

# Precios de la gasolina bajo amenaza regulatoria

Jordi Perdiguero<sup>1</sup>  
(Universitat de Barcelona, PPRE & IREA)

(Versión preliminar)

## Resumen

En este artículo analizamos cómo las estrategias de precios de las compañías que operan en el mercado español de la gasolina pueden verse afectadas por presiones políticas para alcanzar objetivos del gobierno. Las medidas introducidas durante el intenso proceso de reestructuración del mercado, encaminadas a crear un gran “*campeón nacional*”, con una estrecha relación con el gobierno, facilitaría la utilización de la industria petrolera para obtener ciertos objetivos políticos. Tras desarrollar un modelo teórico que nos muestra una relación inversa entre el beneficio del gobierno por regular y los precios aplicados por las empresas, contrastaremos empíricamente esta hipótesis. La estimación de dicho modelo confirma la existencia ciertas presiones por parte del gobierno, para alcanzar objetivos propios, principalmente la obtención de votos, y que modifican de forma significativa, las estrategias de precios aplicadas por las compañías privadas.

**Códigos JEL:** L97, L13, H11

**Palabras Clave:** Amenaza regulatoria, mercado de la gasolina

---

<sup>1</sup>Grup de Recerca en Polítiques Públiques i Regulació Econòmica. Institut de Recerca en Economia Aplicada. Universitat de Barcelona. Avda. Diagonal 690. (08034) Barcelona. **Teléfono:** 93 402 19 47. **Fax:** 93 402 45 73. **E-mail:** [jordi.perdiguero@gmail.com](mailto:jordi.perdiguero@gmail.com)

El autor agradece la financiación recibida de la Fundación Rafael del Pino, a través del premio “Investiga 2004”.

## 1. Introducción.

En los últimos años la Economía ha puesto un gran interés en analizar las estrategias de precios de las empresas, y especialmente distinguir entre los precios de competencia y los precios de colusión. Sin embargo, se ha prestado mucha menos atención a como en determinados momentos del tiempo pueden responder a presiones procedentes de fuera del mercado. El presente estudio analiza como las estrategias de precios de las compañías que operan en el mercado español de gasolina pueden verse afectadas por presiones del gobierno, encaminadas a obtener objetivos políticos.

El mercado petrolero, y en concreto la comercialización minorista de gasolina, posee unas características que hacen más fácil que se observen estas presiones por parte del gobierno. Por un lado, la elevada concentración que suele existir en el mercado de la gasolina, hace que el gobierno sólo deba ejercer presiones sobre un número reducido de empresas. Igualmente en un mercado muy concentrado el gobierno debe vigilar a un número más reducido de empresas si efectivamente cumple con la presión del gobierno. Estos dos hechos hace que la presión política se de con mucha más probabilidad en industrias muy concentradas.

Además, la industria del petróleo posee un fuerte impacto sobre el bienestar social, debido al elevado consumo final y a su utilización como *input* en sectores productivos como el del transporte. Este hecho provoca que las presiones del gobierno puedan suponer un impacto significativo sobre el bienestar de los ciudadanos. No tendría sentido que el gobierno presionara a empresas con escasa incidencia sobre el bienestar de los votantes, ya que no obtendría ningún beneficio electoral de ejercer la presión.

Por último se debe señalar que la intervención del Estado en el mercado de la gasolina ha sido habitual, principalmente en Europa. Esta intervención, en muchos casos mediante la titularidad pública del operador dominante del mercado, ha

provocado una relación fluida entre los gobiernos y la industria. Esta experiencia en la relación, favorece la existencia de ciertas presiones por parte de ambos agentes.

Si las anteriores características nos indican que el mercado de la gasolina puede ser propicio a recibir presiones por parte del gobierno, las peculiaridades del mercado español refuerzan esta posibilidad. La reestructuración llevada a cabo en el mercado durante las dos últimas décadas se caracterizó por la introducción de dos tipos de medidas. Por un lado, medidas liberalizadoras encaminadas a la introducción de competencia en el mercado, y por otro lado medidas con el objetivo de crear una gran empresa de capital español que dominara el conjunto de los segmentos del mercado. El resultado de este proceso culminó en la creación de un gran *“campeón nacional”*, con una elevada cuota de mercado en todos los segmentos de la industria. Esta elevada concentración, mayor al resto de mercados europeos, facilitaría en mayor medida la existencia de presiones por parte del gobierno.

La importancia del sector petrolífero en la Economía española es indudable. Como indica el informe de la Secretaría General de Energía (2006), el 57.7 por ciento de los productos energéticos consumidos en España, son productos derivados del petróleo. Por lo tanto, la incidencia sobre el bienestar social, y por lo tanto la posibilidad de extraer beneficios electorales es indudable.

Pero sin lugar a dudas el aspecto más relevante del mercado español de gasolina es la relación existente entre la empresa dominante en el mercado y el gobierno, que permaneció en el accionariado de Repsol hasta 1997. De hecho, durante prácticamente todo nuestro periodo de análisis, el presidente de la compañía Repsol fue Alfonso Cortina, designado por el gobierno en 1996, antes de su salida definitiva de la compañía. Por lo tanto, la relación existente entre la principal compañía del sector y el gobierno es fluida, lo que facilitaría la presión por parte de este último.

En este artículo, nos planteamos la posibilidad de que el gobierno pueda de forma indirecta influir en las estrategias de precio fijadas por las empresas, una vez

que el sector fue completamente privatizado y el Estado no imponía ningún tipo de regulación explícita. El artículo se desarrolla de la siguiente forma: A continuación presentamos una breve revisión de la literatura sobre presión política a diferentes industrias. En la sección 3, presentamos la metodología empleada, para mostrar en la sección 4 la especificación econométrica que nos permitirá testar nuestra hipótesis. En la sección 5 presentamos los datos utilizados en la estimación econométrica, que será presentada en la sección 6. La sección 7 recoge las principales conclusiones.

## **2. Revisión de la literatura**

Existe un reducido número de artículos que pretenden analizar la influencia de la actividad política en los precios fijados por las empresas, o la posibilidad de que esta actividad política se produzca en el futuro. Dentro de este reducido número de estudios, el mercado de la gasolina supone una inmensa mayoría de ellos. Las características señaladas en el apartado anterior hacen que la presión política se canalice en mayor medida hacia este sector, teniendo cierta evidencia empírica sobre la existencia de presiones políticas sobre los precios fijados por las compañías. Como veremos a continuación, esta evidencia empírica se centra en el mercado de Estados Unidos, mientras que carecemos de resultados para el mercado europeo.

Así podemos observar como Olmstead y Rhode (1985), apuntaba que las compañías de hidrocarburos en Estados Unidos fijaron precios menores durante el verano de 1920 ante la posibilidad de una intervención gubernamental, a pesar de que concluyeron que esta hipótesis era difícil de contrastar económicamente en ese momento.

La primera evidencia empírica que encontramos en la literatura es el artículo realizado por Erfle y McMillan (1990), donde analizan la evolución de los precios de la gasolina durante la crisis del petróleo de los años setenta en Estados Unidos. Estos autores comparan el precio fijado por las grandes compañías principalmente norteamericanas, frente a los pequeños productores generalmente foráneos. La

hipótesis de estos autores es que las grandes empresas son más susceptibles de ser influenciadas por el gobierno e incluso por la opinión pública. Los resultados muestran como las empresas nacionales de gran tamaño tienden a acercar el precio del gasóleo de calefacción para los hogares al precio del gasóleo industrial, aumentando este acercamiento cuando la cobertura televisiva de la crisis del petróleo era más intensa.

Más recientemente, Paiva y Morati (2006) desarrollan un modelo de regulación de precios, en donde los políticos fijan el precio que maximiza su apoyo electoral. El equilibrio del modelo muestra como el gobierno fijaría un precio menor en los periodos anteriores a las elecciones. Los autores posteriormente contrastan empíricamente este resultado teórico, para los precios fijados en el mercado de la gasolina en 32 países de la OCDE. El resultado empírico muestra como los precios de la gasolina son significativamente inferiores en los 4 meses anteriores a las elecciones.

En el mercado español de gasolina, Contín, Correljé y Palacios (2006), muestran como el comportamiento de los precios de la gasolina en el año 2000, es claramente diferente al del resto de países de la Unión Europea. El descenso de los márgenes minoristas durante este año, llevó a que estos estuvieran por debajo de la media de los países europeos. Los autores consideran que la presión política, derivadas de la celebración de elecciones generales y la intención de contener los niveles de inflación, sería la explicación del comportamiento de los precios de la gasolina.

Como hemos podido observar existe cierta evidencia empírica en el mercado de la gasolina sobre presiones políticas a las compañías para fijar precios significativamente más bajos, y cumplir así con objetivos del gobierno.

No sólo en el sector de la gasolina parece sufrir la presión política. Otras industrias altamente concentradas, y con una importante influencia en el bienestar de los ciudadanos han autorregulado sus precios ante presiones o procesos de

negociación con el gobierno. Fisher y Wolfram (2006) muestran como las compañías farmacéuticas norteamericanas limitaron el aumento de sus precios durante los debates para la reforma de la sanidad en 1993/94. También en el sector bancario parecen observarse presiones políticas. Igualmente, Stango (2003) muestra como los emisores de tarjetas de crédito de mayor tamaño, y por lo tanto más visibles desde el punto de vista político, tenían una mayor probabilidad de bajar las comisiones, amenazados por imponerles un techo de forma legislativa.

Nuestro análisis comparte la hipótesis empleada por alguno de estos artículos, de que existe una cierta autorregulación por parte de las empresas, ante el temor a futuras actuaciones por parte del gobierno que podrían afectar a su nivel de beneficios. Es decir, las empresas se comportan de forma estratégica, renunciando a rentas presentes, para aumentar la probabilidad de seguir obteniendo rentas extraordinarias en el futuro. Sin embargo, nuestro análisis pretende introducir algunas novedades respecto a los artículos anteriores.

En primer lugar, consideraremos que la utilidad que le reportará al Estado la disminución de precios derivada de la regulación, y por lo tanto la probabilidad de que la regulación se produzca, no será constante a lo largo del tiempo. Supondremos que el estado estará más interesado en mantener unos precios bajos de la gasolina en los meses anteriores a las elecciones, al igual que cuando se encuentre con niveles de inflación elevados. En estos dos escenarios consideraremos que el Estado obtendrá una mayor utilidad de reducir el precio, por lo que la probabilidad de que el sector sea regulado será mayor.

En segundo lugar, contrastaremos la hipótesis planteada en el mercado español de gasolina, aportando así evidencia empírica sobre un mercado europeo, aspecto que no ha sido analizado hasta el momento. Los mercados europeos de gasolina, y el español en particular, han presentado un elevado nivel de intervención por parte del Estado. Este hecho puede provocar que la existencia de presiones políticas a la industria se observe de forma más evidente.

### 3. Metodología empleada.

Siguiendo la metodología descrita por Glazer y McMillan (1992), asumiremos que la utilidad del legislador  $W$  es decreciente respecto al precio del producto y creciente respecto a los beneficios de la empresa. Es decir  $W = W(P, V)$ , donde  $P$  es el precio del producto y  $V$  es el valor presente de los beneficios esperados de la empresa. Por lo tanto,  $\frac{\partial W}{\partial P} < 0$  y  $\frac{\partial W}{\partial V} > 0$ . Igualmente supondremos que la empresa en caso de ser regulada se verá obligada a fijar unos precios  $P^R < P$ , y consecuentemente tendrá unos beneficios esperados  $V^R < V$ . El beneficio del legislador al regular será la diferencia de utilidades

$$B = W^R(P^R, V^R) - W(P, V) \quad [1]$$

A diferencia del modelo de Glazer y McMillan (1992) supongo que  $\frac{\partial W^R}{\partial P}$  no es constante a lo largo del tiempo, sino que el incremento de utilidad derivado de reducir el precio de  $P$  a  $P^R$  será mayor en los meses anteriores a las elecciones y cuando el nivel de inflación sea elevado. Es decir, supondremos que  $\frac{\partial W^R}{\partial P \partial ELE} > 0$  y  $\frac{\partial W^R}{\partial P \partial INF} > 0$ , por lo que la ecuación [1] quedaría de la siguiente manera:

$$B = W^R(P^R, V^R, INF, ELE) - W(P, V, INF, ELE) \quad [2]$$

Asumiré que la propuesta de regulación será introducida si al menos un legislador la promueve. Si el beneficio de regular es por ejemplo 3, y el coste de proponer la regulación es de 1, la resolución por inducción hacia atrás del juego en dos etapas muestra la existencia de un equilibrio de Nash con estrategias asimétricas. Igualmente existe un equilibrio de Nash con estrategias simétricas mixtas.



Como podemos observar la probabilidad de que la medida regulatoria sea introducida al menos por un legislador es menor que uno, decreciente en  $K$  y creciente en  $B$ . Hay numerosos factores que pueden afectar a  $K$  y  $B$ . Como bien indican Glazer y McMillan (1992), la existencia de otros mecanismos de presión legislativa puede hacer aumentar el coste de oportunidad del legislador al centrarse en la regulación, por lo que el valor de  $K$  se vería incrementado. Sin embargo, en nuestro caso nos parece más relevante focalizarnos en los factores que pueden llevar a una variación en el valor de  $B$ . Un incremento en el precio fijado por la empresa, aumentará probablemente el deseo de los ciudadanos de reducir los precios, incrementando así el beneficio político de la regulación, es decir incrementando  $B$ . Igualmente los meses anteriores a las elecciones el beneficio del Estado debido a una reducción de los precios será mayor, incrementando  $B$ . Por último, cuando el nivel de inflación sea elevado, la disminución del precio de la gasolina supondrá un incremento de la utilidad mayor que cuando el nivel de inflación sea reducido, por lo que  $B$  se vería igualmente incrementada. En consecuencia, la probabilidad de que la regulación sea impuesta vendría explicada por la función  $L(P, M, K, ELE, INF)$ . Esta probabilidad es una función creciente en  $P$ ,  $ELE$  y  $INF$ , y decreciente en  $K$ .

El efecto de  $M$  (el coste del *input*) es ambiguo, aunque la racionalidad económica nos indica que el efecto debería ser decreciente. Las empresas no consiguen trasladar los incrementos de coste al precio de forma total e inmediata, por lo que los márgenes se reducirían y el beneficio de regular sería menor.

Una vez que he definido el comportamiento del regulador, pasaremos a analizar el comportamiento de la empresa que sufre la amenaza de regulación. La cantidad producida por la industria ( $Q$ ) dependerá del precio del producto  $Q(P)$ . La función de costes  $C(Q, M)$ , donde  $M$  es el coste de los *inputs*, será convexa y  $\delta$  será el factor de descuento por periodo. Una empresa regulada se ve obligada a fijar el precio  $P^R$ , por lo que sus beneficios descontados son

$$V^R = \frac{Q(P^R)P^R - C(Q, M)}{\delta} = \frac{\pi^R(P^R, M)}{\delta} \quad [6]$$

Cuando la industria no está regulada, al fijar el precio del producto  $P$ , tendrá en cuenta la probabilidad  $L$  de ser regulada en el futuro. Si la regulación se lleva a cabo la empresa deberá fijar  $P^R$  en el futuro. Los beneficios esperados actualizados son

$$V = \frac{QP - C + LV^R + (1-L)V}{(1+\delta)} \quad [7a]$$

$$\frac{QP - C + LV^R}{(L+\delta)} \quad [7b]$$

$$\frac{V^R(\pi - \pi^R)}{(L+\delta)} \quad [7c]$$

La condición de primer orden que maximiza los beneficios es<sup>2</sup>

$$\left[ \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) P - \frac{\partial C}{\partial Q} \right] \frac{\partial Q}{\partial P} - (V - V^R) \frac{\partial L}{\partial P} = 0 \quad [8]$$

Donde  $\eta$  es la elasticidad de las demanda.

Una vez analizada la estrategia de precios fijada por la industria, estoy interesado en observar cómo se verán modificados los precios ante un cambio en el valor de  $B$ , ya sea por entrar en los periodos cercanos a las elecciones o por un nivel elevado de la inflación. Esta variación de los precios la observaríamos en  $\frac{\partial P}{\partial B}$ . Como

indican Glazer y McMillan (1992) para el caso de  $\frac{\partial P}{\partial K}$ , si la función  $V$  es cóncava,

$\frac{\partial P}{\partial B}$  tendrá el mismo signo que  $\frac{\partial V}{\partial P \partial B}$ . Por lo tanto, al calcular el signo de  $\frac{\partial V}{\partial P \partial B}$

---

<sup>2</sup> En el anexo 6.1 se muestra la derivación matemática de la condición de primer orden que maximiza los beneficios de la empresa no regulada.

conoceremos cómo reacciona el precio fijado por la empresa al variar el beneficio del gobierno de regular la industria

$$\frac{\partial V}{\partial P \partial B} = \frac{-(V - V^R) \frac{\partial L}{\partial P \partial B} + \frac{\partial V}{\partial B} \frac{\partial L}{\partial P}}{(L + \delta)} \quad [9]$$

donde

$$\frac{\partial V}{\partial B} = \frac{-(V - V^R) \frac{\partial L}{\partial B}}{(L + \delta)} \quad [10]$$

Sustituyendo la ecuación [10] en la [9] obtenemos

$$\frac{\partial V}{\partial P \partial B} = \frac{-(V - V^R) \frac{\partial L}{\partial P \partial B} + \frac{\partial L}{\partial P} \frac{-(V - V^R) \frac{\partial L}{\partial B}}{(L + \delta)}}{(L + \delta)} \quad [11]$$

Ya hemos definido que  $V > V^R$ ,  $\frac{\partial L}{\partial P} > 0$  y  $\frac{\partial L}{\partial B} > 0$ , por lo que si  $\frac{\partial L}{\partial P \partial B} \geq 0$ , entonces  $\frac{\partial V}{\partial P \partial B} < 0$ . La racionalidad económica nos indica que efectivamente el hecho de que aumente el beneficio de regular, no debería llevar al regulador a relajar el efecto que un incremento en los precios de las empresas tendrá sobre la probabilidad de regular a la industria. Más bien la tendencia natural del Estado sería la de ser más sensible, es decir que la segunda derivada sea positiva. Este hecho nos llevaría a que ante incrementos del beneficio para el legislador de efectuar la regulación, las empresas reaccionarían disminuyendo el precio.

En la siguiente sección comprobaremos econométricamente si en las épocas cercanas a las elecciones y con elevados niveles de inflación, aspectos que deberían

incrementar el beneficio del gobierno de regular la industria, provocan una disminución en los precios de equilibrio fijados por las compañías.

#### 4. Especificación econométrica

Para aproximar el efecto que las elecciones, así como las posibilidades de alcanzar el objetivo de inflación, tienen sobre las estrategias de precios fijadas por las empresas del mercado español de gasolina estimaremos diferentes ecuaciones de precios. Hemos escogido una función doble logarítmica, ya que se trata de la forma funcional menos restrictiva en la que no imponemos linealidad.

A continuación presentamos la especificación econométrica a estimar:

$$\log(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(Q_{it}) + \beta_2 \log(p_{mayorista_t}) + \beta_3 ELEantes + \beta_4 ELEdespues + \beta_5 ipc_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j CCAA_j + \varepsilon_{it}$$

Donde  $p_{it}$  es el precio de la gasolina sin plomo 95 en la comunidad autónoma  $i$  y en el mes  $t$ . La variable  $Q_{it}$  es la cantidad de gasolina consumida en la comunidad autónoma  $i$ , y en el mes  $t$ . Estas variables nos recogerán el equilibrio de precios en una situación normal del mercado, es decir cuando no existen periodos de elecciones cercanos. El coeficiente  $\beta_1$  nos indicará si existen economías de escala en la comercialización de gasolina, y el coeficiente  $\beta_2$  nos mostrará en que medida se trasladan los movimientos del precio mayorista al precio final.

Las variables  $ELEantes$  y  $ELEdespues$  son dos variables *dummy* que nos recogerán los efectos del periodo de elecciones en los precios fijados. La primera de las variables tomará valor 1 en los tres, seis o nueve meses anteriores a las elecciones, y 0 en el resto de periodos; mientras que la segunda de las variables tomará valor 1 los tres, seis o nueve meses posteriores a las elecciones, y valor 0 en el resto de periodos. Estas variables son las que contrastarán nuestra hipótesis de que las compañías fijan precios más reducidos justo antes de las elecciones. Lo que queremos contrastar es si los coeficientes que acompañan a la variable  $ELEantes$ ,

son negativos y significativos, reflejando un impacto negativo sobre los precios, lo que nos indicaría que los meses anteriores a las elecciones las compañías fijan precios significativamente menores. Respecto a la variable *ELEdespues*, esperamos que muestre igualmente un coeficiente negativo, pero que se aproxime a cero a medida que nos alejemos de la celebración de las elecciones, lo que nos indicaría que las compañías vuelven a fijar los precios de equilibrio.

La variable  $ip_{t-1}$  nos mide la variación mensual del Índice de Precios al Consumo sin combustibles ni carburantes, obtenidos en el mes anterior. Esta variable se encuentra retrasada un periodo por dos motivos: por un lado para evitar cualquier problema de endogeneidad entre la variable del precio y la variable que nos recoge el IPC, y por otro lado, porque es el tiempo que aproximadamente tardaría el gobierno en conocer este dato, y por tanto, en reaccionar. De acuerdo con las conclusiones del modelo teórico esperaríamos un signo negativo en el coeficiente del  $ip_{t-1}$ , ya que el incremento del Índice de Precios al Consumo, llevaría a una presión por parte del gobierno que provocaría una contención de los precios. Sin embargo, si el gobierno no utiliza el precio de la gasolina como mecanismo para alcanzar su objetivo de inflación, observaríamos un signo positivo del coeficiente, ya que el incremento del IPC provocará un incremento de los costes operativos que se reflejarán en los precios.

La más que probable existencia de problemas de endogeneidad entre la variable del precio y la de la cantidad, hace que la estimación de la anterior ecuación por Mínimos Cuadrados Ordinarios, resulte sesgada, inconsistente e ineficiente. Por ello, realizaremos la estimación a través de variables instrumentales por Mínimos Cuadrados en dos Etapas. Como instrumentos de la cantidad vendida, utilizaremos la población de cada una de las comunidades autónomas, y una variable *dummy* que tomará valor 1 en los meses que van desde enero a agosto, y 0 en el resto. La población, nos recogerá de forma adecuada el diferente nivel de consumo existente en las diferentes regiones de España. Por otro lado, la variable *dummy* nos recogerá de forma adecuada el ciclo de consumo existente en el mercado de la gasolina

español, así como en otros países<sup>3</sup>. Por ello, cabe esperar que estas variables estén fuertemente correlacionadas con la variable de la cantidad, y sin embargo, tengan una baja correlación con el precio por lo que los instrumentos serían válidos.

## **5. Datos.**

Todos los datos empleados en la especificación econométrica comprenden el periodo que va desde julio de 1998 hasta diciembre de 2005, y han sido extraídos de fuentes de información pública.

Los precios de la gasolina sin plomo 95, el tipo de gasolina más consumida en España, ha sido obtenido de la página Web del Ministerio de Industria, Turismo y Comercio. Estos precios son la media mensual a nivel de Comunidad Autónoma, y están expresados en céntimos de euro.

La cantidad consumida de gasolina sin plomo 95 a nivel mensual y por Comunidad Autónoma, ha sido obtenida del Boletín de Hidrocarburos, publicado por el CORES, el organismo público encargado de vigilar las reservas de crudo en España. Esta cantidad consumida está expresada en toneladas métricas.

Para aproximar el precio mayorista de la gasolina sin plomo de 95 octanos, se ha utilizado la media mensual de la cotización de dicha gasolina en el mercado europea de Róterdam, en céntimos de euro. Esta es la cotización de referencia para los productos refinados en Europa. La información ha sido obtenida del anuario estadístico que anualmente publica la OPEP (Organización de Países Exportadores de Petróleo).

Las fechas de las elecciones, han sido recogidas de la página Web del Ministerio de Interior. Concretamente en el periodo expresado anteriormente, se celebraron dos elecciones generales, en febrero del año 2000, y en marzo del 2004.

---

<sup>3</sup> Para observar el ciclo del consumo en Estados Unidos y en España ver Borenstein y Shepard (1996), y Perdiguero (2006) respectivamente.

Para aproximar el nivel de inflación existente en la Economía Española, utilizaremos dos tipos de variables. Por un lado, utilizaremos la variación mensual del Índice de Precios al Consumo (IPC) sin combustibles ni lubricantes. Este dato ha sido obtenido del Instituto Nacional de Estadística (INE). Por otro lado, utilizaremos el diferencial del Índice de Precios al Consumo Harmonizado, de España respecto a la media de la Unión Europea sin energía. Estos datos han sido obtenidos del Eurostat.

Otra de las variables utilizadas en la especificación econométrica es la población. Esta variable está expresada en número de personas por Comunidad Autónoma y año, y ha sido obtenida del Instituto Nacional de Estadística (INE).

A continuación presentamos una tabla con las estadísticas descriptivas de las anteriores variables.

**Tabla 1. Estadísticos descriptivos.**

<b>Variable</b>	<b>Nº de obs.</b>	<b>Media</b>	<b>Desv. Est.</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>
$p_{it}$	1440	81.31	8.92	62.26	108.2
$Q_{it}$	1440	27.11	24.97	2	97
$p_{mayorista_t}$	1440	22.54	9.43	8.06	52.09
$ipc_{t-1}$ sin energía	1440	0.25	0.42	-1	1.3
$Dif\ ipc_{t-1}$ sin energía EU-15	1440	0.12	0.10	-0.7	1.1
$Pob$	1440	2491197	2194415	263644	7849799

## 6. Resultados

Hemos realizado la estimación de nuestra especificación econométrica, considerando el periodo relevante antes y después e los comicios, de tres, seis y

nueves meses. En las siguientes tablas podemos observar los resultados econométricos obtenidos<sup>4</sup>.

**Tabla 2. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, en un espacio de 3 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.**

<b>N° de observaciones = 1440</b>		
<b>Variable endógena = log (precio)</b>		
<b>Variables</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Coefficiente</b>
<b>Constante</b>	3.62*** (0.013)	3.63*** (0.013)
<b>log (cantidad)</b>	-0.012 (0.024)	-0.03 (0.024)
<b>log (precio mayorista)</b>	0.26*** (0.006)	0.26*** (0.006)
<b>ELE3antes</b>	-0.04*** (0.007)	-0.04*** (0.007)
<b>ELE2antes</b>	-0.05*** (0.007)	-0.05*** (0.007)
<b>ELE1antes</b>	-0.05*** (0.007)	-0.05*** (0.007)
<b>ELE1despues</b>	-0.02*** (0.007)	-0.02*** (0.007)
<b>ELE2despues</b>	-0.04*** (0.007)	-0.04*** (0.007)
<b>ELE3despues</b>	-0.03*** (0.007)	-0.03*** (0.007)
<b>ipc<sub>t-1</sub> sin energia</b>	-0.013 (0.003)	
<b>Dif ipc<sub>t-1</sub> sin energia EU-15</b>		0.011*** (0.003)
<b>LR Estadístico</b>	164.9*** (0.0000)	166.51*** (0.0000)
<b>Sargan Estadístico</b>	2.39 (0.12)	2.6 (0.11)
<b>F-estadístico</b>	425.3*** (0.000)	399.75*** (0.000)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.91	0.91

Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%). Los efectos fijos de lugar no se presentan.

<sup>4</sup> Para comprobar que el efecto de las elecciones sobre los precios aplicados por las compañías, no se debe únicamente a uno de los comicios en concreto, se han realizado las estimaciones para ambas elecciones por separado. Los resultados econométricos los podemos observar en el Anexo 1.

Tabla 3. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, en un espacio de 6 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.

Nº de observaciones = 1440		
Variable endógena = log (precio)		
Variables	Coefficiente	Coefficiente
Constante	3.66*** (0.015)	3.67*** (0.016)
log (cantidad)	-0.08*** (0.03)	-0.1*** (0.03)
log (precio mayorista)	0.27*** (0.006)	0.28*** (0.006)
ELE6antes	-0.05*** (0.007)	-0.05*** (0.007)
ELE5antes	-0.06*** (0.007)	-0.06*** (0.007)
ELE4antes	-0.06*** (0.007)	-0.06*** (0.007)
ELE3antes	-0.04*** (0.007)	-0.04*** (0.007)
ELE2antes	-0.05*** (0.007)	-0.05*** (0.007)
ELE1antes	-0.05*** (0.008)	-0.06*** (0.007)
ELE1despues	-0.02*** (0.007)	-0.02*** (0.007)
ELE2despues	-0.04*** (0.007)	-0.05*** (0.008)
ELE3despues	-0.03*** (0.007)	-0.03*** (0.008)
ELE4despues	-0.014** (0.007)	-0.013*** (0.007)
ELE5despues	-0.003 (0.007)	-0.004 (0.007)
ELE6despues	-0.008 (0.007)	-0.007 (0.007)
ipc <sub>t-1</sub> sin energia	0.014*** (0.003)	
Dif ipc <sub>t-1</sub> sin energia EU-15		0.007** (0.003)
LR Estadístico	131.3*** (0.0000)	129.4*** (0.0000)
Sargan Estadístico	1.34 (0.25)	1.62 (0.20)
F-estadístico	350.92*** (0.000)	317.72*** (0.000)
R <sup>2</sup>	0.91	0.90

Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%). Los efectos fijos de lugar no se presentan.

Tabla 4. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, en un espacio de 9 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.

Nº de observaciones = 1440				
Variable endógena = log (precio)				
Variables	Coefficiente	Desviación Estándar	Coefficiente	Desviación Estándar
Constante	3.66***	0.015	3.66***	0.016
log (cantidad)	-0.04	0.03	-0.05*	0.03
Log (precio mayorista)	0.26***	0.007	0.27***	0.007
ELE9antes	-0.035***	0.007	-0.04***	0.007
ELE8antes	-0.04***	0.006	-0.04***	0.006
ELE7antes	-0.023***	0.007	-0.02***	0.007
ELE6antes	-0.057***	0.007	-0.05***	0.007
ELE5antes	-0.054***	0.007	-0.05***	0.007
ELE4antes	-0.05***	0.007	-0.05***	0.007
ELE3antes	-0.04***	0.006	-0.04***	0.007
ELE2antes	-0.05***	0.006	-0.05***	0.007
ELE1antes	-0.05***	0.007	-0.05***	0.007
ELE1despues	-0.02***	0.006	-0.02***	0.007
ELE2despues	-0.04***	0.007	-0.04***	0.007
ELE3despues	-0.03***	0.007	-0.03***	0.007
ELE4despues	-0.03***	0.007	-0.03***	0.007
ELE5despues	-0.02***	0.006	-0.02***	0.007
ELE6despues	-0.02**	0.007	-0.02**	0.007
ELE7despues	-0.02***	0.007	-0.02***	0.007
ELE8despues	0.008	0.007	0.009	0.007
ELE9despues	0.03***	0.007	0.03***	0.007
ipc <sub>t-1</sub> sin energia	0.013***	0.003		
Dif ipc <sub>t-1</sub> sin energia			0.009***	0.003
<b>EU-15</b>				
LR Estadístico	90.15***		86.3***	
	(0.0000)		(0.0000)	
Sargan Estadístico	1.29		1.39	
	(0.26)		(0.24)	
F-estadístico	371.52***		353.94***	
	(0.000)		(0.000)	
R <sup>2</sup>	0.92		0.92	

Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%). Los efectos fijos de lugar no se presentan.

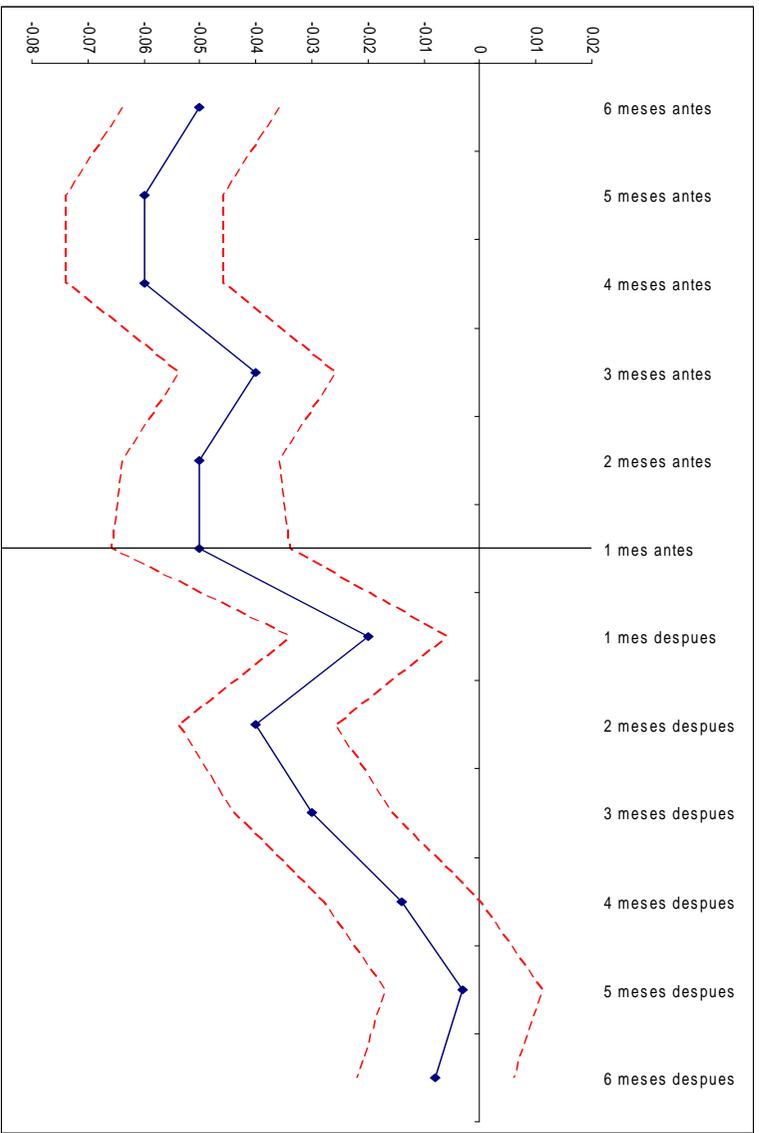
Los resultados econométricos obtenidos en las estimaciones anteriores muestran como las compañías fijan precios significativamente menores durante los periodos de elecciones. Podemos observar como los coeficientes que acompañan a las variables *ELEantes*, son negativos y significativos al 1 por ciento en la mayoría de los casos. Además los resultados muestran que las empresas tardarían entre 6 y 9

meses en recuperar el nivel de precios que fijarían sin presión política, y que incluso en el noveno mes las compañías podrían comenzar a fijar precios significativamente mayores para recuperar los descensos aplicados con anterioridad. Podemos observar como los coeficientes que acompañan a la variable *ELEdespues* son negativos para los meses situados justo después de la celebración de las elecciones, y como estos coeficientes se aproximan a cero, e incluso a valores positivos, a medida que nos alejamos de la celebración de elecciones.

En todas las estimaciones podemos observar como el estadístico de Sargan nos indica que los instrumentos utilizados para resolver la endogeneidad, son adecuados. Igualmente, las estimaciones son robustas ante posibles problemas de heterocedasticidad.

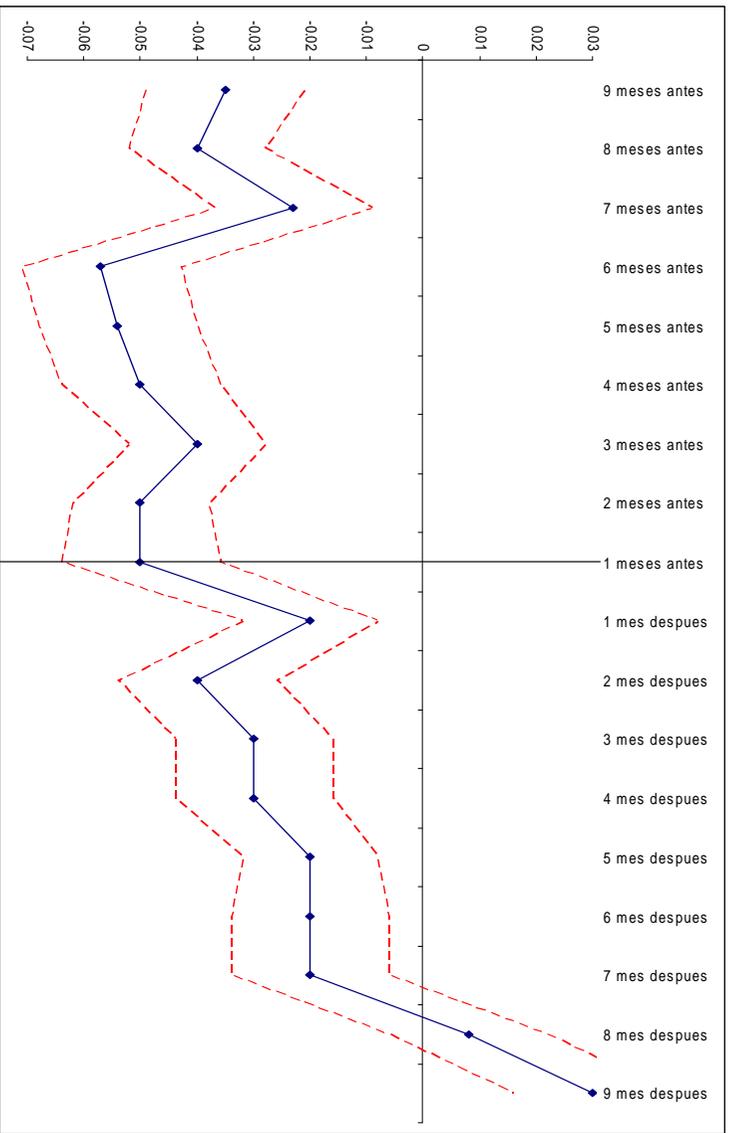
Los resultados econométricos parecen por lo tanto confirmar la existencia de una presión política durante las fechas cercanas a las elecciones, que provocaría unos precios de la gasolina inferiores a los fijados en los periodos en los que no se celebran comicios. Igualmente, indican que las empresas tardan un número considerable de periodos (entre 6 y 9 meses) en volver a fijar los precios que aplicaría sin presión política. Este efecto lo podemos observar en los siguientes gráficos.

**Gráfico 2. Efecto de las elecciones sobre los precios de la gasolina sin plomo 95. (6 meses anteriores y posteriores)**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 3. Efecto de las elecciones sobre los precios de la gasolina sin plomo 95. (9 meses anteriores y posteriores)**



Fuente: Elaboración propia.

En las tres estimaciones podemos ver como las variables sobre el control de la inflación presentan un signo positivo y significativo en prácticamente todos los casos. Este resultado se mantiene tanto si lo aproximamos mediante el coeficiente del IPC, como si lo hacemos mediante el diferencial de inflación respecto a la media de la UE-15. Por lo tanto, parece que el gobierno no utiliza el precio de la gasolina para controlar la inflación.

De las estimaciones anteriores se pueden derivar dos resultados más. Por un lado, podemos observar como durante el primer mes, el traslado de los precios mayorista sobre el precio minorista es de aproximadamente del 27 por ciento. Este resultado es muy similar al encontrado por Paiva y Moita (2006). Por otro lado, en algunas de las estimaciones podemos observar la existencia de ciertas economías de escala, ya que observamos un efecto negativo y significativo de la cantidad sobre el precio. Estas economías de escala no se observan en todas las especificaciones, y en aquellas que se observan, son modestas.

## **6. Conclusiones.**

El presente capítulo analiza si la salida del Estado del mercado de la gasolina ha supuesto la fijación de forma libre de las estrategias de precios por parte de las compañías, o por lo contrario, sigue existiendo una cierta presión política para alcanzar objetivos del gobierno a través de los precios de la gasolina. El proceso de reestructuración del sector nos muestra como la creación de un gran “*campeón nacional*” puede facilitar la existencia de cierta presión política.

Para analizar este aspecto tomamos como base el modelo desarrollado por Glazer y McMillan (1992), aunque consideramos que los beneficios del gobierno por mantener los precios bajos, no será constante a lo largo del tiempo. En su lugar, lo que suponemos es que dependerá de lo cercanos que estén los comicios electorales, y de cumplir con algunos objetivos políticos, como el objetivo de inflación. Al derivar el modelo encontramos que los precios de la gasolina deberían reducirse en

las fechas cercanas a las elecciones y cuando el nivel de inflación se aleja del objetivo del gobierno.

Para estimar económicamente estas relaciones derivadas del modelo teórico estimaremos una ecuación de precios a través de mínimos cuadrados en dos etapas con variables instrumentales. En estas ecuaciones de precios relacionamos el precio aplicado en las diferentes Comunidades Autónomas, con la cantidad consumida, con el precio mayorista que cotiza en el mercado spot de Róterdam, con unas variables “*dummy*” que nos recogen la influencia de las elecciones, y diferentes Índices de Precios al Consumo, que nos recoge el nivel de inflación.

Los resultados económicos obtenidos muestran como en el periodo temporal de las elecciones existe una disminución de los precios de la gasolina aplicado por las compañías. Los resultados nos muestran además que las compañías tardan numerosos periodos en volver a fijar los precios de equilibrio, entre 6 y 9 meses, aunque a partir del noveno mes parece que las compañías fijarían precios por encima del equilibrio para recuperar parte de los beneficios sacrificados. Podemos observar como estos resultados son consistentes con ambas elecciones, tanto las celebradas en el año 2000 como las celebradas en el año 2004, aunque en estos últimos comicios las compañías no consiguen recuperar los precios de equilibrio tras 9 meses.

Los resultados obtenidos para el objetivo de inflación, muestran el signo contrario al que nos indicaba nuestro modelo teórico, por lo que parece que el gobierno no utiliza el precio de la gasolina para conseguir su objetivo de inflación. El signo positivo que encontramos en la inmensa mayoría de las regresiones, sería el signo esperado por la teoría económica, ya que el aumento de los precios del resto de bienes, y por lo tanto de los costes, provoca un incremento en los precios aplicados.

Igualmente, la estimación indica que las compañías trasladan aproximadamente un 27 por ciento de los cambios en el precio mayorista, al precio minorista. Respecto a

la cantidad vendida, encontramos evidencia de la existencia de pequeñas economías de escala, aunque su significación estadística depende de la especificación del modelo.

Estos resultados nos muestran como la salida del gobierno del mercado de la gasolina en España, donde no posee ninguna participación accionarial y donde la regulación es mínima, no significa que las empresas apliquen de forma libre sus precios. El gobierno presiona a las compañías para obtener objetivos políticos, lo que distorsiona la estrategia de precios aplicada por las compañías, y muestra como el hecho de que el Estado esté ausente del mercado no significa que no influya en el los precios aplicados en él

## Bibliografía

Antweiler, W. (2003) "How Effective Is Green Regulatory Threat?" *American Economic Review*, Vol. 93(2). pp. 436-441.

Borenstein, S., y Shepard, A. (1996) "Dynamic Pricing in Retail Gasoline Markets" *RAND Journal of Economics*, Vol. 27. pp. 429-451.

Comisión Nacional de Energía (2002) *Cronología del Sector Petrolero Español*. Dirección de Petróleo.

Contín, I., Correljé, A., y Huerta, E. (1999) "The Spanish Gasoline Market: From Ceiling Regulation to Open Market Pricing" *The Energy Journal*, Vol. 20(4). pp.1-14.

Contín, I. Correljé, A., y Palacios, B. (2006) "Competition, regulation and pricing behavior in the Spanish retail gasoline market" *Documento de Trabajo BILTOKI*, N° 2.

Ellison, S.F., y Mullin, W.P. (1995) "Economics and Politics: The Case of Sugar Tariff Reform" *Journal of Law and Economics*, Vol. 38(2). pp. 335-366.

Ellison, S.F., y Mullin, W.P (2001) "Gradual Incorporation of Information: Pharmaceutical Stocks and the Evolution President Clinton's Health Care Reform" *Journal of Law and Economics*, Vol. 44(1). pp. 89-129.

Ellison, S.F., y Wolfram, C. (2006) "Coordinating on Lower Prices: Pharmaceutical Pricing Under Political Pressure" *RAND Journal of Economics*, Vol.37(2). pp. 324-340.

Epstein, G.S., y Nitzan, S. (2004) "Strategic Restraint in Contest" *European Economic Review*, Vol. 48(1). pp. 201-210.

Erfe, S., y McMillan, H. (1990) "Media, Political Pressure, and the Firm: The Case of Petroleum Pricing in the Late 1970s" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105(1). pp. 115-134.

Esty, D.C., y Caves, R.E. (1983) "Market Structure and Political Influence: New Data on Political Expenditures, Activity, and Success" *Economic Inquiry*, Vol. 21(1). pp. 24-38.

Glazer, A., y McMillan, H (1992) "Pricing by the Firm Under Regulatory Threat" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(3). pp. 1089-1099.

Lyon, T.P., y Maxwell, J.W. (2003) "Self-Regulation, taxation and Public Voluntary Environmental Agreements" *Journal of Public Economics*, Vol. 87(7-8). pp. 1453-1486.

Olmstead, A.L., y Rhode, P. (1985) "Rationing Without Government: The West Coast Gas Famine of 1920" *American Economic Review*, Vol. 75(5). pp. 1044-1056.

Paiva, C.A.C. (1996) "Electoral Price Cycles in Regulated Industries" *World Development*, Vol. 24(10). pp. 1673-1680.

Paiva, C.A.C., y Moita, R. (2006) "Political Price Cycles in Regulated Industries: Theory and Evidences" *IMF Working Paper* N° 06/260.

Pargal, S., y Wheeler, D. (1996) "Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing countries: Evidence from Indonesia" *Journal of Political Economy*, Vol. 104(6). pp. 1314-1327.

Peltzman, S. (1976) "Toward a More General Theory of Regulation" *Journal of Law and Economics*, Vol. 19. pp. 211-240.

Perdiguero, J. (2006) "Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita" *Documento de Trabajo de FUNCAS*, N° 256.

Rogoff, K., y Sibert, A. (1988) “Elections and Macroeconomic Policy Cycle” *Review of Economic Studies*, Vol. 55(1). pp. 1-16.

Secretaria General de Energía (2006) *La Energía en España 2005*. Ministerio de Industria, Turismo y Comercio.

Stango, V (2003) “Strategic Responses to Regulatory Threat in the Credit Card Market” *Journal of Law and Economics*, Vol. 46(2). pp. 453-478.

Stigler, G.J. (1971) “The Theory of Economic Regulation” *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 2. pp. 3-21.

## Anexo 1. Resultados econométricos con cada una de las elecciones por separado.

A continuación presentamos los resultados obtenidos, al realizar las estimaciones econométricas con las elecciones por separado.

Tabla 5. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, para cada una de las elecciones, en un espacio de 3 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.

Nº de observaciones = 1440				
Variable endógena = log (precio)				
Variables	Coefficiente	Desviación Estándar	Coefficiente	Desviación Estándar
Constante	3.62***	0.013	3.63***	0.014
log (cantidad)	-0.014	0.024	-0.04*	0.024
log (precio mayorista)	0.26***	0.006	0.27***	0.006
ELE3antes2000	-0.04***	0.009	-0.04***	0.009
ELE2antes2000	-0.06***	0.009	-0.07***	0.01
ELE1antes2000	-0.05***	0.01	-0.06***	0.01
ELE1despues2000	-0.009	0.009	-0.013	0.009
ELE2despues2000	-0.03***	0.009	-0.04***	0.01
ELE3despues2000	-0.05***	0.01	-0.05***	0.01
ELE3antes2004	-0.05***	0.009	-0.05***	0.009
ELE2antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.009
ELE1antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.009
ELE1despues2004	-0.03***	0.009	-0.03***	0.009
ELE2despues2004	-0.05***	0.009	-0.05***	0.01
ELE3despues2004	-0.005	0.008	-0.004	0.009
ipc <sub>t-1</sub> sin energia	0.015***	0.003		
Dif ipc <sub>t-1</sub> sin energia			0.013***	0.004
EU-15				
LR Estadístico	167.0***		171.03***	
	(0.0000)		(0.0000)	
Sargan Estadístico	1.104		0.81	
	(0.29)		(0.37)	
F-estadístico	2954.05***		340.05***	
	(0.000)		(0.000)	
R <sup>2</sup>	0.91		0.91	

Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%). Los efectos fijos de lugar no se presentan.

Tabla 6. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, para cada una de las elecciones, en un espacio de 6 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.

N° de observaciones = 1440				
Variable endógena = log (precio)				
Variables	Coefficiente	Desviación Estándar	Coefficiente	Desviación Estándar
Constante	3.66***	0.015	3.67***	0.016
log (cantidad)	-0.085***	0.03	-0.11***	0.03
log (precio mayorista)	0.27***	0.006	0.28***	0.006
ELE6antes2000	-0.07***	0.01	-0.07***	0.01
ELE5antes2000	-0.07***	0.009	-0.08***	0.01
ELE4antes2000	-0.08***	0.01	-0.08***	0.01
ELE3antes2000	-0.04***	0.009	-0.04***	0.01
ELE2antes2000	-0.07***	0.009	-0.06***	0.01
ELE1antes2000	-0.07***	0.011	-0.07***	0.01
ELE1despues2000	-0.01***	0.009	-0.02*	0.01
ELE2despues2000	-0.04***	0.01	-0.05***	0.01
ELE3despues2000	-0.06***	0.01	-0.06***	0.01
ELE4despues2000	0.003	0.009	0.004	0.009
ELE5despues2000	-0.007	0.009	0.0002	0.01
ELE6despues2000	0.0015	0.009	0.005	0.01
ELE6antes2004	-0.04***	0.009	-0.03***	0.009
ELE5antes2004	-0.05***	0.009	-0.05***	0.009
ELE4antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.01
ELE3antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.01
ELE2antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.01
ELE1antes2004	-0.04***	0.009	-0.04***	0.01
ELE1despues2004	-0.03***	0.009	-0.03***	0.01
ELE2despues2004	-0.05***	0.009	-0.05***	0.01
ELE3despues2004	-0.003	0.009	-0.001	0.01
ELE4despues2004	-0.03***	0.009	-0.03***	0.01
ELE5despues2004	0.001	0.009	-0.005	0.01
ELE6despues2004	-0.02*	0.009	-0.02	0.0*1
ipc <sub>t-1</sub> sin energia	0.015***	0.003		
Dif ipc <sub>t-1</sub> sin energia			0.006	0.004
<b>EU-15</b>				
LR Estadístico	132.68***		136.08***	
	(0.0000)		(0.0000)	
Sargan Estadístico	0.147		0.25	
	(0.701)		(0.62)	
F-estadístico	276.04***		247.71***	
	(0.000)		(0.000)	
R <sup>2</sup>	0.91		0.90	

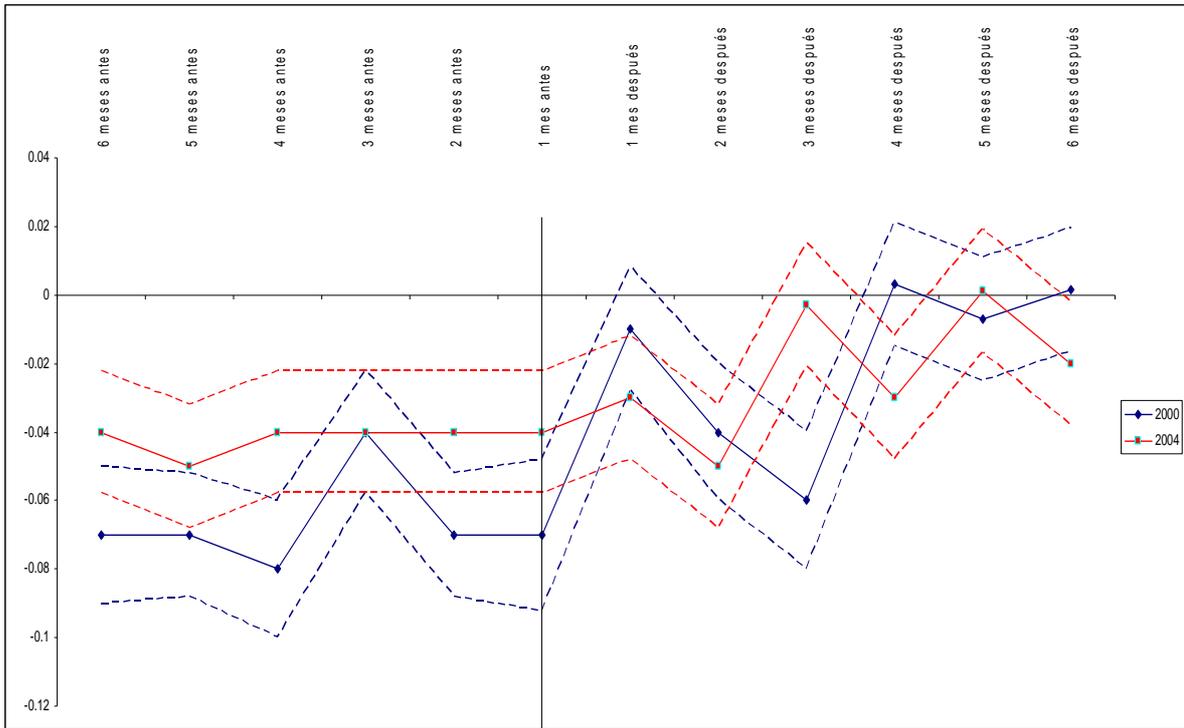
Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%). Los efectos fijos de lugar no se presentan.

Tabla 7. Resultados econométricos, con variables “dummy” por mes, para cada una de las elecciones, en un espacio de 9 meses. Estimación por mínimo cuadrados en dos etapas.

N° de observaciones = 1440				
Variable endógena = log (precio)				
Variables	Coefficiente	Desviación Estándar	Coefficiente	Desviación Estándar
Constante	3.65***	0.015	3.65***	0.01
log (cantidad)	-0.04	0.03	-0.04	0.03
log (precio mayorista)	0.27***	0.006	0.27***	0.006
ELE9antes2000	-0.03***	0.008	-0.04***	0.008
ELE8antes2000	-0.06***	0.007	-0.07***	0.008
ELE7antes2000	-0.05***	0.008	-0.05***	0.008
ELE6antes2000	-0.07***	0.009	-0.07***	0.009
ELE5antes2000	-0.06***	0.008	-0.06***	0.008
ELE4antes2000	-0.06***	0.009	-0.06***	0.009
ELE3antes2000	-0.04***	0.008	-0.04***	0.008
ELE2antes2000	-0.07***	0.008	-0.07***	0.008
ELE1antes2000	-0.05***	0.009	-0.06***	0.01
ELE1despues2000	-0.007	0.008	-0.01	0.008
ELE2despues2000	-0.03***	0.008	-0.03***	0.008
ELE3despues2000	-0.05***	0.008	-0.05***	0.009
ELE4despues2000	-0.01	0.008	-0.01	0.008
ELE5despues2000	-0.03***	0.008	-0.03***	0.008
ELE6despues2000	-0.013	0.009	-0.015*	0.009
ELE7despues2000	-0.007	0.008	-0.004	0.008
ELE8despues2000	0.05***	0.008	0.05***	0.008
ELE9despues2000	0.07***	0.008	0.08***	0.008
ELE9antes2004	-0.03***	0.008	-0.03***	0.008
ELE8antes2004	-0.015*	0.009	-0.02***	0.009
ELE7antes2004	-0.0007	0.008	-0.0004	0.008
ELE6antes2004	-0.05***	0.007	-0.04***	0.007
ELE5antes2004	-0.05***	0.008	-0.04***	0.008
ELE4antes2004	-0.04***	0.008	-0.04***	0.008
ELE3antes2004	-0.04***	0.008	-0.05***	0.008
ELE2antes2004	-0.03***	0.008	-0.04***	0.008
ELE1antes2004	-0.04***	0.008	-0.04***	0.008
ELE1despues2004	-0.03***	0.008	-0.03***	0.008
ELE2despues2004	-0.05***	0.008	-0.05***	0.008
ELE3despues2004	-0.006	0.008	-0.007	0.008
ELE4despues2004	-0.04***	0.008	-0.04***	0.008
ELE5despues2004	-0.008	0.008	-0.02**	0.008
ELE6despues2004	-0.02***	0.008	-0.02***	0.008
ELE7despues2004	-0.04***	0.008	-0.04***	0.008
ELE8despues2004	-0.03***	0.008	-0.03***	0.008
ELE9despues2004	-0.02**	0.008	-0.02**	0.018
ipc <sub>t-1</sub> sin energia	0.023***	0.003		
Dif ipc <sub>t-1</sub> sin energia EU-15			0.023***	0.004
LR Estadístico	102.58***		105.9***	
	(0.0000)		(0.0000)	
Sargan Estadístico	0.783		0.17	
	(0.38)		(0.68)	
F-estadístico	321.95***		321.95***	
	(0.000)		(0.000)	
R <sup>2</sup>	0.94		0.94	

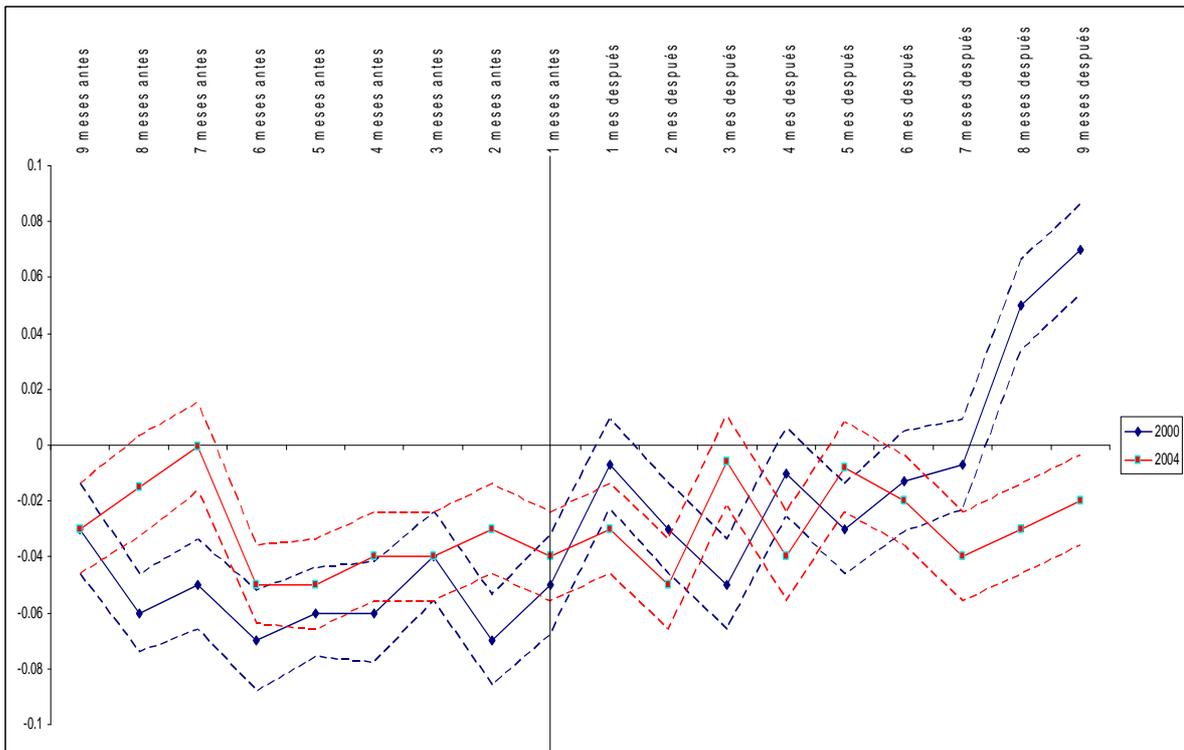
Desviación estándar robusta entre paréntesis. Niveles de significación (\*\*\*) 1%, \*\* 5%, \* 10%)  
 Los efectos fijos de lugar no se presentan.

**Gráfico 4. Efecto de las elecciones del año 2000 y 2004 por separado, sobre los precios de la gasolina sin plomo 95. (6 meses anteriores y posteriores)**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 5. Efecto de las elecciones del año 2000 y 2004 por separado, sobre los precios de la gasolina sin plomo 95. (9 meses anteriores y posteriores)**



Fuente: Elaboración propia.

Como podemos observar, las estimaciones anteriores confirman la existencia de una presión política durante el periodo de elecciones, lo que provoca la fijación de precios significativamente menores. Igualmente, podemos observar como las compañías no consiguen volver a fijar precios de equilibrio, hasta pasados entre 6 y 9 meses. Incluso en las elecciones del año 2004, las compañías no consiguen volver al equilibrio de precios una vez transcurridos los nueve meses.

Igualmente podemos ver como las variables que nos recogen el efecto de la inflación, continúan siendo positivas y significativas, lo que confirmaría que el gobierno no utiliza el precio de la gasolina para controlar los niveles de inflación. El signo positivo es coherente con la teoría económica, ya que un incremento en el nivel de precios, supondrá un incremento de costes en la comercialización de la gasolina.