



Evaluación del impacto de una práctica colusiva en el mercado de autotransporte de carga en México

Abril de 2015

Sobre la COFECE

La Comisión Federal de Competencia Económica (COFECE) es la autoridad responsable de vigilar los mercados para garantizar un entorno favorable a la competencia, en beneficio de los consumidores y el crecimiento económico de México.

Misión

Garantizar la libre competencia y concurrencia, y prevenir, investigar y combatir los monopolios, las prácticas monopólicas, las concentraciones ilícitas, emitir lineamientos para regular los insumos esenciales y eliminar las barreras a la competencia y libre concurrencia, así como las demás restricciones al funcionamiento eficiente de los mercados, en los términos que establecen la Constitución, los tratados y las leyes.

Visión

Ser una autoridad de prestigio nacional e internacional, que impulsa eficazmente la competencia en los mercados, cuyas opiniones, estudios y resoluciones contribuyen al crecimiento económico y al bienestar de los mexicanos, y que es referente obligado en las decisiones de política pública por su apego a los valores de legalidad, imparcialidad, objetividad, transparencia y excelencia.

Para mayor información:

COFECE

Av. Santa Fe No. 505, Col. Cruz Manca,
Delegación Cuajimalpa, C.P. 05349,
Distrito Federal, México.
Tel: 01 800 COFECE 1
(01 800 263323 1)
www.cofece.mx

Evaluación del impacto de una práctica colusiva en el mercado de autotransporte de carga en México

Andrés Aradillas López*^φ

Resumen

Durante un periodo que abarcó de septiembre de 2008 a junio de 2010, la Cámara Nacional de Autotransporte de Carga (CANACAR) y sus miembros se coludieron para transferir los aumentos en el precio del combustible directamente a sus clientes a través del llamado Cargo por Ajuste de Combustible (CPAC). El presente documento estudia el impacto de dicha práctica anticompetitiva en la evolución de precios y calcula el impacto resultante en el bienestar. La metodología gira en torno a la comparación estadística entre el comportamiento observado en los precios y el contrafactual que hubiera sido esperado en la ausencia de la práctica anticompetitiva. Los resultados son consistentes con un impacto medible y estadísticamente significativo de la conducta anticompetitiva en los precios observados durante el periodo de estudio.

Palabras clave: Legislación en competencia, colusión, evaluaciones ex post, autotransporte de carga.

Clasificación JEL: C22, D43, K21, L12.

* Andrés Aradillas López, Profesor Asociado de Economía en el Departamento de Economía de la Universidad Estatal de Pensilvania.

^φ Este estudio fue realizado de forma independiente por el Profesor Aradillas encomendado por la COFECE, en cumplimiento del artículo 12 fracción XXIX de la Ley Federal de Competencia Económica. Los comentarios sobre este estudio pueden ser enviados a:

José Nery Pérez Trujillo
Director General de Planeación y Evaluación
COFECE
Av. Santa Fe 505, Col. Cruz Manca, C.P. 05349,
México DF. Tel.: +52-55-2789-6500.
Correo electrónico: jperez@cofece.mx.

Andrés Aradillas López
518 Kern Bldg, Department of Economics.
Penn State University. University Park, PA
16802, Tel.: (814) 863-2157.
Correo electrónico: aaradill@psu.edu.

Contenido

Sobre la COFECE	2
1. Introducción	5
2. El Caso.....	6
3. Análisis econométrico de cambio estructural	7
3.1. Periodo colusivo	7
3.2. Modelo econométrico	8
3.3. Prueba econométrica de cambio estructural	9
4. Análisis del “markup” en precios de autotransporte derivado de la conducta colusiva	11
4.1. Definición del “Markup”	12
4.2. Evolución del markup durante el periodo de colusión	12
5. Medición de impacto en el bienestar de la práctica anticompetitiva	13
5.1. Evolución de la inflación anual: comparativo del comportamiento observado y el contrafactual sin colusión	15
5.2. Una Estimación Económica del Daño	16
5.3. Impacto en otros sectores de la economía	19
6. El CPAC como Predictor del Markup	20
7. Conclusiones y resumen de resultados	22
Bibliografía.....	24

1. Introducción

El presente documento estudia la evidencia empírica y la medición del impacto de la práctica anticompetitiva observada en el sector de autotransporte de carga en México entre 2008 y 2010. Dicha práctica anticompetitiva giró en torno al llamado Cargo por Ajuste de Combustible (CPAC) a través del cual la Cámara Nacional de Autotransporte de Carga (CANACAR) y sus miembros se coludieron para transferir los aumentos en el precio del combustible directamente a sus clientes. Este análisis será basado únicamente en el comportamiento de precios, debido a la disponibilidad de datos. Los objetivos del estudio son:

- i. Establecer si existe evidencia estadística de un cambio estructural en la evolución del índice de precios del sector autotransporte durante el periodo de la práctica anticompetitiva con relación al periodo durante el cual dicha práctica no existió.
- ii. Aislar y cuantificar el impacto de la práctica anticompetitiva en el índice de precios del sector autotransporte. Esto se hará a través de una medida de “markup” anticompetitivo en precios.
- iii. Proponer y estimar medidas del impacto en el bienestar derivado de la práctica anticompetitiva.
- iv. Estudiar el poder explicativo del CPAC como predictor del índice de “markup” anticompetitivo en precios.

Cada uno de los puntos anteriores se analizará en secciones individuales de este documento. De ahora en adelante, nos referiremos al periodo de la práctica anticompetitiva como “periodo colusivo” y al periodo donde no se observó dicha práctica como “periodo no-colusivo”.

2. El Caso¹

El 13 de noviembre de 2008, la Comisión Federal de Competencia (CFC) recibió una denuncia contra la Cámara Nacional del Autotransporte de Carga (CANACAR) y su órgano de decisión, el Consejo Ejecutivo Nacional (CEN), por la probable comisión de prácticas monopólicas absolutas.^{2,3} La conducta denunciada consistió en que el CEN de la CANACAR acordó emitir a sus agremiados una recomendación para que trasladaran a sus clientes los aumentos aplicados por el Gobierno Federal al precio de los combustibles mediante el denominado “Cargo por Ajuste de Combustible (CPAC)”.

Como parte de la conducta, la CANACAR difundió y dio seguimiento a la aplicación del CPAC a través de la publicación del acuerdo en su página de Internet y en una construida ex profeso con el objetivo de que los miembros acataran la recomendación. Este acuerdo evitaba que las empresas decidieran, en lo individual, si transferían el incremento en precio a los usuarios de sus servicios o lo absorbían total o parcialmente según su estructura de costos, como ocurre en condiciones de competencia.

El 3 de junio de 2010 el Pleno de la Comisión resolvió que se acredita la comisión de la práctica monopólica absoluta, prevista en el artículo 9° fracción I de la Ley Federal de Competencia Económica (LFCE), consistente en la celebración de contratos, convenios, arreglos o combinaciones entre competidores entre sí con el objeto de elevar, concertar o manipular el precio de venta de los servicios de autotransporte de carga en territorio nacional. El Pleno de la CFC ordenó suspender la práctica y multó a los involucrados por cerca de 31 millones de pesos.

Los agentes económicos sancionados interpusieron un Recurso de Reconsideración en contra de la resolución emitida el 3 de junio de 2010.⁴ Ante este procedimiento el propio Pleno de la CFC consideró que los agravios esgrimidos por los recurrentes resultaron infundados e inoperantes, ratificando el 21 de octubre de 2010 los resolutiveos previos.

¹ Expediente DE-153-2008. Disponible en:

<http://www.cfc.gob.mx:8080/cfcresoluciones/docs/Asuntos%20Juridicos/V76/9/1765469.pdf>

² La CFC quedó extinta el 11 de septiembre de 2013 para ser sustituida por la Comisión Federal de Competencia Económica (COFECE).

³ La CANACAR es la principal asociación de transportistas de carga a nivel nacional, en 2008 contaba con alrededor de 4 mil 500 empresas afiliadas. Al momento de la investigación cinco empresas afiliadas contaban con representantes en el CEN.

⁴ Expediente RA-085-2010 y acumulados. Disponible en:

<http://www.cofece.mx:8080/cfcresoluciones/Docs/Asuntos%20Juridicos/V38/1/1363160.pdf>

3. Análisis econométrico de cambio estructural

La primera parte del análisis se enfoca en determinar si existe evidencia de un cambio estructural en la evolución y el comportamiento del índice de precios de autotransporte si comparamos el periodo de colusión contra el periodo de no-colusión. En general, el cambio hacia un régimen colusivo debería manifestarse en los datos a través de un cambio estructural. Antes de describir el modelo utilizado en esta sección, se definen las siguientes relacionadas en la Tabla 1:

Tabla 1. Definición de variables incluidas.	
$Y_t =$	INPP (base junio 2012=100, mensual). Índices de precios genéricos para el mercado nacional: Autotransporte de Carga General (1461).
$X_{t,lub} =$	INPP (base junio 2012=100, mensual). Índices de precios genéricos para el mercado nacional: Aceites Lubricantes (1242).
$X_{t,llan} =$	INPP (base junio 2012=100, mensual). Índices de precios genéricos para el mercado nacional: Llantas neumáticas para automóviles y camionetas (1319).
$X_{t,refac} =$	INPP (base junio 2012=100, mensual). Índices de precios genéricos para el mercado nacional: Otras partes y refacciones automotrices (1438).
$X_{t,dies} =$	INPP (base junio 2012=100, mensual). Índices de precios genéricos para el mercado nacional: Diesel (1237).
$Z_t =$	Vector de variables indicadoras para cada trimestre del año.

Fuente: INEGI.

Nota: Los datos recabados abarcan el periodo: enero 2004 – octubre 2014.

El análisis econométrico será basado en el comportamiento de precios debido a la disponibilidad de datos y al tamaño muestral. Las variables de actividad económica en el sector de autotransporte (incluidas en las Encuestas Nacionales de Transporte del INEGI) tienen una frecuencia anual. Dada la frecuencia mensual de los datos de precios y el hecho de que el análisis gira en torno a cambios en precios, las variables de frecuencia anual tuvieron muy poco poder predictivo y por lo tanto fueron excluidas de del estudio. Tampoco se encontró información más desagregada (a nivel empresa o ciudad). No obstante, como los resultados lo muestran, el análisis de precios es suficiente para identificar un claro patrón anticompetitivo y para establecer una medida genuina de impacto en el bienestar y realizar estimaciones de dicho impacto.

3.1. Periodo colusivo

La muestra utilizada abarca el periodo: enero 2004 – octubre 2014. De aquí en adelante se considera que el periodo de colusión abarca de septiembre de 2008 a julio de 2010. Por lo tanto, se expande por un mes el periodo reconocido como de conducta colusiva

en la Ficha Técnica de la COFECE.⁵ Esto se hace porque los efectos anticompetitivos sobre el cambio en precios aún se reflejarían en julio de 2010. El resto de la muestra será referido de aquí en adelante como “periodo no-colusivo”. Asimismo, denotaremos:

$$\tau^c\{t: 09/2008 \leq t \leq 06/2010\}, \tau^{nc}\{t: t \leq 08/2008 \text{ ó } t \geq 07/2010\}$$

τ^c se refiere al periodo de conducta colusiva mientras τ^{nc} se refiere al periodo de conducta no-colusiva.

3.2. Modelo econométrico

Agrupemos las siguientes series de precios:

$$X_t = (X_t^{lub}, X_t^{llan}, X_t^{refac}, X_t^{dies})$$

Debido a la presencia natural de una tendencia temporal en las series de precios, el modelo econométrico que utilizado está basado en el estudio de cambios en precios. Definamos:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \rightarrow \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

Como la Gráfica 1 lo sugiere, tomar primeras diferencias elimina la tendencia temporal de la serie de precios de autotransporte y produce una serie de tiempo con características estacionarias, un requisito para la validez teórica de nuestro análisis econométrico (ver Hamilton (1994, Capítulo 15)).

Nuestro análisis está basado en el siguiente modelo:⁶

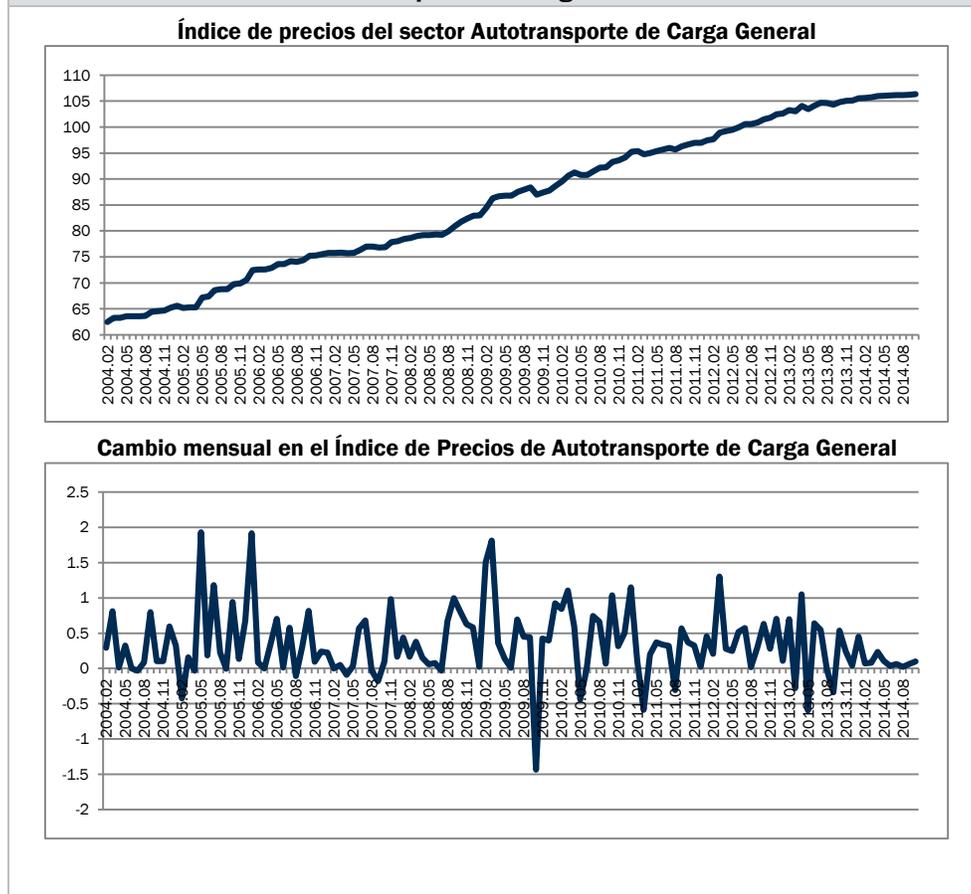
$$\Delta Y_t = \Delta X_t' \beta_1 + Z_t' \beta_2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

β_1 y β_2 son vectores de coeficientes (con cuatro elementos cada uno) a estimar. Al enfocar el análisis econométrico en el cambio en precios, se elimina la presencia de una tendencia temporal y al mismo tiempo se previene el problema potencial de estimar una “regresión espuria” (ver Hamilton (1994, Sección 18.3)).

⁵ La resolución de la COFECE está fechada en junio del 2010, lo que marcaría el fin de la conducta. Sin embargo, su impacto en el cambio mensual de precios aún se reflejaría en julio del 2010.

⁶ Este modelo es idéntico a una especificación donde se incluye un intercepto y se incluyen solamente tres de las cuatro variables indicadoras en Z_t . Incluir un intercepto además de todas las variables en Z_t resultaría –como es bien sabido– en multicolinealidad perfecta, imposibilitando la estimación de los parámetros del modelo.

Gráfica 1. Nivel y cambio mensual en el Índice de Precios del Sector Autotransporte de Carga General.



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI.

Los precios incluidos en X_t incluyen los componentes observables más relevantes para explicar la dinámica de precios del sector autotransporte. La inclusión de las variables indicadoras trimestrales Z_t ayudan a controlar factores estacionales que explican la variación de precios.⁷

3.3. Prueba econométrica de cambio estructural

El método se centra en la llamada “prueba de Chow” (Chow (1960)), quizás el método más popular y conocido para realizar pruebas estadísticas de cambio estructural. Asumiendo el modelo descrito en la Ecuación (1), un cambio estructural se refiere a un cambio en el valor de los coeficientes β_1 y/o β_2 en el periodo colusivo comparado con el

⁷ Las conclusiones del análisis econométrico presentadas en este documento se mantuvieron intactas al usar variables indicadoras mensuales en lugar de trimestrales.

periodo no colusivo. Específicamente, nuestro objetivo es analizar si el modelo original (1) se puede generalizar de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \begin{cases} \Delta X_t' \beta_1^{nc} + Z_t' \beta_2^{nc} + \varepsilon_t & \text{cuando } t \in \tau^{nc} \text{ (periodo no colusivo),} \\ \Delta X_t' \beta_1^c + Z_t' \beta_2^c + \varepsilon_t & \text{cuando } t \in \tau^c \text{ (periodo colusivo).} \end{cases} \quad (2)$$

Se dice que hay un cambio estructural si $\beta_1^{nc} \neq \beta_2^{nc}$ o $\beta_2^{nc} \neq \beta_2^c$. De lo contrario dicho cambio queda descartado. La prueba de Chow consiste de los siguientes pasos:

- a. Estimar el modelo (1) por mínimos cuadrados para la muestra en su conjunto, denotando los estimadores como $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$ y la correspondiente suma de errores cuadrados como:

$$RSS = \sum_{t=1}^T (\Delta Y_t - (\Delta X_t' \hat{\beta}_1 + Z_t' \hat{\beta}_2))^2$$

- b. Estimar el modelo (1) por mínimos cuadrados para el periodo no-colusivo, denotando los estimadores como $(\hat{\beta}_1^{nc}, \hat{\beta}_2^{nc})$ y la correspondiente suma de errores cuadrados como:

$$RSS^{nc} = \sum_{t \in \tau^{nc}} (\Delta Y_t - (\Delta X_t' \hat{\beta}_1^{nc} + Z_t' \hat{\beta}_2^{nc}))^2$$

- c. Estimar el modelo (1) por mínimos cuadrados para el periodo colusivo, denotando los estimadores como $(\hat{\beta}_1^c, \hat{\beta}_2^c)$ y la correspondiente suma de errores cuadrados como:

$$RSS^c = \sum_{t \in \tau^c} (\Delta Y_t - (\Delta X_t' \hat{\beta}_1^c + Z_t' \hat{\beta}_2^c))^2$$

- d. Construir el estadístico de Chow:

$$Chow = \frac{(RSS - (RSS^{nc} + RSS^c))/k}{(RSS^{nc} + RSS^c)/(T_c + T_{nc} - 2k)}$$

donde k es el número de parámetros a estimar (ocho en este caso), T_c es el número de observaciones en el periodo colusivo (23 en este caso) y T_{nc} es el número de observaciones en el periodo no-colusivo (106 en este caso). Bajo la hipótesis nula de que no existe cambio estructural, el estadístico Chow se distribuye aproximadamente como una variable aleatoria F con $k = 8$ grados de libertad en el numerador y $T_c + T_{nc} - 2 = 113$ grados de libertad en el denominador. La hipótesis de que no existe cambio estructural es rechazada si $Chow > F(1 - \alpha; 8, 113)$ donde α es el nivel de significancia elegido y $F(1 - \alpha; 8, 113)$ se refiere al valor crítico correspondiente para una distribución $F_{8,113}$. Por ejemplo, si el nivel de significancia es 5%, la hipótesis de no

cambio estructural es rechazada si $Chow > 2.02$. Los resultados en nuestro caso se incluyen en la Tabla 2.

Tabla 2. Resultados de la prueba de cambio estructural.		
Estadístico Chow	Valor crítico ($\alpha = 5\%$)	Valor p de la prueba
2.2576	2.0215	0.0281

Fuente: Estimación propia.

Derivado de los resultados en la Tabla 2, se puede afirmar con certidumbre mayor a 95% que existió un cambio estructural entre el periodo colusivo y el no-colusivo. El valor-p indica que esta certidumbre es aproximadamente 98%.

Habiendo evidenciado empíricamente la presencia de una diferencia estructural en los datos entre los periodos colusivo y no-colusivo, la siguiente sección propone un índice de “markup” para medir el impacto en precios de la conducta anticompetitiva.

4. Análisis del “markup” en precios de autotransporte derivado de la conducta colusiva

La manera más natural de medir el impacto de cualquier práctica anticompetitiva en precios es a través de un análisis contrafactual que consiste en estimar el comportamiento del precio si no hubiera existido la práctica anticompetitiva, y contrastarlo contra el comportamiento observado en el precio (ver Whinston (2006, Capítulo 2)). Con este propósito, recurrimos al modelo estimado en la sección anterior. Como se hizo previamente, definamos $(\hat{\beta}_1^{nc}, \hat{\beta}_2^{nc})$ como los estimadores de mínimos cuadrados del modelo (1) durante el periodo no-colusivo. De ahora en adelante definiremos:

$$\underline{t}^c = \text{Inicio del periodo colusivo (septiembre, 2008),}$$

$$\bar{t}^c = \text{Fin del periodo colusivo (julio, 2010),}$$

Asimismo, definamos:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta Y}_t^{nc} &= \Delta X_t' \hat{\beta}_1^{nc} + Z_t' \hat{\beta}_2^{nc}, \\ \hat{Y}_{\underline{t}^c}^{nc} &= Y_{\underline{t}^c - 1} + \hat{\Delta Y}_{\underline{t}^c}^{nc}, \\ \hat{Y}_t^{nc} &= \hat{Y}_{\underline{t}^c}^{nc} + \hat{\Delta Y}_t^{nc}, \text{ para } \underline{t}^c + 1 \leq t \leq \bar{t}^c. \end{aligned} \quad (3)$$

\hat{Y}_t^{nc} , definido en la Ecuación (3), representa el precio de autotransporte predicho por nuestro modelo en la ausencia de colusión. En particular, para cada periodo $t \in \tau^c$ (durante el periodo colusivo), $Y_t - \hat{Y}_t^{nc}$ mide (estima) la diferencia contrafactual en precios en la ausencia de colusión.

4.1. Definición del “Markup”

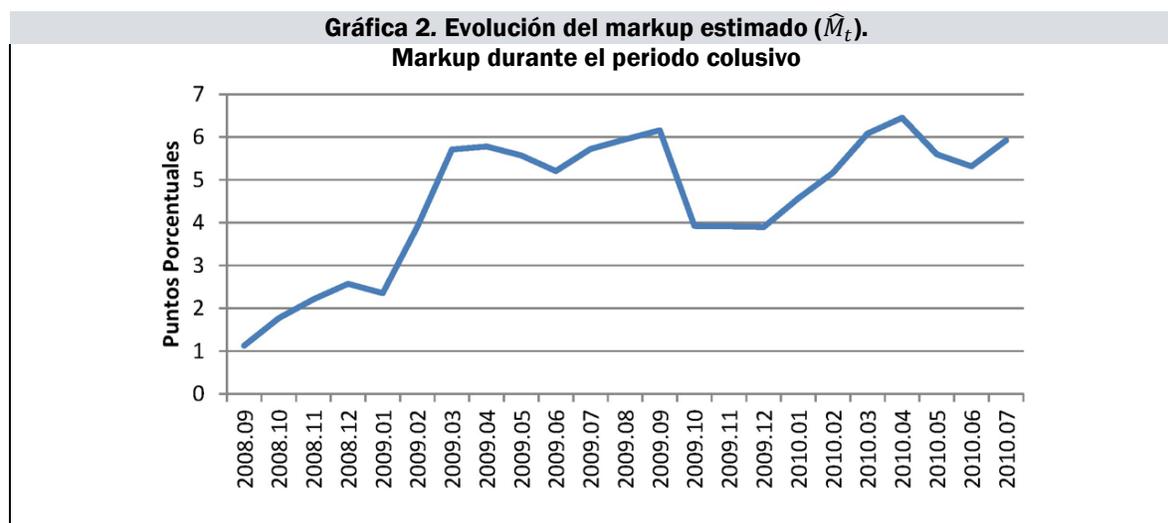
Nuestra medida del impacto en precios de autotransporte de la conducta colusiva es la siguiente:

$$\hat{M}_t = \frac{Y_t - \hat{Y}_t^{nc}}{\hat{Y}_t^{nc}} \quad (4)$$

De ahora en adelante nos referiremos a este índice como el “markup”, el cual se debe interpretar como la desviación porcentual entre el precio esperado en la ausencia de colusión y el precio observado en los datos. En la ausencia de conducta colusiva, dicha diferencia sería aproximadamente insignificante (en un sentido estadístico). Una medida similar a (4) es analizada, por ejemplo, en Block, Nold, and Sidak (1981).

4.2. Evolución del markup durante el periodo de colusión

Como se puede observar en la Gráfica 2, El markup estimado \hat{M}_t tuvo un signo positivo durante el periodo entero de colusión, siendo esto consistente con lo que esperaríamos observar como resultado de una práctica anticompetitiva.



Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 3 resume las principales características estadísticas del markup \hat{M}_t . De nuestros resultados se desprende lo siguiente:

- i. El índice de precios de autotransporte de carga observado en los datos fue sistemáticamente mayor al que hubiéramos esperado observar en la ausencia de colusión.
- ii. Esta diferencia es estadísticamente significativa, con un “markup” resultante que fue, en promedio, aproximadamente del 5% y que con un 95% de probabilidad pudo haber ascendido hasta a 7.67%.

5. Medición de impacto en el bienestar de la práctica anticompetitiva

La naturaleza de los datos disponibles nos impide estimar una función de demanda (ver, por ejemplo, Oum, Waters, and Yong (1992) y Berry, Levinsohn, and Pakes (1995)) y utilizar el excedente del consumidor como una medida de pérdida de bienestar (ver, por ejemplo, Davis and Garcés (2010, Capítulos 1, 8 y 10) o Whinston (2007)).

Promedio	4.56%
Desviación estándar	1.58%
Mínimo	1.12%
Mediana	5.18%
75 ^{vo} percentil	5.73%
90 ^{vo} percentil	6.04%
Máximo	6.45%
Intervalo de confianza de 95%	[1.45% , 7.67%]

Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, nuestros datos nos permiten identificar, estimar y cuantificar el impacto de la colusión en la inflación de precios en el sector de autotransporte. Queda claro que la inflación es un factor que afecta a la economía y al bienestar de las empresas e individuos (ver Aiyagari, Braun, and Eckstein (1998)). Por lo tanto, aislar y estimar el impacto de la conducta colusiva en la inflación del sector de autotransporte es una medida relevante de impacto en el bienestar. Como se hizo previamente, el primer y el último periodo de colusión son definidos como:

$$\underline{t}^c = \text{septiembre de 2008} \quad \bar{t}^c = \text{julio de 2010}$$

Definamos:

$$\Pi^c = \left(\frac{12}{24}\right) \left[\frac{Y_{\bar{t}^c} - Y_{\underline{t}^c-1}}{Y_{\underline{t}^c-1}} \right]$$

$$\hat{\Pi}^{nc} = \left(\frac{12}{24}\right) \left[\frac{\hat{Y}_{\bar{t}^c}^{nc} - Y_{\underline{t}^c-1}}{Y_{\underline{t}^c-1}} \right]$$

Π^c representa la inflación (anualizada) observada en los datos entre agosto de 2008 y julio de 2010. $\hat{\Pi}^{nc}$ representa la inflación que se hubiera esperado en la ausencia de la conducta colusiva. La medida de impacto en el bienestar es la siguiente:

$$\hat{W}^c = \Pi^c - \hat{\Pi}^{nc} \quad (5)$$

Se puede identificar a \hat{W}^c como un estimador del incremento inflacionario derivado de la conducta colusiva. Además de presentar el valor estimado de \hat{W}^c , nos interesa construir un intervalo de confianza para tener una idea más precisa del rango del impacto en el bienestar de la conducta colusiva. Para ello se necesita un estimador de la varianza de \hat{W}^c . Para derivar la varianza asintótica de \hat{W}^c se puede invocar el “Método Delta” (ver Hayashi (2000, Capítulo 2)) en econometría. Definamos

$$U_t = (\Delta X_t', Z_t')'$$

Condicionales en los valores de precios (Y_t, X_t) observados durante el periodo colusivo, un estimador de $Var(\hat{W}^c)$ se puede construir de la siguiente manera:

$$\widehat{Var}(\hat{W}^c) = \left[\sum_{t=\underline{t}^c}^{\bar{t}^c} \frac{U_t'}{Y_{\underline{t}^c-1}} \right] \widehat{Var}(\hat{\beta}^{nc}) \left[\sum_{t=\underline{t}^c}^{\bar{t}^c} \frac{U_t}{Y_{\underline{t}^c-1}} \right]$$

Donde $\widehat{Var}(\hat{\beta}^{nc})$ es el estimador de la matriz de varianza-covarianza de $\hat{\beta}^{nc}$. El estimador de varianza $\widehat{Var}(\hat{\beta}^{nc})$ es construido en este caso siguiendo el método de Newey-West (Newey and West (1987)) el cual permite autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos de la Ecuación (1).⁸ Usando estos resultados, un intervalo de confianza del 95% para \hat{W}^c se construye así:

⁸ Al construir este estimador, se permite autocorrelación de tercer orden entre los residuos de la Ecuación (1).

$$\left[\widehat{W}^c - 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{W}^c)}, \widehat{W}^c + 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{W}^c)} \right]$$

Los resultados se incluyen en la Tabla 4.

Tabla 4. Estimación del impacto inflacionario derivado de la conducta colusiva (En puntos porcentuales de inflación).			
Valor observado Π^c	Valor estimado $\widehat{\Pi}^{nc}$	Incremento inflacionario $\widehat{W}^c = \Pi^c - \widehat{\Pi}^{nc}$	Intervalo de confianza de 95% para \widehat{W}^c
7.25%	4.05%	3.20%	[0.23% , 6.31%]

Fuente: Elaboración propia.

De los resultados se desprenden las siguientes conclusiones:

- i. La inflación observada fue 3.2 puntos porcentuales mayor a la que se hubiera esperado en la ausencia de colusión. Esto equivale a una diferencia de 79%.
- ii. El impacto inflacionario de dicha conducta es estadísticamente significativo con un 95% de certidumbre.

5.1. Evolución de la inflación anual: comparativo del comportamiento observado y el contrafactual sin colusión

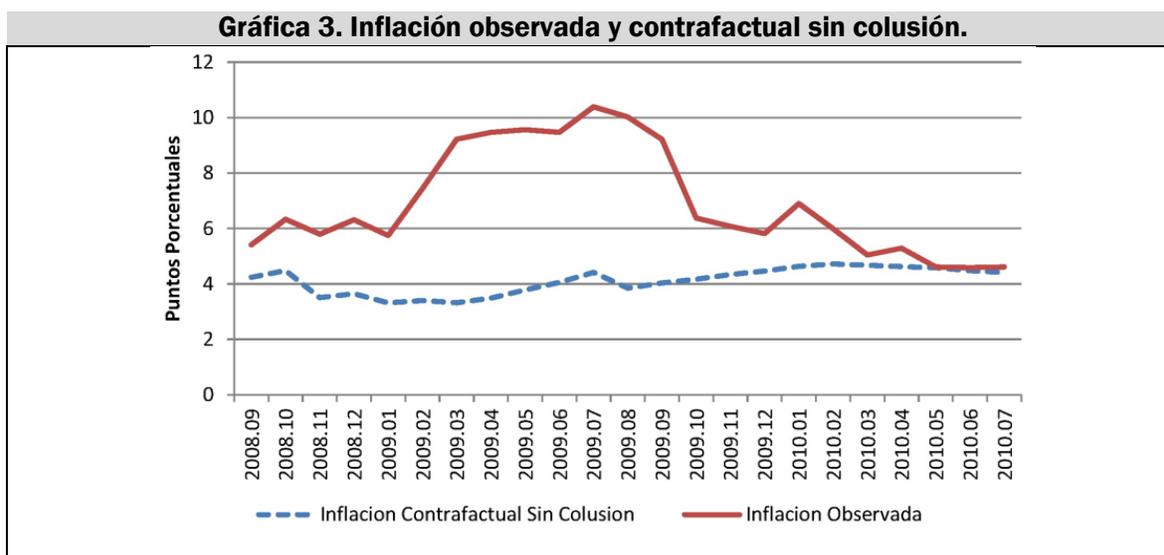
Para complementar el análisis y tener una idea más completa del impacto inflacionario de la conducta anticompetitiva, se presenta una comparación del comportamiento de la inflación anual observada contra la que se hubiera esperado en ausencia de colusión. Definamos:

$$\pi_t^c = \frac{Y_t - Y_{t-12}}{Y_{t-12}}, \quad \widehat{\pi}_t^c = \frac{\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_{t-12}}{\widehat{Y}_{t-12}}$$

π_t^c representa la inflación anual observada en el periodo (mes) t , mientras que $\widehat{\pi}_t^c$ representa la inflación que se hubiera esperado en la ausencia de colusión. La Figura 3 hace un comparativo entre las dos cantidades. De lo observado en dicha figura se desprende lo siguiente:

- i. La inflación observada en precios de autotransporte de carga se mantuvo sistemáticamente por encima de la inflación esperada sin colusión durante la totalidad del periodo donde se registró la práctica anticompetitiva.
- ii. Esta discrepancia comenzó desde el inicio del periodo colusivo, exacerbándose hacia la segunda mitad del 2009 y disminuyendo de manera continua hacia el final del periodo de colusión, cuando la sentencia de la COFECE ya se aproximaba.

- iii. La diferencia contrafactual estimada durante el 2009 fue, en promedio, de 4.34 puntos porcentuales de inflación, llegando dicho estimado a ser hasta 6.17 puntos en agosto del 2009 (justo un año después de haberse iniciado la práctica anticompetitiva).



Fuente: Elaboración propia.

5.2. Una Estimación Económica del Daño

Una comparación del ingreso por prestación de servicios en el sector de autotransporte durante el periodo colusivo, contra el ingreso contrafactual que se hubiera generado en la ausencia de colusión constituiría una aproximación del impacto económico directo de la práctica anticompetitiva.⁹ Con respecto a este tipo de información, la fuente más confiable y consistente la constituyen las Encuestas Anuales de Transporte publicadas por el INEGI. Dichas encuestas incluyen cifras acumuladas anuales de Ingresos por el Suministro de Bienes y Servicios de Autotransporte de Carga (general y especializado). Este será el concepto de ingresos con el que trabajaremos en esta sección, y lo denotaremos ING_A , donde A se refiere al año ' A '. Para tener una idea de la magnitud económica de esta actividad económica, en el año 2012 (el año más reciente para el cual se tienen cifras), los ingresos del sector equivalieron a $ING_A = 124.3$ mil millones de pesos. Las cifras de ingreso disponibles tienen la desventaja de ser acumulados anuales (no se cuentan con cifras mensuales). Sin embargo, si asumimos que el

⁹ Más adelante se discutirán algunos de los impactos indirectos que pueden derivarse de prácticas anticompetitivas en la industria de autotransporte de carga en otros sectores de la economía.

volumen real de actividad se mantiene aproximadamente constante a lo largo de cada año, el ingreso contrafactual en la ausencia de colusión se puede aproximar como:

$$ING_A^{nc} = \left(\frac{\sum_{t \in A} Y_t^{nc}}{\sum_{t \in A} Y_t} \right) ING_A$$

Donde, como se definió previamente, Y_t^{nc} se refiere al índice de precios contrafactual en la ausencia de colusión. De esta manera, se puede estimar el ingreso contrafactual acumulado durante el año 'A' como:

$$\widehat{ING}_A^{nc} = \left(\frac{\sum_{t \in A} \widehat{Y}_t^{nc}}{\sum_{t \in A} Y_t} \right) ING_A$$

Donde \widehat{Y}_t^{nc} es estimado de acuerdo con la Ecuación 3 durante el periodo colusivo (septiembre 2008 a julio 2010) y \widehat{Y}_t^{nc} corresponde a Y_t durante el resto de la muestra. La medida monetaria de impacto anticompetitivo que a analizar en esta sección es:

$$\begin{aligned} \widehat{M}_A &= ING_A - \widehat{ING}_A^{nc} && \text{(monto anual), para } A = 2008, 2009, 2010. \\ \widehat{M} &= \widehat{M}_{2008} + \widehat{M}_{2009} + \widehat{M}_{2010} && \text{(monto acumulado durante el periodo colusivo).} \end{aligned} \quad (6)$$

Además de estimar \widehat{M}_A y \widehat{M} , es conveniente construir intervalos de confianza para estas mediciones. Para ello es necesario tener un estimador de las varianzas correspondientes. Como se hizo previamente para \widehat{W}^c , recurriremos al llamado "Método Delta". Una vez más, definamos

$$U_t = (\Delta X'_t, Z'_t)'$$

Como se definió previamente, $\underline{t}_c = \text{septiembre } 2008$ y $\bar{t}_c = \text{julio } 2010$ denotan la fecha inicial y final del periodo anticompetitivo en nuestro estudio. Las varianzas de \widehat{M}_A y \widehat{M} se pueden estimar de la siguiente manera:

$$\widehat{var}(\widehat{M}_A) = \left(\frac{ING_A}{\sum_{r \in A} Y_r} \right)^2 \left(\sum_{t \in A} \sum_{s=\underline{t}_c}^{\bar{t}_c} U'_s \right) \widehat{var}(\widehat{\beta}^{nc}) \left(\sum_{t \in A} \sum_{s=\underline{t}_c}^{\bar{t}_c} U_s \right)$$

y

$$\widehat{var}(\widehat{M}) = \left(\sum_{A=2008}^{2010} \left(\frac{ING_A}{\sum_{r \in A} Y_r} \right) \sum_{t \in A} \sum_{s=\underline{t}_c}^{\bar{t}_c} U'_s \right) \widehat{var}(\widehat{\beta}^{nc}) \left(\sum_{A=2008}^{2010} \left(\frac{ING_A}{\sum_{r \in A} Y_r} \right) \sum_{t \in A} \sum_{s=\underline{t}_c}^{\bar{t}_c} U_s \right)$$

Partiendo de aquí, se construyen los intervalos de confianza con 95% de certidumbre estadística simplemente como:

$$\left[\widehat{M}_A - 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{M}_A)}, \widehat{M}_A + 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{M}_A)} \right]$$

$$\left[\widehat{M} - 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{M})}, \widehat{M} + 1.96 \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{M})} \right]$$

Los resultados se incluyen en las Tablas 5 y 6.

Tabla 5. Estimación del Impacto Económico (miles de millones de pesos).

Periodo	Monto Estimado	Intervalo de Confianza de 95%
2008	0.696	[0.218 , 1.175]
2009	5.186	[4.442 , 5.933]
2010	3.548	[3.205 , 3.891]
2008-2010	9.432	[8.197 , 10.667]

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6. Estimación del Impacto Económico (como porcentaje de los ingresos totales).

Periodo	Monto Estimado	Intervalo de Confianza de 95%
2008	0.643%	[0.201% , 1.085%]
2009	4.617%	[3.952% , 5.282%]
2010	3.050%	[2.755% , 3.345%]
2008-2010	2.798%	[2.432% , 3.165%]

Fuente: Elaboración propia.

De los resultados en las Tablas 5 y 6 se desprende lo siguiente:

- i. De nuevo se confirma que el mayor impacto de la conducta anticompetitiva se registró en el 2009 ya que, a diferencia del 2008 y 2010, dicha conducta se registró durante la totalidad del 2009. El monto estimado de daño durante 2009 fue de 5.2 mil millones de pesos y los resultados indican que, con una certidumbre del 95%, dicho monto ascendió al menos a 4.4 mil millones.
- ii. El impacto estimado representa una proporción relativamente menor (alrededor del 3%) de los ingresos por la prestación de servicio en el sector de autotransporte de carga. Sin embargo, la magnitud de la actividad económica

en dicho sector se traduce en daños acumulados de alrededor de 9 mil millones de pesos. Con 95% de certidumbre, los resultados indican que dicho monto ascendió al menos a 8.2 mil millones de pesos.¹⁰

La medición que se presenta aquí es una aproximación del impacto directo de la conducta anticompetitiva ya que se enfoca exclusivamente en el sector autotransporte de carga. La importancia del autotransporte como enlace entre diferentes sectores y regiones de la economía nacional sugieren que el impacto macroeconómico es mucho mayor. En la siguiente sección se incluye una discusión de dicho impacto.

5.3. Impacto en otros sectores de la economía

El autotransporte de carga es componente de costos importante en muchos sectores de la economía, por lo cual prácticas anticompetitivas en dicho sector tienen repercusiones que se extienden hacia muchas ramas de la actividad económica. Por ello, las cifras presentadas previamente deben considerarse como una cota inferior, un estimado muy conservador del daño incurrido en la economía por la práctica anticompetitiva estudiada aquí. Los datos disponibles para este estudio imposibilitan una cuantificación exacta de los daños en otros sectores de la actividad económica; sin embargo, se puede recurrir a estudios realizados previamente que son aplicables en buena medida al caso de la economía mexicana para tener una idea aproximada del impacto del sector de autotransporte en los costos y precios. Específicamente nos concentraremos en el sector alimenticio por dos razones principales:

- i. El comportamiento de los precios de los alimentos es fundamental para el bienestar de las familias en condiciones vulnerables.
- ii. Por su naturaleza perecedera, el sector de alimentos es particularmente vulnerable a variaciones en los costos de autotransporte.

En este sentido, el Banco Mundial (Schwartz, Guasch, Wilmsmeier, and Stokenberga (2009)) elaboró un documento de trabajo para estudiar el impacto de los costos de transporte en los precios de los alimentos en América Latina y el Caribe. Las principales conclusiones de dicho estudio se pueden resumir a continuación:

- i. Los costos logísticos en América Latina y el Caribe constituyen entre el 16% y el 26% del PIB y entre el 18% y el 32% del valor total de los productos primarios. Los costos de transporte en la región constituyen una proporción mayúscula de dichos gastos logísticos.

¹⁰ Incluso si se asume conservadoramente que únicamente el 10% de la muestra en la encuesta participó en la práctica anticompetitiva, el monto del daño estimado sería del orden de mil millones de pesos.

- ii. Incrementos en los costos de transporte se traducen en incrementos en precios de los alimentos hacia el consumidor final de un orden de magnitud proporcional de entre 15% y 25% (es decir, por cada punto porcentual de incremento en los costos de transporte, los precios finales de los alimentos hacia el consumidor aumentan entre 0.15% y 0.25%).
- iii. Fluctuaciones en los costos de transporte son la principal causa de la volatilidad reciente observada en los precios de los alimentos en la región.

En la Tabla 4 se analiza el impacto de la conducta anticompetitiva en la inflación del índice de precios de autotransporte de carga entre septiembre 2008 y julio 2010. Durante dicho lapso, la inflación acumulada en el Índice Nacional de Precios al Consumidor en Alimentos, Bebidas y Tabaco fue de 10.54%. Extrapolando las elasticidades estimadas por el Banco Mundial y combinando dichas cifras con nuestros resultados en la Tabla 4, estimamos que, manteniendo otros factores constantes, la inflación en precios de los alimentos en la ausencia de la práctica anticompetitiva en autotransporte hubiera estado en el rango de 8.45% y 9.29% en lugar del nivel observado de 10.54%. Dada la proporción de familias mexicanas que se encuentran en situaciones económicas vulnerables, este impacto inflacionario tiene costos sociales considerables.

6. El CPAC como Predictor del Markup

Al centro de la práctica anticompetitiva durante el periodo de colusión se encuentra el Cargo por Ajuste de Combustible (CPAC) a través del cual la Cámara Nacional de Autotransporte de Carga (CANACAR) y sus miembros se coludieron para transferir los aumentos en el precio del combustible directamente a sus clientes. En esta sección se estudia la relación estadística entre el markup \hat{M}_t y el CPAC. Dado que la práctica colusiva giró en torno a este último, se esperaría que el CPAC tuviera poder predictivo para explicar la medida de markup \hat{M}_t .

El primer obstáculo al que nos enfrentamos es la falta de información del CPAC durante el periodo colusivo (septiembre 2008 a julio 2010). Incluido en la Ficha Técnica de la COFECE para el caso CANACAR se encuentran datos públicos sobre el CPAC hasta abril del 2009.¹¹ Por esta razón, el primer paso en nuestro análisis consiste en proyectar el

¹¹ Dicha información proviene directamente de la página de internet de la CANACAR, donde el CPAC se publicaba mensualmente a sus socios.

CPAC hasta julio de 2010. Dicha proyección se construyó con base en el siguiente modelo econométrico autoregresivo:

$$CPAC_t = \gamma_0 + \gamma_1 CPAC_{t-1} + \gamma_2 CPAC_{t-2} + v_t$$

La inclusión del intercepto γ_0 ayuda a capturar tendencias temporales del CPAC. Los coeficientes γ_1 y γ_2 capturan las características dinámicas de esta serie. Los parámetros de este modelo autoregresivo fueron estimados usando la información disponible sobre el CPAC, y para periodos posteriores a abril del 2009 proyectamos este cargo usando:

$$\widehat{CPAC}_t = \begin{cases} CPAC_t \text{ para } t \leq \text{abril 2009} \\ \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 CPAC_{t-1} + \hat{\gamma}_2 CPAC_{t-2} \text{ para } t = \text{mayo 2009} \\ \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \widehat{CPAC}_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \widehat{CPAC}_{t-2} \text{ para } t = \text{junio 2009} \\ \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \widehat{CPAC}_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \widehat{CPAC}_{t-2} \text{ para } t \geq \text{julio 2009} \end{cases}$$

Nuestro objetivo es estudiar la relación estadística entre el markup \widehat{M}_t y el CPAC. Dado que este último tiene un factor de tendencia temporal (capturado por el coeficiente $\hat{\gamma}_0$), es necesario eliminar cualquier tendencia temporal en \widehat{M}_t para suprimir el riesgo de una “regresión espuria” (Hamilton (1994, Sección 18.3)). Con este propósito se estima primero la siguiente regresión:

$$\widehat{M}_t = \delta_0 + \delta_1 t + \eta_t$$

y utilizamos

$$\bar{M}_t = \widehat{M}_t - [\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 t]$$

\bar{M}_t elimina la tendencia temporal en el markup \widehat{M}_t . Finalmente, estimamos la siguiente regresión para el periodo colusivo:

$$\bar{M}_t = \theta_0 + \theta_1 \widehat{CPAC}_t + \theta_2 \widehat{CPAC}_t^2 + \theta_3 \widehat{CPAC}_t^3 + \epsilon_t \quad (7)$$

El coeficiente de determinación (R^2 o “R-cuadrada”) de la regresión (7) fue de 0.66. De aquí se desprende que, a través del modelo (7), la variación en el CPAC explica el 66% de la variación en el markup durante el periodo colusivo. Este hallazgo es consistente con el papel fundamental del CPAC como instrumento de colusión.

7. Conclusiones y resumen de resultados

Se encontró evidencia empírica de un cambio estadísticamente significativo en la estructura dinámica de precios en el sector de autotransporte durante el periodo colusivo (septiembre 2008 a julio 2010) comparado con el periodo no colusivo.

Nuestro índice de medición del impacto en precios de la práctica anticompetitiva observada fue un “markup” \widehat{M}_t construido como la diferencia porcentual entre el índice de precios de autotransporte observado en los datos y el índice de precios que hubiéramos esperado en la ausencia de colusión.

El markup estimado \widehat{M}_t tuvo un signo positivo durante la totalidad del periodo de colusión, demostrando que el índice de precios de autotransporte observado en los datos fue sistemáticamente mayor al que hubiéramos esperado en la ausencia de la práctica anticompetitiva. Esta diferencia fue estadísticamente significativa, con un valor promedio de aproximadamente 5% mismo que, con un 95% de certidumbre, pudo alcanzar niveles cercanos a 8%.

Como medida de impacto en el bienestar utilizamos la comparación entre la tasa de inflación en el sector autotransporte observada durante el periodo de la práctica anticompetitiva y la tasa de inflación que se hubiera esperado en la ausencia de dicha práctica. De manera específica, se analizó la tasa de inflación (anualizada) entre septiembre de 2008 y julio de 2010. El análisis reveló que dicha diferencia fue estadísticamente significativa, con un valor estimado de 3.2 puntos porcentuales de inflación anualizada. Asimismo, comparamos la evolución de la tasa anual de inflación para cada mes en dicho periodo y encontramos un impacto inflacionario de la práctica anticompetitiva en cada uno de los meses durante dicho periodo, llegando dicho impacto a alcanzar un nivel máximo de seis puntos porcentuales de inflación anualizada en agosto de 2009. Aplicando este diferencial inflacionario a las cifras de ingreso por la prestación de servicios en el sector de autotransporte, se estimó que la diferencia en términos monetarios durante el periodo colusivo fue del orden de 9 mil millones de pesos, monto que representa el daño económico acumulado de la práctica analizada.

Las cifras anteriores constituyen un estimado del impacto directo de la práctica anticompetitiva. Los costos indirectos reverberan a lo largo de los sectores de actividad económica que requieren del autotransporte de carga como un insumo intermedio. Particular atención merece el sector de alimentos debido a la naturaleza perecedera de sus productos y a su impacto en el bienestar de las familias. Extrapolando estudios realizados por el Banco Mundial y combinándolos con nuestros hallazgos, se estimó que, manteniendo otros factores constantes, la inflación de precios al consumidor en

alimentos durante el periodo septiembre de 2008 a julio de 2010 hubiera estado en el rango de 8.45% y 9.29% en la ausencia de la práctica anticompetitiva. Sin embargo, la inflación observada fue de 10.54%. La proporción de familias mexicanas en situaciones económicas vulnerables hacen de éste un impacto económico con enormes implicaciones sociales y de bienestar.

Finalmente, estimamos que el Cargo por Ajuste de Combustible (CPAC) explica aproximadamente el 66% de la variación en el markup \hat{M}_t durante el periodo colusivo. Esto es congruente con la determinación de la COFECE de que la práctica anticompetitiva giró en torno al CPAC como el instrumento de colusión.

Bibliografía

- Aiyagari, S., R. Braun, and Z. Eckstein (1998). Transaction services, inflation, and welfare. *Journal of Political Economy* 106, 1274–1301.
- Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica* 63, 841–890.
- Block, K., F. Nold, and J. Sidak (1981). The deterrent effect of antitrust enforcement. *Journal of Political Economy* 89, 429–445.
- Chow, G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica* 28(1), 591–605.
- Davis, P. and E. Garces (2010). Quantitative techniques for competition and antitrust analysis. Princeton University Press.
- Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.
- Newey, W. and K. West (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55(3), 703–708.
- Oum, T., H. Waters, and J. Yong (1992). Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates: An interpretative survey. *Journal of Transport Economics and Policy* 26, 139–154.
- Schwartz, J., J. Guasch, G. Wilmsmeier, and A. Stokenberga (2009). Logistics, transport and food prices in Iac: Policy guidance for improving efficiency and reducing costs. In T. W. B. L. America and the Caribbean Region (Eds.), *Sustainable Development Occasional Papers Series*, Number 2, pp. 1–38. The World Bank.
- Whinston, M. (2006). *Lectures on Antitrust Economics*. MIT Press.
- Whinston, M. (2007). Antitrust policy toward horizontal mergers. In R. Schmalensee and R. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Volume 3, Chapter 36, pp. 2369–2440. North-Holland.