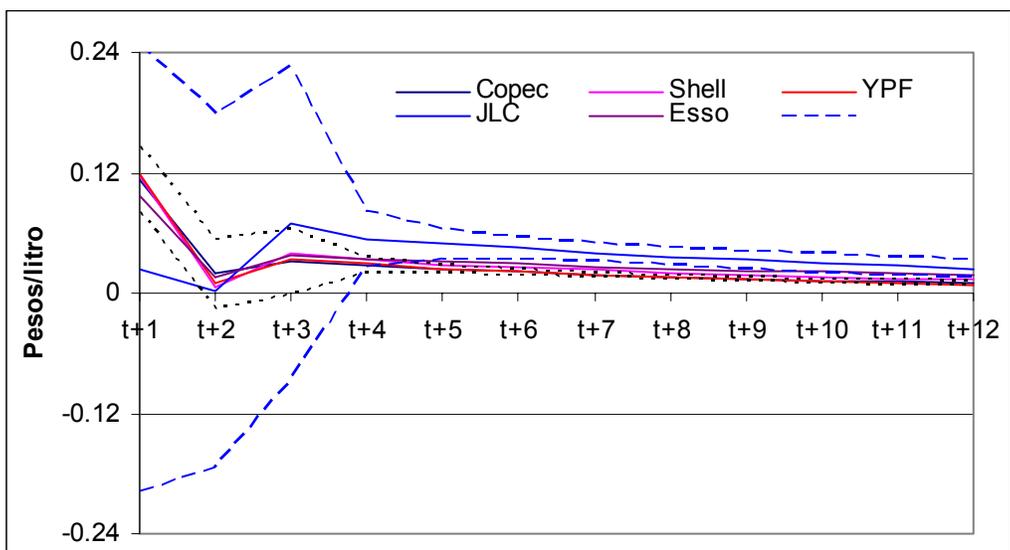
**Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 90% confianza

De la tabla 7 se desprende que la hipótesis nula de simetría para cada marca excepto JLC es rechazada con un 95% confianza, y para JLC es rechazada con un 90% de confianza. Es decir, existe evidencia en favor de un patrón de ajuste asimétrico para cada distribuidor minorista³², lo cual corrobora los resultados obtenidos en la sección V. Además la tabla 7 acepta la hipótesis nula de igualdad de homogeneidad en el comportamiento de las diferentes marcas. Esto implica, por ejemplo, que el comportamiento seguido por las estaciones de servicio de marca Copec es estadísticamente igual a aquel adoptado por las estaciones de servicio de marca JLC, Esso, Shell e YPF, tanto frente a alzas como bajas del precio en refinería. En consecuencia, no hay diferencia entre distribuidores mayoristas o marcas, en cuanto al patrón de ajuste de precio frente a cambios en el costo.

El Gráfico 10 muestra la diferencia entre las funciones acumulativas de ajuste para aumentos de costo y para disminuciones de costos para cada una de las marcas, y el intervalo de confianza para Copec. En el gráfico queda claro que Copec, Esso, Shell e YPF ajustan sus precios en forma asimétrica y que siguen políticas de precios similares e idénticas al comportamiento promedio (ver gráfico 2). Para el caso de JLC, su función acumulativa de ajuste sugiere que su dinámica de ajuste de precios podría ser algo diferente a la adoptada por las otras compañías. Sin embargo, el intervalo confianza para JLC, al igual que los tests de Wald, muestra que las diferencias no son significativas.

³² Para el caso de JLC la hipótesis nula se rechaza con un menor nivel de confianza. Esto se debe a que JLC posee una sola estación de servicio y por ende sus coeficientes están estimados con mayor nivel de error.

Gráfico 10
Diferencia en las Funciones Acumulativas de Ajuste por marca



Estos resultados implican que la diferenciación por marca, es un determinante menos importante del patrón de ajuste de precios, que la dirección del cambio en el costo.

Diferenciación por zona geográfica

Con el objetivo de analizar si existen diferencias en el patrón de ajuste de precio a través de las diversas zonas de Santiago, la ecuación (3) se adaptó para permitir que los coeficientes variaran dependiendo de la localización de la respectiva estación de servicio. En particular, se dividió a la ciudad de Santiago en cinco zonas geográficas: Norte, Sur, Centro, Poniente y Oriente. Cada zona se separó a su vez en dos cuando la distribución de las estaciones de servicio de la muestra utilizada dentro de una zona geográfica así lo ameritaba. El criterio utilizado para ello fue la existencia de 4 o más estaciones de servicio presentes en la muestra en una misma calle o la aglomeración de 4 o más estaciones de servicio en un área geográfica determinada en forma ad-hoc basada en el conocimiento de los autores de la ciudad (por ejemplo las estaciones de servicios que están ubicadas en la cercanía de la Quinta Normal). Esto ocurrió en todas las zonas a excepción de la zona Oriente. En cada una de las otras cuatro zonas, las estaciones de servicio en la muestra satisfacen al menos uno de los criterios ya mencionados. Es útil recordar que la estación de servicio de JLC

pertenece a la zona llamada Poniente 2, y que esta zona y la zona llamada Centro 2 son aledañas.

La Tabla 8 contiene las hipótesis nulas de interés. Los elementos de la diagonal contienen el valor de los tests de Wald para la hipótesis nula de igualdad de coeficientes frente a alzas y bajas en cada área geográfica. Los valores de los tests de Wald que están por sobre la diagonal, corresponden a la hipótesis nula de que, frente a un *alza* en el costo, los coeficientes son iguales para las zonas involucradas en el casillero correspondiente. Los valores de los tests de Wald que están ubicados por debajo de la diagonal, corresponden a la hipótesis nula de que, frente a una *baja* en el costo, los coeficientes son iguales en las zonas involucradas en el casillero correspondiente. Así, por ejemplo, el valor 2.02 muestra que la hipótesis nula de igualdad de coeficiente frente a una caída en el precio en refinería entre la zona Oriente y la zona Poniente 2 se rechaza con un 90% de confianza. Mientras que el valor 2.77 muestra que la hipótesis nula de igualdad de coeficiente frente a un alza en el precio en refinería entre la zona Norte 2 y la zona Poniente 2 se rechaza con un 95% de confianza.

Tabla N° 8
Tests de Simetría entre Est. de Servicio en distintas zonas de Santiago de Chile

Aumentos\ Descensos	Centro 1	Centro 2	Norte 1	Norte 2	Oriente	Poniente 1	Poniente 2	Sur 1	Sur 2
Centro 1	11.98*	1.46	0.29	0.93	1.29	1.1	1.43	0.2	0.16
Centro 2	1.18	260.72*	1.31	1.30	1.49	1.1	1.44	1.15	1.24
Norte 1	0.65	1.07	12.71*	0.86	0.06	0.32	0.86	0.11	0.34
Norte 2	1.32	2.13**	0.46	231.87*	1.86	2.05**	2.77*	0.52	0.31
Oriente	0.97	1.92	0.22	0.76	16.73*	0.25	0.81	0.68	1.53
Poniente 1	0.67	2.48**	0.58	0.63	0.88	379.04*	0.4	0.86	1.59
Poniente 2	0.84	0.26	1.20	1.86	2.02**	1.58	8.93*	1.45	1.91
Sur 1	0.28	0.70	0.04	0.57	0.11	0.44	0.88	300.98*	0.14
Sur 2	0.37	1.13	0.05	0.31	0.02	0.31	1.13	0.05	287.75*

*Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 95% confianza

**Se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes con un 90% confianza

De los tests de Wald en la tabla 8 se desprende que la hipótesis nula de simetría es rechazada con un 95% de confianza en cada zona geográfica por separado. Es decir, existe evidencia en favor de un patrón de ajuste asimétrico para cada zona, corroborando los

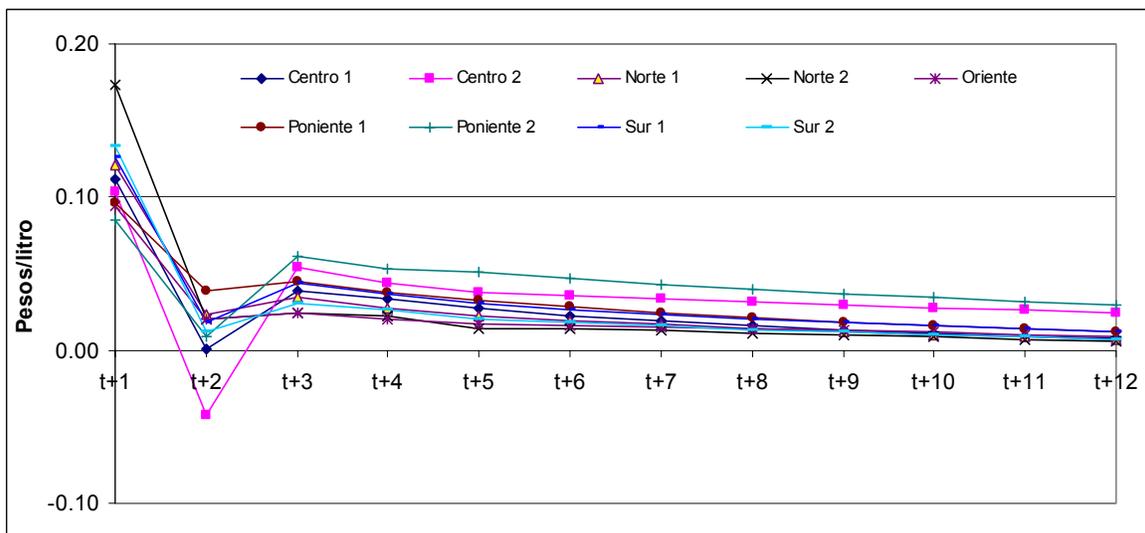
resultados obtenidos hasta ahora. Más aún, los resultados muestran que no existen diferencias estadísticas entre la mayoría de las zonas.³³ Es decir, los coeficientes para las alzas (caídas) en la zona i son estadísticamente iguales a aquellos de la zona j . No obstante, existen algunas diferencias. En particular, la zona Poniente 2 es diferente a la zona Oriente frente a los descensos. La zona Norte 2 se comporta diferente a la zona Centro 2 para disminuciones en el precio en refinería y también lo hace en relación a las zonas Poniente 1 y 2 para los aumentos de costos. Además, la zona Poniente 1 se comporta de manera diferente a la zona Centro 2 cuando el precio en refinería disminuye.

En el Gráfico 11 se muestra la diferencia entre las funciones acumulativas de ajuste para aumentos y descensos de costos para cada una de las zonas geográficas. De este gráfico se desprende que todas las zonas responden con un ajuste mayor cuando enfrentan un aumento de costos que cuando enfrentan un descenso de estos durante la primera semana³⁴. Sin embargo, esta tendencia es revertida para la segunda semana para todas las zonas, unas en mayor y otras en menor magnitud. A partir de la 3ra semana todas las zonas comienzan un ajuste gradual hacia el equilibrio de largo plazo que es alcanzado alrededor de 20 semanas después de que ocurrió el cambio en el precio en refinería. En el gráfico se aprecia también que el comportamiento de la zona Poniente 2, Norte 2 y Centro 2 son algo diferente del comportamiento de las otras zonas. Esto es consistente con lo encontrado por medio de los tests de Wald, dado que las diferencias entre coeficientes sólo involucran estas zonas.

³³ La ausencia de diferencias entre zonas se refiere al patrón asimétrico y no al nivel de precios, que sí difiere.

³⁴ Los intervalos de confianza corroboran los resultados encontrados con el test de Wald y están disponibles a petición.

Gráfico 11
Diferencias en las Funciones Acumulativas de Ajuste por zona de la ciudad



Lo más destacable del gráfico 11 es el comportamiento de las zonas Poniente 2 y Centro 2, ambas zonas aledañas. En efecto, observe que la primera tiene la menor diferencia la primera semana pero la mayor de todas a contar de la tercera semana, mientras que la zona Centro 2 tiene la menor diferencia la segunda semana—de hecho la diferencia es negativa en esa semana—y a partir de la tercera semana tiene la segunda diferencia más alta. Esto sugiere que JLC podría tener algún efecto sobre el patrón de ajuste encontrado en estas zonas.

Estos resultados implican que el patrón asimétrico que hemos encontrado no distingue entre zonas geográficas de Santiago.

VII. Comentarios Finales y Conclusiones

En este artículo se estudió la presencia del fenómeno de cohetes y plumas para el mercado de Santiago para la relación entre el precio cobrado por Enap en la refinería de Concón y el precio de la gasolina de 93 octanos cobrado por las estaciones de servicio de Santiago. Los resultados muestran que el fenómeno de cohetes y plumas está presente; es decir, el precio cobrado a los consumidores finales responde en una mayor cuantía a los aumentos de

costos que frente a los descensos en éstos. Esta asimetría, sin embargo, se traduce en un costo pequeño para los consumidores finales.

Sorprendentemente, las características de la estructura de mercado para los cuales existe información no afectan la asimetría existente. En particular, ni los márgenes, ni la diferenciación por marca ni por zona geográfica hacen una diferencia.

Dado que existe asimetría y las características del mercado para las cuales existe información no logran explicarla, es útil terminar con una breve discusión acerca de las posibles justificaciones teóricas para su existencia. Básicamente, hay tres explicaciones posibles para los resultados encontrados: (i) lealtad de marca, (ii) colusión implícita, y (iii) costos de búsqueda con precios referenciales (Lewis, 2003)³⁵.

Klemperer (1987) desarrolla un modelo en el cual la lealtad de los consumidores se origina en los costos que éstos sufren al cambiarse de una marca a otra. Esa lealtad lleva a las firmas a elegir precios tomando en cuenta su efecto sobre su demanda futura. Supongamos que existen costos de cambiarse de una marca a otra que lleva a los consumidores a comprar en el período siguiente en la misma estación de servicio que compraron en el último período. En este caso, si las estaciones de servicio esperan que el precio en refinería suba la próxima semana, las empresas tendrán menos incentivos a atraer compradores hoy día, dado que una venta en el período siguiente es menos rentable. Esto resulta en precios mayores, y por lo tanto márgenes mayores, en el período actual que en el siguiente. Es decir, los márgenes deberían aumentar con el costo esperado para el siguiente periodo, aparte del efecto que pueda tener el costo de este período.

La teoría de la colusión implícita ha sido desarrollada por Haltiwanger y Harrington (1991). La idea es que si los cambios en los precios de los insumos resultan en cambios predecibles

³⁵ Existe una cuarta alternativa que es la teoría de inventarios en presencia de competencia imperfecta. Sin embargo, como argumenta Borenstein et al. (1997) y Borenstein y Shepard (1996, 2002) esta teoría es poco aplicable para las estaciones de servicio dado que los inventarios mantenidos por ellas son muy pequeños. Esta teoría es aplicable a la relación entre el precio cobrado en refinería y los mayoristas cuando estos últimos tienen capacidades importantes de almacenamiento. Dado el alto nivel de integración vertical para el caso chileno, la teoría de inventarios podría ser relevante. No obstante, la predicción de esta teoría es la misma que la obtenida de la teoría de lealtad de marca desarrollado por Klemperer (1987) y expuesta en el texto.

en los costos marginales, entonces los márgenes en el período corriente disminuirán con los aumentos esperados en los costos. Supongamos que la demanda está constante y el costo marginal es constante. Si se espera que los precios en refinería del periodo siguiente aumenten, los aumentos en el costo marginal esperado harán que las ganancias esperadas provenientes de la colusión serán menores. Esto reducirá el castigo potencial de desviarse del acuerdo colusivo y, por lo tanto, la colusión es más difícil de auto-sustentarse. Esto implica que manteniendo el costo marginal actual constante, aumentos esperados en los costos marginales tendrán un efecto negativo en los márgenes actuales.

Estas dos teorías tienen predicciones opuestas. La lealtad de marca implica que, para una demanda constante, el margen en el periodo actual aumenta con el costo esperado del insumo para el próximo periodo, mientras que la teoría de la colusión implícita implica lo contrario.

Por último, la teoría de costos de búsqueda con precios referenciales predice que los consumidores buscan menos cuando observan que el precio cae por debajo del precio de referencia que cada uno tiene, el cual corresponde al precio pagado la última vez que se adquirió el bien. Esto, a su vez, permite a las empresas marginar más por medio de ajustar sus precios más lentamente en periodos de costos decrecientes en el tiempo. En resumen, los ajustes deberían ser lentos y asimétricos en periodos de márgenes altos (costos decrecientes en el tiempo) y rápidos y simétricos en periodos de márgenes bajos (costos crecientes en el tiempo). La evidencia encontrada de este estudio sugiere que esta teoría puede ser relevante. Sin embargo, la información disponible no permite todavía llevar a cabo un test acabado de esta teoría y menos identificar cual de las tres teorías es la más relevante para el caso de la ciudad de Santiago.

Referencias

- Asplund, M., R. Eriksson y R. Friberg (1997) "Price Adjustments By A Gasoline Retail Chain" *Working Paper Series in Economics and Finance 194* Stockholm School of Economics.
- Bachmeier, L.J. y J.M. Griffin (2002) "New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses" *The Review of Economics and Statistics*, vol.85, No.3, pp. 772-776
- Bacon, R. W. (1991) "Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes". *Energy Economics*, vol.13, No. 3, pp.211- 218.
- Balke, N.S., S.P. Brown y M.K. Yücel (1998) "Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?" Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic and Financial Review*, First Quarterly, pp. 2 –11.
- Benabou, R. y R. Gertner (1993) "Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Mark-ups? *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No.1, pp: 69-94.
- Bettendorf, L., S. A. Van der Geest y M. Varkevisser (2003) "Price Asymmetry in the Dutch Retail Gasoline Market" *Energy Economics*, vol. 25, No. 6, pp: 669-689.
- Borenstein, S., C. Cameron y R. Gilbert (1997) "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Oil Prices?" *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, No.1, pp. 305 – 39.
- Borenstein, S., C. Cameron y R. Gilbert (1997) "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Oil Prices?" *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, No.1, pp. 305 – 39.
- Borenstein, S. y A. Shephard (2002) "Sticky Prices, Inventories, and Market Power in Wholesale Gasoline Markets" *Rand Journal of Economics*, vol.33, No.1, pp. 116-139.
- Borenstein, S. y A. Shephard (1996) "Dynamic Pricing in Retail Gasoline Markets" *Rand Journal of Economics*, vol.27, No.3, pp. 429-451.
- Brown, S. P. y M.K. Yücel (2000) "Gasoline and Oil Prices: Why the Asymmetry?" Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic and Financial Review*, *Economic Review*, Third Quarter, pp. 23 –29.
- Deltas, G (2004)"Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power" Illinois Discussion Working Paper.

- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Test Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, vol. 49, No.4, pp. 1057-1072.
- Duffy-Deno, K. (1996) "Retail Price Asymmetries in Local Gasoline Markets". *Energy Economics*, vol. 18, No.1-2, pp. 81-92.
- Empresa Nacional de Petróleo (2002) *Memoria Anual*. Santiago, Chile.
- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons. Inc.
- Engle, R.F. y Yoo, B.S. "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems" *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 143-159.
- Geweke, J. (2004) "Issues in the "Rockets and Feathers" in the Gasoline Price Literature" Report to Federal Trade Commission. www.ftc.gov/bc/gasconf/comments2/geweke2.pdf
- Ginsburgh, V. y P. Michel (1988) "Adjustment Costs, Concentration and Price Behavior" *The Journal of Industrial Economics*, vol. 36, No.4, pp. 477-481.
- Godby, R., A.M. Lintner, T. Stengos y B. Wandschneider (2000) "Testing For Asymmetric Pricing in The Canadian Retail Gasoline Market" *Energy Economics*, vol. 22, No. 3, pp: 349-368.
- Green, E. J. y R. H. Porter (1984) "Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information" *Econometrica*, vol. 52, No. 1, pp: 87-100
- Greene, W. (1999) *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 4th edition.
- Haltiwanger y Harrington (1991) "The Impact of cyclical movements on collusive behavior" *Rand Journal of Economics*, vol.22, No.1, pp. 89-106.
- Johnson, R. N. (2002) "Search Costs, Lags and Prices at the Pump" *Review of Industrial Organization*, vol. 20, No. 1, pp: 33-50.
- Kirchgässner, G. y K. Kübler (1992) "Symmetric or Asymmetric Price Adjustment in the Oil Market". *Energy Economics*, vol.14, No.3, pp. 171-185.
- Klemperer, P. (1987) "The Competitiveness of Markets with Switching Costs" *Rand Journal of Economics*, vol.18, No.1, pp. 137-150.
- Lewis, M. (2004) "Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market" *Working Paper CPC04-047* Competition Policy Center, Universidad de California, Berkeley.

- Neumark, D. y S. A. Sharpe (1992) “Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, No.2, pp. 657-680.
- Peltzman, S. (2000) “Prices Rise Faster Than They Fall” *Journal of Political Economy* vol. 108, No.3, pp. 466–502.
- Pesaran M.H., y Smith, R. (1995) “Estimating long-run relationships form dynamic heterogeneous panels” *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 79-113.
- Tribunal de la Defensa de la Libre Competencia, Sentencia N 2 del 10/06/2004.
- Verlinda, J. A., (2005) “Price-response Asymmetry and Spatial Differentiation in Local Retail Gasoline Markets” Working Paper-University of California Irvine.
- Worthington, P. (1989) “On the Distinction Between Structure and Conduct: Adjustment Costs, Concentration and Price Behavior” *The Journal of Industrial Economics*, vol. 38, No.2, pp. 235-238.

Anexo 1

Funciones Acumulativas de Ajuste

En este anexo se deriva la respuesta acumulada en el precio aguas abajo en el periodo i ante un cambio en los precios aguas arriba en un modelo asimétrico de corrección de error.³⁶ Esta derivación se realiza para el modelo estimado en la ecuación (3).

$$\frac{\partial \Delta R^s_t}{\partial \Delta W_t} = B^s_t = \beta^s_0$$

$$\frac{\partial \Delta R^s_{t+1}}{\partial \Delta W_t} = B^s_{t+1} = \tilde{\beta}^s_1 + \tilde{\gamma}^s_1 * B^s_t + \lambda * (B^s_t - \theta_s)$$

$$\frac{\partial \Delta R^s_{t+2}}{\partial \Delta W_t} = B^s_{t+2} = \tilde{\beta}^s_2 + \tilde{\gamma}^s_1 * B^s_{t+1} + \tilde{\gamma}^s_2 * B^s_t + \lambda * (B^s_t + B^s_{t+1} - \theta_s)$$

.

.

.

$$\frac{\partial \Delta R^s_{t+i}}{\partial \Delta W_t} = B^s_{t+i} = \tilde{\beta}^s_i + \sum_{j=1}^i \tilde{\gamma}^s_{i+1-j} * B^s_{t+j-1} + \lambda_s * \left(\sum_{j=1}^i B^s_{t+j-1} - \theta_s \right)$$

Si el rezago n constituye el último, el ajuste en el periodo $n+1$ es únicamente el efecto del término de corrección de error.

$$\frac{\partial \Delta R^s_{t+n+1}}{\partial \Delta W_t} = \lambda * \left(\sum_{j=1}^i B^s_{t+j-1} - \theta_s \right)$$

³⁶ La derivación de la respuesta del precio aguas abajo ante un descenso es equivalente.

Anexo 2

Tabla A2.1
Prueba t para medias de dos muestras emparejadas

	Precio USGC		Precio Concón		Precio Consumidor	
	Gas 93	Gas 97	Gas 93	Gas 97	Gas 93	Gas 97
Media	146.342	155.231	172.902	182.398	220.504	227.018
Varianza	1001.085	1102.468	1093.844	1203.434	1449.851	1498.947
Coefficiente de correlación de Pearson	0.995		0.995		0.995	
Diferencia hipotética de las medias	0		0		0	
Estadístico t	-33.835		-33.757		-47.115	
P(T<=t) dos colas	0.000		0.000		0.000	
Valor crítico de t (dos colas) al 5%	1.973		1.973		1.973	
Estadístico F	0.908		0.909		0.967	
Valor Crítico Inferior	0.751		0.751		0.751	
Valor Crítico Superior	1.331		1.331		1.331	
p-Value	0.508		0.512		0.819	

Nota: Nivel de significancia del 5%

Tabla A2.2
Contraste de raíz unitaria y co-integración

Raíz Unitaria	Coefficiente	t	t*	p > t
Variable Precio Consumidor				
Levin-Lin-Chu	-0.17435	-17.997	0.17468	0.5693
Im-Pesaran-Shin		-29.779		0.0000
Fisher				0.8646
Hadri				
Homocedasticidad				0.0000
Heterocedasticidad				0.0000
Autocorrelación residual				0.0000
Variable Precio Concón				
DF		-1.6820	-2.8850	
PP		-2.0450	-2.8850	
Elliott-Rothenberg-Stock				
Rezago Optimo				
Ng-Perron (3)		-3.367	-3.483	
AIC (1)/SC (1)		-3.004	-3.483	
Cointegración				
Kao	0.8209	-28.4860	-22.7654	0.0000
Nyblom-Harvey				
Asumiendo errores IID RW		24.3623	10.0321	0.0000
Con ajuste no parametrico para la var. de largo plazo (3 rezagos)		44.3496		0.0000

Anexo 3
Regresiones para Estaciones de Servicio Heterogéneas

Tabla A3.1
Variable dependiente: cambio en precio minorista
Por estación de servicio con márgenes altos y bajos

Variable	Coefficientes- margen alto	Error Estándar	Coefficientes- margen bajo	Error Estándar
T	0.1590	0.0020	0.1590	0.0020
W	0.9547	0.0023	0.9519	0.0045
C	36.5405	0.2960	36.5405	0.2960
e_{t-1}	-0.1920	0.0140	-0.1166	0.0162
ΔWI_t	1.0469	0.0066	1.0264	0.0131
ΔWD_t	0.9316	0.0084	0.9271	0.0162
ΔWI_{t-1}	0.1215	0.0298	0.0795	0.0361
ΔWD_{t-1}	0.0866	0.0407	0.1079	0.0527
ΔWI_{t-2}	0.1084	0.0249	0.0907	0.0298
ΔWD_{t-2}	0.0001	0.0358	-0.0457	0.0353
ΔRPI_{t-1}	-0.1382	0.0261	-0.0993	0.0322
ΔRPD_{t-1}	-0.0359	0.0391	-0.0509	0.0513
ΔRPI_{t-2}	-0.0899	0.0228	-0.0807	0.0279
ΔRPD_{t-2}	0.0038	0.0364	0.0213	0.0345

Tabla A3.2
Variable dependiente: cambio en precio minorista
Por periodos de márgenes altos y bajos

Variable	Coefficientes- margen alto	Error Estándar	Coefficientes- margen bajo	Error Estándar
T	0.1590	0.0020	0.1590	0.0020
W	0.9538	0.0016	0.9538	0.0016
C	36.5405	0.2999	36.5405	0.2999
e_{t-1}	-0.2682	0.0202	-0.1302	0.0180
ΔWI_t	1.0454	0.0073	1.0622	0.0107
ΔWD_t	0.9218	0.0077	0.9245	0.0193
ΔWI_{t-1}	0.0786	0.0326	0.0901	0.0349
ΔWD_{t-1}	0.1571	0.0418	0.0680	0.0527
ΔWI_{t-2}	0.1342	0.0279	0.0725	0.0254
ΔWD_{t-2}	-0.0549	0.0217	0.1030	0.0524
ΔRPI_{t-1}	-0.0737	0.0301	-0.1334	0.0298
ΔRPD_{t-1}	-0.1215	0.0426	-0.0175	0.0481
ΔRPI_{t-2}	-0.0951	0.0254	-0.0605	0.0248
ΔRPD_{t-2}	0.0063	0.0235	-0.0591	0.0476

Tabla A3.3
Variable dependiente: cambio en precio minorista (Por marca)

Variable	Coeficiente	Error Estándar
T	0.1590	0.0020
Copec-W	0.9593	0.0028
Shell-W	0.9482	0.0043
YPF-W	0.9561	0.0028
JLC-W	0.9521	0.0019
Esso-W	0.9471	0.0054
C	36.5405	0.2871
Copec - e_{t-1}	-0.1652	0.0186
Shell - e_{t-1}	-0.1490	0.0203
YPF - e_{t-1}	-0.1904	0.0325
JLC - e_{t-1}	-0.1066	0.0403
Esso - e_{t-1}	-0.1152	0.0242
Copec- ΔWI_t	1.0417	0.0095
Copec - ΔWD_t	0.9283	0.0117
Copec- ΔWI_{t-1}	0.1047	0.0253
Copec - ΔWD_{t-1}	0.1040	0.0341
Copec- ΔWI_{t-2}	0.0936	0.0202
Copec - ΔWD_{t-2}	-0.0019	0.0287
Shell- ΔWI_t	1.0416	0.0107
Shell - ΔWD_t	0.9239	0.0145
Shell- ΔWI_{t-1}	0.0984	0.0242
Shell - ΔWD_{t-1}	0.1153	0.0347
Shell- ΔWI_{t-2}	0.1042	0.0214
Shell - ΔWD_{t-2}	-0.0078	0.0306
YPF- ΔWI_t	1.0631	0.0167
YPF - ΔWD_t	0.9432	0.0217
YPF- ΔWI_{t-1}	0.0886	0.0289
YPF - ΔWD_{t-1}	0.0984	0.0359
YPF- ΔWI_{t-2}	0.1037	0.0262
YPF - ΔWD_{t-2}	-0.0020	0.0321
JLC- ΔWI_t	0.9251	0.0745
JLC - ΔWD_t	0.9010	0.0755
JLC- ΔWI_{t-1}	0.1542	0.0574
JLC - ΔWD_{t-1}	0.1106	0.0531
JLC- ΔWI_{t-2}	0.0868	0.0493
JLC - ΔWD_{t-2}	-0.0606	0.0522
Esso- ΔWI_t	1.0376	0.0155
Esso - ΔWD_t	0.9394	0.0206
Esso- ΔWI_{t-1}	0.1060	0.0267
Esso - ΔWD_{t-1}	0.1021	0.0366
Esso- ΔWI_{t-2}	0.0933	0.0235
Esso - ΔWD_{t-2}	-0.0108	0.0305
ΔRPI_{t-1}	-0.1214	0.0207
ΔRPD_{t-1}	-0.0538	0.0324
ΔRPI_{t-2}	-0.0830	0.0176
ΔRPD_{t-2}	0.0012	0.0280

Tabla A3.4
Variable dependiente: cambio en precio minorista
Por zona geográfica

Variable	Coeficiente	Error Estándar
T	0.1590	0.0020
W-zona1	0.9596	0.0025
W-zona2	0.9228	0.0043
W-zona3	0.9591	0.0023
W-zona4	0.9510	0.0023
W-zona5	0.9523	0.0035
W-zona6	0.9553	0.0111
W-zona7	0.9490	0.0047
W-zona8	0.9615	0.0020
W-zona9	0.9645	0.0067
C	36.5405	0.2394
e_{t-1} - Zona1	-0.2212	0.0285
e_{t-1} - Zona2	-0.0983	0.0282
e_{t-1} - Zona3	-0.2252	0.0304
e_{t-1} - Zona4	-0.2471	0.0377
e_{t-1} - Zona5	-0.1721	0.0216
e_{t-1} - Zona6	-0.1715	0.0382
e_{t-1} - Zona7	-0.0881	0.0193
e_{t-1} - Zona8	-0.1812	0.0447
e_{t-1} - Zona9	-0.2142	0.0436
ΔWI_t - Zona1	1.0583	0.0120
ΔWD_t - Zona1	0.9465	0.0195
ΔWI_{t-1} - Zona1	0.0955	0.0251
ΔWD_{t-1} - Zona1	0.0666	0.0343
ΔWI_{t-2} - Zona1	0.1041	0.0235
ΔWD_{t-2} - Zona1	-0.0518	0.0294
ΔWI_t - Zona2	1.0138	0.0260
ΔWD_t - Zona2	0.9099	0.0305
ΔWI_{t-1} - Zona2	0.0826	0.0325
ΔWD_{t-1} - Zona2	0.1081	0.0364
ΔWI_{t-2} - Zona2	0.1429	0.0281
ΔWD_{t-2} - Zona2	-0.0614	0.0344
ΔWI_t - Zona3	1.0445	0.0195
ΔWD_t - Zona3	0.9239	0.0192
ΔWI_{t-1} - Zona3	0.1148	0.0352
ΔWD_{t-1} - Zona3	0.0702	0.0363
ΔWI_{t-2} - Zona3	0.1082	0.0261
ΔWD_{t-2} - Zona3	-0.0260	0.0311
ΔWI_t - Zona4	1.0840	0.0297
ΔWD_t - Zona4	0.9103	0.0242
ΔWI_{t-1} - Zona4	0.0657	0.0373
ΔWD_{t-1} - Zona4	0.0567	0.0369
ΔWI_{t-2} - Zona4	0.1342	0.0268
ΔWD_{t-2} - Zona4	0.0119	0.0430
ΔWI_t - Zona5	1.0353	0.0091
ΔWD_t - Zona5	0.9413	0.0144
ΔWI_{t-1} - Zona5	0.1211	0.0227
ΔWD_{t-1} - Zona5	0.0660	0.0350
ΔWI_{t-2} - Zona5	0.1061	0.0225

ΔWD_{t-2} - Zona5	-0.0206	0.0275
ΔWI_t - Zona6	1.0271	0.0146
ΔWD_t - Zona6	0.9312	0.0234
ΔWI_{t-1} - Zona6	0.1157	0.0245
ΔWD_{t-1} - Zona6	0.0447	0.0347
ΔWI_{t-2} - Zona6	0.0983	0.0259
ΔWD_{t-2} - Zona6	-0.0323	0.0300
ΔWI_t - Zona7	0.9893	0.0339
ΔWD_t - Zona7	0.9048	0.0360
ΔWI_{t-1} - Zona7	0.1335	0.0350
ΔWD_{t-1} - Zona7	0.0941	0.0405
ΔWI_{t-2} - Zona7	0.0929	0.0271
ΔWD_{t-2} - Zona7	-0.0778	0.0355
ΔWI_t - Zona8	1.0580	0.0163
ΔWD_t - Zona8	0.9321	0.0259
ΔWI_{t-1} - Zona8	0.1043	0.0287
ΔWD_{t-1} - Zona8	0.0734	0.0390
ΔWI_{t-2} - Zona8	0.1154	0.0296
ΔWD_{t-2} - Zona8	-0.0316	0.0342
ΔWI_t - Zona9	1.0664	0.0150
ΔWD_t - Zona9	0.9337	0.0298
ΔWI_{t-1} - Zona9	0.0889	0.0294
ΔWD_{t-1} - Zona9	0.0640	0.0383
ΔWI_{t-2} - Zona9	0.1157	0.0283
ΔWD_{t-2} - Zona9	-0.0215	0.0368
ΔRPI_{t-1}	-0.1235	0.0204
ΔRPD_{t-1}	-0.0159	0.0316
ΔRPI_{t-2}	-0.0925	0.0176
ΔRPD_{t-2}	0.0284	0.0263

**Centro de Economía Aplicada
Departamento de Ingeniería Industrial
Universidad de Chile**

Serie Economía

Nota : Copias individuales pueden pedirse a CEA c/o Lina Canales, Av. República 701, Santiago, Chile, Fono: +562/678 4072, Fax: +562/689 7895, email: lcanales@dii.uchile.cl.

Los documentos también están disponibles en la página Web del CEA, en la dirección <http://www.cea-uchile.cl/>.

Note: CEA's working papers are available upon request from CEA c/o Lina Canales, Av. República 701, Santiago, Chile, Phone: +562/678 4072, Fax: +562/689 7895, email: lcanales@dii.uchile.cl.

CEA's working papers are also available at CEA's Web page, under the address <http://www.cea-uchile.cl/>.

2005

- 217. Asimetrías en la Respuesta de los Precios de la Gasolina en Chile
Felipe Balmaceda y Paula Soruco
- 216. Sunk Prices and Salesforce Competition
Alejandro Corvalán y Pablo Serra
- 215. Stock Markets Turmoil: Worldwide Effects of Middle East Conflicts
Viviana Fernández
- 214. The Competitive Role of the Transmission System in Price-regulated Power Industries
M. Soledad Arellano y Pablo Serra
- 213. La Productividad Científica de Economía y Administración en Chile. Un Análisis Comparativo (*Documento de Trabajo* N° 301. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile)
Claudia Contreras, Gonzalo Edwards y Alejandra Mizala
- 212. Urban Air Quality and Human Health in Latin America and the Caribbean
Luis A. Cifuentes, Alan J. Krupnick, Raúl O'Ryan y Michael A. Toman
- 211. A Cge Model for Environmental and Trade Policy Analysis in Chile: Case Study for Fuel Tax Increases
Raúl O'Ryan, Carlos J. de Miguel y Sebastian Miller

210. El Mercado Laboral en Chile Nuevos Temas y Desafíos
Jaime Gatica y Pilar Romaguera
209. Privatizing Highways in The United States
Eduardo Engel, Ronald Fischer y Alexander Galetovic
208. Market Power in Price-Regulated Power Industries
M. Soledad Arellano y Pablo Serra
207. Market Reforms and Efficiency Gains in Chile
Raphael Bergoeing, Andrés Hernando y Andrea Repetto
206. The Effects on Firm Borrowing Costs of Bank M&As
Fabián Duarte, Andrea Repetto y Rodrigo O. Valdés
205. Cooperation and Network Formation
Felipe Balmaceda
204. Patrones de Desarrollo Urbano: ¿Es Santiago Anómalo?
Raphael Bergoeing y Facundo Piguillem
203. The International CAPM and a Wavelet-based Decomposition of Value at Risk
Viviana Fernández
202. Do Regional Integration Agreements Increase Business-Cycle Convergence? Evidence from Apec and Nafta
Viviana Fernández y Ali M. Kutan
201. La dinámica industrial y el financiamiento de las pyme. (Por aparecer en *El Trimestre Económico*)
José Miguel Benavente, Alexander Galetovic y Ricardo Sanhueza
200. What Drives Capital Structure? Evidence from Chilean Panel Data
Viviana Fernández

2004

199. Spatial Peak-load Pricing
M. Soledad Arellano y Pablo Serra
198. Gas y Electricidad: ¿qué hacer ahora?. (*Estudios Públicos* 96, primavera 2004, 49-106)
Alexander Galetovic, Juan Ricardo Inostroza y Cristian Marcelo Muñoz
197. Reformando el sector eléctrico chileno: Diga NO a la liberalización del mercado spot
M. Soledad Arellano
196. Risk, Pay for Performance and Adverse Selection in a Competitive Labor Market
Felipe Balmaceda

195. Vertical Integration and Shared Facilities in Unregulated Industries
Felipe Balmaceda y Eduardo Saavedra
194. Detection of Breakpoints in Volatility
Viviana Fernández
193. Teachers' Salary Structure and Incentives in Chile
Alejandra Mizala y Pilar Romaguera
192. Estimando la demanda residencial por electricidad en Chile: a doña Juanita le importa el precio
José Miguel Benavente, Alexander Galetovic, Ricardo Sanhueza y Pablo Serra
191. Análisis y Recomendaciones para una Reforma de la Ley de Quiebras
Claudio Bonilla, Ronald Fischer, Rolf Lüders, Rafael Mery, José Tagle
190. Trade Liberalization in Latin America: The Case of Chile
Ronald Fischer
189. Time-Scale Decomposition of Price Transmission in International Markets
Viviana Fernández
188. Slow Recoveries. (Por aparecer en Journal of Development Economics)
Raphael Bergoeing, Norman Loayza y Andrea Repetto
187. Market Power in Mixed Hydro-Thermal Electric Systems
M. Soledad Arellano
186. Efectos de la privatización de servicios públicos en Chile: Casos sanitario, electricidad y telecomunicaciones
Ronald Fischer y Pablo Serra
185. A Hierarchical Model for Studying Equity and Achievement in the Chilean School Choice System
Alejandra Mizala, Pilar Romaguera y Carolina Ostoić
184. Innovaciones en Productividad y Dinámica de Plantas. (Revista de Análisis Económico, 18(2), pp. 3-32, 2003)
Raphael Bergoeing y Facundo Piguillem
183. The Dynamics of Earnings in Chile
Cristóbal Huneeus y Andrea Repetto
182. Monopoly Regulation, Chilean Style: The Efficient-Firm Standard in Theory and Practice
Álvaro Bustos y Alexander Galetovic
181. Vertical Mergers and Competition with a Regulated Bottleneck Monopoly
Alexander Galetovic y Ricardo Sanhueza
180. Crecimiento Económico Regional en Chile: ¿Convergencia?
Rodrigo Díaz y Patricio Meller

- 179. Incentives versus Synergies in Markets for Talent
Bharat N. Anand, Alexander Galetovic y Alvaro Stein
- 178. Why is Manufacturing Trade Rising Even as Manufacturing Output is Falling?. (Por Aparecer en *American Economic Review*, Papers and Proceedings)
Raphael Bergoeing, Tim Kehoe, Vanessa Strauss-Kahn and Kei-Mu Yi
- 177. Transmisión eléctrica y la “ley corta”: por qué licitar es (mucho) mejor que regular
Alexander Galetovic y Juan Ricardo Inostroza
- 176. Soft Budgets and Highway Franchising
Eduardo Engel, Ronald Fischer and Alexander Galetovic
- 175. The Credit Channel in an Emerging Economy
Viviana Fernández

2003

- 174. Comparaciones Internacionales de la Dotación de Profesionales y la Posición Relativa Chilena
Patricio Meller y David Rappoport
- 173. Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity
Raphael Bergoeing, Andrés Hernando y Andrea Repetto
- 172. Algunas Aplicaciones de Economía Ambiental en Chile
Raúl O’Ryan G., Manuel Díaz R. y Andrés Ulloa O.
- 171. A Developing Country View on Liberalization of Tariff and Trade Barriers
Patricio Meller
- 170. Principios para Tarifcar la Transmisión Eléctrica
M. Soledad Arellano y Pablo Serra
- 169. Labor Market Distortions, Employment and Growth: The Recent Chilean Experience
Raphael Bergoeing, Felipe Morandé y Facundo Piguillem
- 168. Strategies That Work When Property Rights Don't. (Por aparecer en Gary Libecap (ed.) *Advances in the Study of Entrepreneurship, Innovation, and Economic Growth*, JAI Press)
Bharat Anand y Alexander Galetovic
- 167. The privatization of social services in Chile: an evaluation
Ronald Fischer, Pablo González y Pablo Serra
- 166. Wealth Accumulation, Credit Card Borrowing, and Consumption-Income Comovement
David Laibson, Andrea Repetto y Jeremy Tobacman
- 165. Extremal Dependence in Exchange Rate Markets
Viviana Fernández

* Para ver listado de números anteriores ir a <http://www.cea-uchile.cl/>.