

EL EFECTO DE LA LIBERALIZACIÓN COMERCIAL SOBRE LOS MÁRGENES DE PRECIOS A COSTOS MARGINALES DEL SECTOR MANUFACTURERO

El caso de México, 1994-2003*

*Gabriela López Noria***

RESUMEN

Este artículo analiza el efecto del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) sobre los márgenes de precio a costos marginales (MPCM) del sector manufacturero en México durante el periodo 1994-2003. Tomando en consideración la sensibilidad de cada industria a la rapidez con la que se eliminan los aranceles bajo el TLCAN, los resultados muestran que los MPCM cayeron inmediatamente después de que comenzó en México la segunda ronda de liberalización comercial en 1994. Sin embargo, en años subsecuentes, no emerge un patrón claro para estos MPCM. Adicionalmente, el estudio toma en cuenta la sensibilidad de cada industria al nivel inicial de su arancel y presenta evidencia que muestra que mientras que el TLCAN sí tuvo un efecto sobre los MPCM de aquellas industrias que liberalizaron en 10 años, no se encontró un efecto robusto sobre los MPCM de las industrias que liberalizaron en cinco años.

* *Palabras clave:* márgenes de precio a costos marginales, liberalización del comercio, TLCAN. *Clasificación JEL:* F13, F15, L11. La autora agradece a Gordon Kemp, Stephen McKnight y a un dictaminador anónimo de *EL TRIMESTRE ECONÓMICO* por sus provechosos comentarios y sugerencias. Artículo recibido el 13 de diciembre de 2013 y aceptado el 24 de julio de 2014. [Traducción del inglés de Hugo Soto de la Vega.]

** Dirección General de Investigación Económica, Banco de México (correo electrónico: glopezn@banxico.org.mx).

ABSTRACT

This paper analyzes the effect of the North American Free Trade Agreement (NAFTA) on Mexican manufacturing price cost margins (PCMs) for the period 1994-2003. Taking into account the sensitivity of each industry to the speed of the tariff reductions under NAFTA, the results show that PCMs immediately decreased once the second round of trade liberalization in Mexico had commenced in 1994. However, in subsequent years, no clear pattern emerges for these PCMs. Additionally, the paper accounts for the sensitivity of each industry to the initial level of its tariff and presents evidence showing that while NAFTA had an effect on the PCMs of the group of industries that liberalized in 10 years, no robust effect was found for the group of industries that liberalized in five years.

INTRODUCCIÓN

Este artículo analiza el efecto de la segunda ronda de liberalización comercial en México, implementada mediante el TLCAN, sobre los MPCM del sector manufacturero durante el periodo 1994-2003.¹ Por lo general, se cree que una reducción en las barreras del comercio agudiza la competencia y obliga a las empresas domésticas a establecer precios más cercanos a los costos marginales. Cuando los costos y los precios marginales llegan a ser iguales, se alcanza una asignación eficiente de los recursos, ya que los compradores igualan sus tasas marginales de sustitución con las tasas marginales de transformación de los productores (Hall, 1988). Por lo tanto, reducir barreras comerciales ayuda a disminuir la ineficiencia generada cuando hay poder monopólico.²

Estudios empíricos sobre el efecto del comercio en los MPCM tradicionalmente han aproximado a los MPCM mediante la fórmula margen de precio promedio a costo marginal variable, que es igual a *ventas – pago a nómina – costos de los materiales/ventas*, y han empleado la tasa de penetración de importaciones para representar la exposición al comercio. Dichos estudios

¹ La primera ronda de liberalización del comercio en México ocurrió en 1986, cuando el país se hizo miembro del Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés).

² En mercados monopólicos, las empresas establecen precios por encima del costo marginal y producen menos de lo que lo harían bajo competencia perfecta. En consecuencia, el excedente del consumidor (*i. e.*, la diferencia entre el precio que el comprador desea pagar y el precio que de hecho paga) es significativamente menor comparado con el que surge en mercados competitivos, lo que resulta en una pérdida en bienestar social y en un declive general del excedente económico.

han estimado regresiones de los MPCM sobre diversas variables explicativas, y han encontrado por lo general una relación negativa entre el comercio y los MPCM, especialmente cuando la concentración doméstica ha sido alta.³ Desafortunadamente, la mayor parte de estos estudios han generado estimaciones inconsistentes, dado que variables como costos de capital, costos de investigación y desarrollo, y costos de publicidad, por lo general, se han ignorado de la aproximación de los MPCM, lo que ha ocasionado problemas de errores en la medición.

En contraste, en este artículo estimamos los MPCM siguiendo el enfoque de Hall (1988), el cual se basa en el residual de Solow, para analizar la relación entre comercio y los MPCM en el sector manufacturero mexicano.⁴ Este artículo también se distingue de la literatura empírica sobre los MPCM en que utiliza datos desagregados a un nivel de seis dígitos, en lugar del nivel más agregado de cuatro dígitos utilizado en artículos previos. Asimismo, actualiza análisis previos sobre el impacto del comercio en los MPCM del sector manufacturero en México (*i. e.*, Castañeda, 2003) al cubrir el periodo 1994-2003, y en vez de utilizar el enfoque de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (TSLS, por sus siglas en inglés) para lidiar con problemas de endogeneidad, se recurrió al método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés), que resulta en un estimador más eficiente.⁵ Aparte de la metodología, los datos actualizados y las técnicas econométricas que se emplearon, este artículo también contribuye a la literatura empírica sobre los MPCM al enfocarse en la dinámica de los márgenes de beneficio (*mark-up*) en México que siguieron a la implementación del TLCAN, y no en el comportamiento estático de las industrias, como en análisis previos.⁶

³ Véase Grether (1996) y Castañeda y Mulato (2006) para el caso de México. Tras analizar varios períodos, estos estudios encuentran que una mayor competencia en importaciones en México disminuye los MPCM del sector manufacturero, especialmente en sectores altamente concentrados.

⁴ Los márgenes de beneficio también pueden verse afectados por factores tales como el ciclo económico (Castañeda y Mulato, 2006; Nishimura *et al.*, 1999; y Kiyota *et al.*, 2009), las barreras de entrada legales o tecnológicas o la diferenciación de productos.

⁵ El estimador GMM es más eficiente que el estimador de variables instrumentales derivado del enfoque TSLS, dado que el primero toma en cuenta todas las condiciones de momento disponibles. Esto lleva a considerar la matriz de ponderación correcta en la función cuadrática que debe ser minimizada para estimar el parámetro. El enfoque TSLS no toma en cuenta todas las condiciones de momento, así que la matriz de ponderación considerada no es la correcta. Además, la técnica econométrica GMM prueba que no haya correlación serial de segundo orden en los errores en primeras diferencias, mientras que el enfoque TSLS ignora la correlación serial. Debido a lo anterior, es que se hace uso del GMM en este estudio.

⁶ Algunos estudios han estimado los márgenes de beneficio y han asumido que éstos son constantes en el tiempo, lo cual implica que la competencia es estática; véase por ejemplo Roeger (1995) y Konings *et al.* (2005). Otros estudios han estimado los márgenes de beneficio para dos subperiodos y han hecho

En primer lugar, se muestra que los MPCM del sector manufacturero disminuyeron inmediatamente después de que comenzó en México la segunda ronda de liberalización comercial bajo el TLCAN en 1994. Sin embargo, en los años subsecuentes, no emerge un patrón claro para los MPCM. Asimismo, el estudio presenta evidencia que muestra que el TLCAN sí tuvo un efecto en los MPCM del grupo de industrias que liberalizaron en 10 años, mientras que no se observó un efecto robusto en los MPCM del grupo de industrias que liberalizaron en cinco años. Los primeros resultados, consistentes con la literatura empírica sobre los MPCM, sugieren que una mayor competencia genera disciplina de mercado al forzar a las empresas con poder de mercado a establecer precios más cercanos a sus costos marginales. Los últimos resultados sugieren que factores adicionales pueden tener también un papel en la contención del poder de mercado en el grupo de industrias menos protegido, *i. e.*, las industrias que liberalizaron en cinco años.

El resto de este artículo se organiza de la siguiente manera: la sección I presenta la revisión de literatura sobre el efecto del comercio en los MPCM; la sección II describe brevemente el enfoque de Hall (1988); la sección III presenta los datos y los resultados empíricos; y por último se presentan las conclusiones.

I. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA SOBRE EL EFECTO DEL COMERCIO EN LOS MPCM

Un número significativo de estudios empíricos ha encontrado que, en países en vías de desarrollo, un incremento en la competencia de importaciones, resultado de procesos de liberalización comercial, ha llevado a una reducción en los MPCM, sobre todo en industrias altamente concentradas.⁷

pruebas para analizar si ha habido cambios en esta variables; véase por ejemplo Castañeda (2003) y Christopoulou y Vermeulen (2012). En contraste, en el presente estudio los márgenes de beneficio se han estimado para todos y cada uno de los años en la muestra.

⁷ La literatura teórica y empírica existente sobre la relación entre competencia e inversión aún no es concluyente y se enfoca principalmente en una relación lineal: algunos autores han encontrado que una competencia creciente en los mercados de productos desalienta la inversión (véase, por ejemplo, Salop, 1977; Dixit y Stiglitz, 1977; Blundell *et al.*, 1999); mientras que otros han encontrado que niveles más altos de competencia la fomenta (véase, por ejemplo, Arrow, 1962; Hart, 1983; MacDonald, 1994; Alesina *et al.*, 2005). Aghion *et al.*, (2005) han encontrado evidencia de una relación de U invertida entre la competencia en los mercados de productos y la innovación. Esta relación de U invertida es el resultado de dos efectos. Primero, la competencia aumenta las ganancias incrementales de innovar, así que alienta las inversiones en investigación y desarrollo con miras a escapar de la competencia. Esta situación tiene lugar entre sectores que operan en niveles tecnológicos similares (*i. e.*, sectores *neck-and-neck*). Segundo, si la competencia es muy alta y las ganancias iniciales ya son bajas, las empresas tendrán pocos

Este fenómeno se conoce como la hipótesis de la función disciplinaria de las importaciones (Levinsohn, 1993) y ha sido analizada mediante distintos marcos referenciales. El enfoque más antiguo es el paradigma estructura-conducta-desempeño (SCP, por sus siglas en inglés), que mide los MPCM como *ventas – pago a nómina – costos de los materiales/ventas* y prueba la hipótesis antes mencionada al estimar regresiones de los MPCM sobre distintas variables explicativas, incluyendo índices de concentración y variables de comercio.⁸

Otra parte de la literatura empírica que hace referencia a la relación entre comercio y los MPCM, es la llamada nueva organización industrial empírica (NEIO, por sus siglas en inglés). La literatura de la NEIO investiga si existe evidencia del establecimiento de precios por encima de los costos marginales al estimar los parámetros de ecuaciones conductuales y relacionarlos con el grado de competencia al interior de la industria. Bresnahan (1989) presenta un resumen de los distintos estudios empíricos de la NEIO centrados en varios países.⁹

Un enfoque alternativo que analiza la hipótesis de la función disciplinaria de las importaciones es el de Hall (1988). Este enfoque permite estimar MPCM utilizando datos sobre la demanda de factores (trabajo y capital), en vez de aproximarlos mediante una fórmula. Siotis (2003) lo describe como la derivación de una especificación empírica que permite recuperar las razones de precio a costo marginal industriales, utilizando las propiedades del residual de Solow bajo competencia perfecta. Éste asume rendimientos constantes a escala y competencia perfecta en mercados de factores y productos.¹⁰ Domowitz *et al.* (1988) extendieron el enfoque de Hall (1988) al incorporar insumos o materiales intermediarios dentro de su análisis. Este estudio emplea una muestra de 284 industrias a un nivel de cuatro dígitos para la economía estadunidense durante el periodo 1958-1981, y encontró

incentivos a innovar y, por lo tanto, la industria será lenta en abandonar el estado de desequilibrio (*i. e.*, en el que una empresa está un paso adelante de su competidor [la rezagada o seguidora]).

⁸ Las primeras aplicaciones empíricas del paradigma SCP las realizó Joe S. Bain (1951, 1956).

⁹ Los estudios de Appelbaum (1982) y López (1984), que estudian los casos de los Estados Unidos y Canadá, respectivamente, se incluyen en este resumen. Appelbaum (1982) encuentra que la industria textil y la del caucho se comportan de manera competitiva, mientras que las industrias de la maquinaria eléctrica y del tabaco se caracterizan por un comportamiento oligopólico. López (1984) estima el grado de poder oligopólico en la industria canadiense de la comida procesada, y encuentra que la hipótesis sobre el comportamiento de los tomadores de precios es rechazada estadísticamente.

¹⁰ Hall (1986) prueba la hipótesis de competencia utilizando datos a dos dígitos de 48 industrias estadunidenses durante el periodo 1948-1978. Sus resultados principales muestran que 42 de las 48 industrias presentaron cierto grado de poder monopólico.

que, en todas las industrias los precios exceden a los costos marginales, lo cual refleja cierto grado de poder monopólico.¹¹

Dado que en el enfoque de Hall (1998) los choques de productividad no observados podrían estar correlacionados con las elecciones de insumos de las empresas y, por lo tanto, podrían obtenerse estimaciones sesgadas de los MPCM, Roeger (1995) y De Loecker y Warzynski (2012) sugieren dos marcos de referencia para abordar este problema de endogeneidad.

Roeger (1995) sustrae el residual de Solow dual (el cual se basa en precios, y parte del problema de minimización de costos) del residual de Solow para eliminar la tasa de crecimiento de la productividad de ambos residuales y, por lo tanto, lidiar con el problema de simultaneidad. Al utilizar los mismos datos que Hall (1988), Roeger (1995) encuentra evidencia de precios por encima de los costos marginales y sugiere que esta condición de competencia imperfecta explica la diferencia entre las mediciones de productividad primarias y duales.¹²

De Loecker y Warzynski (2012) utilizan condiciones de minimización de costos para insumos de producción variables con el objetivo de recuperar márgenes de beneficio como la razón entre elasticidad de la producción de un insumo y su participación en el ingreso. En su marco de referencia, la elasticidad de la producción del insumo puede obtenerse al estimar una función producción por los métodos sustitutos que sugieren Olley y Pakes (1996), Levisohn y Petrin (2003), o Ackerberg, Caves y Frazer (2006), los cuales controlan por el problema de endogeneidad mencionado antes.¹³ Además de proveer un enfoque para estimar márgenes de beneficio, De Loecker y Warzynski (2012) también analizan la relación entre el estatus de exportación de las empresas y los márgenes de beneficio utilizando un panel de empresas eslovenas durante el periodo de 1994 a 2000. Los autores encuentran que los márgenes de beneficio son más altos en las empresas exportadoras y tienden a incrementarse en empresas que entran a los mercados de exportación.

¹¹ Algunos estudios empíricos que siguen el enfoque de Hall (1988) y la extensión hecha por Domowitz *et al.* (1988) son los de Konings *et al.* (2001) para el caso de Bélgica; Botasso y Sembenelli (2001) para el caso de Italia; Siotis (2003) para el caso de España; y Castañeda (2003) para el caso de México.

¹² Ejemplos de estudios empíricos basados en la metodología de Roeger (1995) son los de Konings *et al.* (2005) para el caso de Bulgaria y Rumania; Christopoulou y Vermeulen (2012) para el caso de ocho países en la eurozona; Moreno y Rodríguez (2011) para el caso de España; y Marinov (2010) para el caso de siete países de Europa del este.

¹³ Estos métodos consisten en derivar un sustituto para insumos de inversión o intermediarios desde el modelo estructural de la empresa que se optimiza con el fin de incluirlo en la ecuación de estimación y, por lo tanto, controlar la correlación entre las elecciones de insumos de la empresa y los choques no observados de productividad. Para mayores detalles, véase Levinsohn y Petrin (2003).

El análisis empírico en este documento se basa en el enfoque de Hall (1988), dado que nos permite estimar directamente rendimientos a escala. Además, el problema de endogeneidad que puede surgir debido a la correlación entre los choques de productividad no observados y la elección de insumos es abordada mediante el uso del GMM, un enfoque de variables instrumentales basado, en general, en la utilización de rezagos apropiados de los regresores endógenos como instrumentos.

II. MODELO TEÓRICO

Esta sección presenta de manera sucinta el enfoque de Hall (1988) y se basa en Siotis (2003), así como en Bottasso y Sembenelli (2001).

1. *El enfoque de Hall (1988)*

Se asume una función de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala:

$$Q = \Theta F(\cdot) \quad (1)$$

donde Q es la función de producción y Θ denota el progreso tecnológico. Los índices de tiempo e industria se eliminaron por simplicidad. Los insumos utilizados en el proceso de producción son trabajo L , materiales M , y capital K . Siguiendo a Siotis (2003), el insumo de capital, que se deprecia con el tiempo, se elige antes de que se realice la demanda, mientras que el trabajo y los materiales se obtienen en mercados de factores competitivos una vez realizada la demanda. Los costos marginales c se pueden expresar como:

$$c = \frac{w\Delta L + p_M \Delta M + r\Delta K}{\Delta Q - \vartheta Q} \quad (2)$$

donde w , p_M y r representan los precios del trabajo, los materiales y el capital, respectivamente. $\Delta Q - \vartheta Q$ representa el incremento en la producción generado por un aumento en los insumos en ausencia de progreso tecnológico, donde ϑ es la tasa del progreso tecnológico neutral de Hicks.¹⁴ Dividiendo la ecuación (2) entre Q y reordenando se tiene:

¹⁴ Un progreso tecnológico neutral a la Hicks tiene lugar si la razón entre el producto marginal del capital y el producto marginal del trabajo es invariable para una razón capital/trabajo dada.

$$\frac{\Delta Q}{Q} = \frac{p}{c} \frac{wL}{pQ} \frac{\Delta L}{L} + \frac{p}{c} \frac{p_M M}{pQ} \frac{\Delta M}{M} + \frac{p}{c} \frac{rK}{pQ} \frac{\Delta K}{K} + \vartheta \quad (3)$$

en la que p representa el precio de mercado del producto. Bajo el supuesto de competencia perfecta en los mercados de factores, las participaciones del trabajo, del material y del capital en la producción, valuadas a costos marginales, miden la elasticidad de la producción con respecto a los insumos, y, bajo rendimientos constantes a escala, estas participaciones suman uno. Por lo tanto, se puede obtener la siguiente expresión:

$$\frac{rK}{cQ} = 1 - \frac{wL}{cQ} - \frac{p_M M}{cQ} \quad (4)$$

Multiplicando la ecuación (4) por $\Delta K/K$ y sustituyéndola en la ecuación (3), se obtiene:

$$\frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta K}{K} = \frac{p}{c} \frac{wL}{pQ} \left(\frac{\Delta L}{L} - \frac{\Delta K}{K} \right) + \frac{p}{c} \frac{p_M M}{pQ} \left(\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta K}{K} \right) + \vartheta \quad (5)$$

Asimismo, si la participación del trabajo en el ingreso total es $s^L = wL/pQ$, la participación del material en el ingreso total es $s^M = p_M M/pQ$, al tiempo que $q = \log(Q/K)$, $l = \log(L/K)$, y $m = \log(M/K)$, se obtiene entonces la siguiente ecuación:

$$\Delta q = \frac{p}{c} [s^L \Delta l + s^M \Delta m] + \vartheta \quad (6)$$

donde p/c es el precio sobre costos marginales. Esta ecuación sugiere que si p/c es igual a 1 (*i. e.*, que existe competencia perfecta), entonces la diferencia logarítmica del valor de la razón producción-capital es equivalente a la diferencia logarítmica de la razón trabajo-valor de capital ponderada por la participación del trabajo en los ingresos más la diferencia logarítmica de la razón valor de los materiales-valor del capital ponderada por la participación del material en los ingresos más la tasa de progreso tecnológico. Finalmente, si se asume que el Índice de Lerner es igual a

$$\delta = \left(\frac{p - c}{p} \right) = 1 - \frac{1}{(p/c)}$$

la ecuación (7) puede expresarse como:

$$\Delta q - s^L \Delta l - s^M \Delta m = \delta \Delta q + (1-\delta) \vartheta \quad (7)$$

El lado izquierdo de la ecuación (7) representa el residual de Solow (la parte del crecimiento del producto no explicada por el crecimiento de los insumos), mientras que el lado derecho está formado por el Índice de Lerner δ multiplicado por el incremento en el producto más $(1-\delta)$ multiplicado por la tasa de progreso tecnológico, ϑ .

Considerando el tiempo t , y j , un subíndice de industrias, ϑ puede expresarse como:

$$\vartheta_{jt} = \sum_{j=1}^J \vartheta_j d_j + \sum_{t=1}^T \vartheta_t d_t + \Delta u_{jt} \quad (8)$$

donde ϑ_j denota el componente de progreso tecnológico neutral a la Hicks, ϑ_t representa un choque de productividad específico en el tiempo común a todas las industrias, d_j denota variables (*dummies*) de industria y d_t , variables (*dummies*) de tiempo. Se asume que u_{jt} es un error de medición no correlacionado serialmente con una media cero en la ecuación en niveles, lo que implica que Δu_{jt} sigue un proceso $MA(1)$. Al sustituir la ecuación (8) en la (7), la ecuación final a estimarse es:

$$\Delta q_{jt} - s_{jt}^L \Delta l_{jt} - s_{jt}^M \Delta m_{jt} = \delta_{jt} \Delta q_{jt} + (1-\delta_{jt}) \left(\sum_{j=1}^J \vartheta_j d_j + \sum_{t=1}^T \vartheta_t d_t \right) + (1-\delta_{jt}) \Delta u_{jt} \quad (9)$$

La ecuación (9) muestra que, bajo competencia perfecta ($\delta = 0$), el residual de Solow, la parte del crecimiento del producto que no se explica por el crecimiento en los insumos, es entonces idéntica a la tasa no conocida del progreso técnico.

Siguiendo a Bottasso y Sembenelli (2001), bajo rendimientos variables a escala, las participaciones del trabajo, del material y del capital en la producción, valuadas a costos marginales, son iguales a $1 + \gamma$:

$$\frac{wL}{cQ} + \frac{p_M M}{cQ} + \frac{rK}{cQ} = 1 + \gamma \quad (10)$$

donde $\gamma \geq 0$.

Por lo tanto, la ecuación (5) se convierte en:

$$\frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta K}{K} = \frac{p}{c} \frac{wL}{pQ} \left[\frac{\Delta L}{L} - \frac{\Delta K}{K} \right] + \frac{p}{c} \frac{p_M M}{pQ} \left[\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta K}{K} \right] + \gamma \frac{\Delta K}{K} + \vartheta \quad (11)$$

la que, después de considerar los subíndices t y j , se convierte en:

$$\Delta q_{jt} = \frac{p}{c_{jt}} [s_{jt}^L \Delta l_{jt} + s_{jt}^M \Delta m_{jt}] + \gamma_{jt} \Delta k_{jt} + \vartheta_{jt} \quad (12)$$

Finalmente, la ecuación (12) también puede expresarse como:

$$\begin{aligned} \Delta q_{jt} - s_{jt}^L \Delta l_{jt} - s_{jt}^M \Delta m_{jt} &= \delta_{jt} \Delta q_{jt} + (1 - \delta_{jt}) \gamma_{jt} \Delta k_{jt} \\ &+ (1 - \delta_{jt}) \left(\sum_{j=1}^J \vartheta_j d_j + \sum_{t=1}^T \vartheta_t d_t \right) + (1 - \delta_{jt}) \Delta u_{jt} \\ \text{si } \frac{p}{c} &= \frac{1}{1 - \delta} \end{aligned} \quad (13)$$

Una preocupación econométrica que debe considerarse al estimar las ecuaciones (6) y (9) —las ecuaciones (12) y (13) en el caso de rendimientos variables a escala— es la correlación potencial que podría surgir entre la elección de los insumos L , M y K , y los choques no observados de productividad.¹⁵ Con el fin de hacer frente a esta correlación (*i. e.*, lidiar con este problema de endogeneidad), que podría llevar a estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sesgados e inconsistentes, las ecuaciones (6) y (9) —ecuaciones (12) y (13) en el caso de rendimientos variables a escala— deben estimarse utilizando un enfoque de variables instrumentales (IV, por sus siglas en inglés) como el GMM, el cual fue desarrollado por Arellano y Bond (1991). Este método estima los parámetros desconocidos directamente de las condiciones de momento (condiciones en términos de expectativas que se derivan directamente de la teoría económica), que son impuestas por el modelo.¹⁶ Esta técnica econométrica elige un estimador para los parámetros desconocidos de tal forma que el vector de las condiciones de momento muestra sea lo más cercano posible a cero, en el sentido de que se minimiza una forma cuadrática de las condiciones de momento muestra (véase Verbeek, 2004). La solución a este problema resulta ser un estimador del tipo GMM, el cual es consistente y asintomáticamente eficiente.¹⁷ En particular, siguiendo a Arellano y Bover (1995), así como a Blundell y Bond (1998),

¹⁵ Por ejemplo, las empresas que experimentan choques de productividad positivos podrían responder utilizando más insumos.

¹⁶ Para permitir la identificación, el número de condiciones de momento debe ser al menos tan grande como el número de parámetros desconocidos.

¹⁷ Para más detalles véase a Verbeek (2004).

las ecuaciones (6) y (9) —ecuaciones (12) y (13) en el caso de rendimientos variables a escala— se estiman mediante GMM.¹⁸ Consistente con este enfoque, se seleccionó como instrumentos en la ecuación (9) valores rezagados de la diferencia logarítmica de la razón producción-capital fechados del periodo $t - 2$ y más recientes.¹⁹ En la ecuación (6), se seleccionaron como instrumentos valores rezagados de la participación del trabajo en el ingreso total, la participación del material en el ingreso total, trabajo y materiales fechados del periodo $t - 2$ y anteriores. La ecuación (12) incluye, además, instrumentos para la variable de capital correspondientes a los mismos períodos.

2. Hipótesis por comprobar

Este artículo tiene dos objetivos principales: *i*) verificar si los MPCM entre industrias disminuyeron una vez que comenzó el TLCAN, y *ii*) investigar si este efecto sobre los MPCM se debió al TLCAN o a otros factores macro o microeconómicos que tuvieron lugar en el periodo bajo análisis.

En el primer ejercicio, se estima la ecuación (9) para comparar el MPCM de 1994 con el MPCM de cada uno de los años posteriores a la implementación del TLCAN. La hipótesis nula por probarse es $MPCM_{1994} > MPCM_t$ mientras que la hipótesis alternativa es $MPCM_{1994} \leq MPCM_t$. En este caso, el análisis toma en consideración la sensibilidad de cada industria a la rapidez con que se reducen los aranceles bajo el TLCAN (lo cual se explica en la sección III).

En el segundo ejercicio, el estudio asume que el TLCAN tuvo un impacto asimétrico en las industrias de la muestra como en el estudio de Botasso y Sembenelli (2001), con el fin de controlar por el hecho de que cambios en el poder de mercado también podrían depender de otras variables macro o microeconómicas que no tienen nada que ver con la reforma. Este supuesto permite dividir la muestra en industrias que con mayor probabilidad fueron afectadas por el TLCAN, en industrias moderadamente sensibles a esta

¹⁸ Las estimaciones se realizan en STATA mediante el comando xtabond2 que escribió David Roodman (2006).

¹⁹ Una segunda fuente de endogeneidad podría surgir a causa de la correlación entre los choques de productividad no observados y las decisiones de cerrar por parte de las empresas que entran y salen de una industria como resultado de una mayor competencia (*i. e.*, las empresas que entran y salen de una industria toman sus decisiones de liquidación basadas en sus expectativas de productividad). En principio, este problema se aborda usando un panel no balanceado, ya que un panel balanceado ignora la existencia de este proceso de entrada y salida de las empresas, y en consecuencia los parámetros estimados se vuelven sesgados. Este problema de selección no se presenta en este estudio dado que los datos empleados conforman un panel balanceado de industrias, no de empresas, de modo que no hay un proceso de entrada y salida de estas entidades de las industrias.

reforma y en industrias no sensibles. El criterio empleado para dividir la muestra en estas categorías es el nivel inicial del arancel (también se explica en la sección III). Las empresas altamente sensibles son las que tienen el nivel más alto de aranceles. Las ecuaciones (6) y (12), bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala y rendimientos variables a escala, respectivamente, se estiman para cada subgrupo de industrias, lo que permitirá recobrar los márgenes de beneficios. En consecuencia, si se observa una caída significativa en el poder de mercado sólo de aquellas industrias que *a priori* se esperaba que se vieran más afectadas por el TLCAN de acuerdo con su nivel de arancel (las industrias altamente sensibles), entonces este resultado es interpretado como evidencia de que el TLCAN, y no otro factor macro o microeconómico, tuvo un impacto sobre los MPCM.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección se describen los datos que se usaron en el análisis empírico y se presentan los resultados.

1. Los datos

Los datos provienen de la Encuesta Industrial Anual del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), basados en la Clasificación Mexicana de Actividades y Productos (CMAP),²⁰ y cubren el periodo 1994-2003.²¹ La encuesta es un panel balanceado de 205 industrias del sector manufacturero mexicano, que está desagregado a un nivel de seis dígitos. Dos de las industrias, las editoriales de periódicos y revistas, así como las editoriales de libros, se eliminaron del panel, dado que estaban exentas de impuestos desde antes del TLCAN. Dos industrias más, el procesamiento del tabaco y la producción de cigarros, también se eliminaron, dado que su fracción arancelaria inicial era más alta (50%) que la del resto de las industrias en la muestra (20, 15 y 10%).²² Finalmente, 17 industrias se descartaron debido a

²⁰ La CMAP es una lista de actividades económicas ordenada de manera lógica y asociada a códigos o números de identificación, basada en la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (ISIC, por sus siglas en inglés) elaborada por la Organización de las Naciones Unidas. Se desarrolló en México en 1981 para clasificar a las industrias de acuerdo con las actividades económicas en las que estaban involucradas.

²¹ Los datos que se emplearon en este artículo son parte de las series que el INEGI no ha actualizado desde 2003.

²² La muestra no contempló industrias con un nivel arancelario igual a 5%.

inconsistencias en los datos. La eliminación de 21 industrias llevó entonces a un panel de 184 industrias y a 1 840 observaciones años-industria en total. Esta encuesta cubre temas como el empleo, los salarios, los costos de operación, los costos de mantenimiento y de reparación, algunos otros costos, el valor de la producción, las ventas, las exportaciones, los inventarios, las tasas de concentración y los activos fijos. El trabajo se mide con el número de trabajadores en cada industria. Los sueldos incluyen los salarios, las prestaciones sociales, las compensaciones y los préstamos. El valor de los materiales es igual a la suma del valor de las materias primas, el combustible y los contenedores. El valor del acervo de capital es igual a la suma del valor de la maquinaria y el equipo, los edificios, la tierra, el equipo de transporte y otros activos fijos. Los salarios, el valor de los materiales, el valor del acervo de capital y el valor de producción están expresados en miles de pesos. El valor del acervo de capital se deflacta usando un índice de formación de capital del INEGI que considera el 2003 como año base; mientras que los salarios, el valor de los materiales y el valor de producción se deflactan usando un índice de precios al productor también del INEGI y con 2003 como año base.

Los datos sobre aranceles provienen del documento “Tratado de Libre Comercio de América del Norte”, donde uno puede encontrar la fracción arancelaria para cada industria mexicana antes de la implementación del TLCAN y el calendario de desgravación asignado a cada una de ellas. El cuadro 1 muestra el calendario de desgravación que siguió la industria manufacturera mexicana bajo el TLCAN. Los bienes textiles siguen el mismo calendario de desgravación que se describe en el cuadro 1, excepto para un grupo de textiles, a saber los clasificados como B6. El calendario de desgravación para este grupo específico de textiles se muestra en el cuadro 2. Ambos cuadros muestran que las fracciones arancelarias en 1993 oscilaban entre 5 y 20% en el sector manufacturero, pero para 1999, en el caso de los textiles clasificados como B6, y para 2003, en el resto de la industria manufacturera, los aranceles llegaron a 0%.

La información sobre aranceles que se encuentra en el documento antes mencionado, nos permite dividir la muestra de la siguiente manera. Se divide primero en tres grupos tomando en cuenta el tiempo (años) que le tomó a cada industria eliminar sus aranceles: grupo A, compuesto por las industrias que eliminaron aranceles inmediatamente; grupo B, compuesto por las industrias que eliminaron aranceles en cinco años; y grupo C, compuesto

CUADRO 1. Calendario de desgravación^a
 (Porcentaje)

Tasa básica mexicana	20%			15%			10%			5%		
	C	B	A	C	B	A	C	B	A	C	B	A
1994	18	16	exento	13.5	12	exento	9	8	exento	4.5	4	exento
1995	16	12		12.0	9		8	6		4.0	3	
1996	14	8		10.5	6		7	4		3.5	2	
1997	12	4		9.0	3		6	2		3.0	1	
1998	10	exento		7.5	exento		5	exento		2.5	exento	
1999	8			6.0			4			2.0		
2000	6			4.5			3			1.5		
2001	4			3.0			2			1.0		
2002	2			1.5			1			0.5		
2003	exento			exento			exento			exento		

FUENTE: Secretaría de Economía, "Eliminación arancelaria", *Tratado de Libre Comercio de América del Norte*.

^a Los productos clasificados como A experimentaron una eliminación inmediata de aranceles una vez que el TLCAN se implementó; a los productos clasificados como B se les asignó un calendario de desgravación de cinco años (los aranceles se redujeron en igual proporción a lo largo de los cinco años siguientes tras la implementación del TLCAN); mientras que a los productos clasificados como C se les asignó un calendario de desgravación de 10 años (los aranceles se redujeron en igual proporción a lo largo de los 10 años siguientes). A los textiles se les clasificó como A, B6 o C. A y B permanecen como antes, mientras que a los bienes clasificados como B6 se les asignó un calendario de desgravación de seis años.

CUADRO 2. *Calendario de desgravación para textiles clasificados como B6^a*
(Porcentaje)

Tasa base mexicana	20%	15%	10%	5%
1994	16.0	12.75	9.00	4.75
1995	12.8	10.20	7.20	3.80
1996	9.6	7.65	5.40	2.85
1997	6.4	5.10	3.60	1.90
1998	3.2	2.55	1.80	0.95
1999	exento	exento	exento	exento

FUENTE: Secretaría de Economía, “Eliminación arancelaria”, *Tratado de Libre Comercio de América del Norte*.

^a En el primer año, los aranceles experimentaron una reducción igual, en términos porcentuales, a la tasa base (si la tasa base arancelaria es 20%, la eliminación del arancel en el primer año es 20%); en los siguientes cinco años, el arancel se redujo en igual proporción a lo largo del periodo restante, con lo que los textiles llegaron a ser libres de impuestos en 1999.

por las industrias que eliminaron aranceles en 10 años.²³ Dada esta categorización, el análisis sobre el impacto del TLCAN en los MPCM manufactureros entre industrias sólo se enfoca en las que pertenecen a los grupos B (las que liberalizaron en cinco años) y C (las que liberalizaron en 10 años). En el primer análisis empírico se hace uso de estas dos submuestras. Las industrias en el grupo A no se consideraron en el análisis, dado que las pruebas placebo que se realizaron no produjeron resultados estadísticamente significativos (véanse los cuadros 3 y 4).

Las industrias en los grupos B y C se subdividieron entonces de acuerdo con el nivel inicial de aranceles (antes de que se implementara el TLCAN) en cada industria. Las industrias con el nivel más alto de aranceles (aquéllas con un arancel de 20%) se clasificaron como industrias altamente sensibles. Las industrias con un nivel medio de aranceles (aquéllas con un arancel de 15%) se clasificaron como moderadamente sensibles, mientras que aquéllas con el nivel arancelario más bajo (con un arancel de 10%), se clasificaron como industrias no sensibles. Esta subdivisión de industrias por sensibilidad alta, moderada y nula, se emplea en el segundo análisis empírico (véase la siguiente subsección), y se enfoca en separar el efecto del TLCAN sobre los MPCM de otros efectos macro o microeconómicos que tuvieron lugar en el

²³ Por ejemplo, si una industria manufacturera tenía un arancel inicial igual a 10% y estaba clasificada como B, esto quiere decir que tuvo cinco años para eliminar sus aranceles. De acuerdo con el cuadro 1 para 1994 este arancel tuvo que disminuir a 8%; para 1995, a 6%; para 1996, a 4%; para 1997, a 2%; y para 1998, a 0%.

CUADRO 3. Prueba placebo 1: Industrias del grupo A. Liberalización inmediata

Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas		
Variable dependiente log. residual de Solow ^{a,b}		
	(1)	(2)
Log. Q/K	0.127 [0.218]	Log. Q/K 0.234 [0.174]
Variable dummy de tiempo 1995	-0.001 [0.043]	Variable dummy de tiempo 1995 * log. Q/K -0.064 [0.072]
Variable dummy de tiempo 1996	-0.050 [0.124]	Variable dummy de tiempo 1996 * log. Q/K -0.061 [0.052]
Variable dummy de tiempo 1997	-0.063 [0.145]	Variable dummy de tiempo 1997 * log. Q/K -0.058 [0.048]
Variable dummy de tiempo 1998	-0.52 [0.161]	Variable dummy de tiempo 1998 * log. Q/K -0.062 [0.046]
Variable dummy de tiempo 1999	-0.084 [0.088]	Variable dummy de tiempo 1999 * log. Q/K -0.073 [0.053]
Variable dummy de tiempo 2000	-0.126 [0.082]	Variable dummy de tiempo 2000 * log. Q/K -0.85 [0.056]
Variable dummy de tiempo 2001	-0.126 [0.109]	Variable dummy de tiempo 2001 * log. Q/K -0.084 [0.051]
Variable dummy de tiempo 2002	-0.126 [0.047]	Variable dummy de tiempo 2002 * log. Q/K -0.093 [0.069]
Variable dummy de tiempo 2003	-0.087 [0.102]	Variable dummy de tiempo 2003 * log. Q/K -0.091 [0.074]
Constante	-0.384 [0.731]	Constante -0.599 [0.464]
<i>Observaciones</i>		
Número de industrias	533	533
Indicadores de año	54	54
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año		
Diagnósticos		<i>Diagnosticos</i>
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-1.32 (0.188)	Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias -1.48 (0.139)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	-0.75 (0.450)	Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias -0.92 (0.358)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	39.35 (0.207)	Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones 42.87 (0.477)

^a Errores estándar robustos entre corchetes: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$. ^b Valor p entre paréntesis.

CUADRO 4. Prueba placebo 2: Industrias del grupo A. Liberalización inmediata^{a, b}

Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas Variable dependiente log. Q/K		
Variables independientes	(1)	(2)
Variable dummy de tiempo 1995-1997 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.285*** [0.107]	
Variable dummy de tiempo 1998-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.174*** [0.121]	
Variable dummy de tiempo 1995-1998 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)		1.226*** [0.351]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)		1.169*** [0.182]
Constante	3.698 [0.129]	3.661 [0.114]
Observaciones	533	533
Número de industrias	54	54
Indicadores de año	Sí	Sí
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	47.56 (0.000)	41.65 (0.000)
Prueba de constancia sobre los márgenes de beneficio	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.111 (0.328)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.056 (0.867)
<i>Diagnósticos</i>		
Prueba de Arellano-Bond para AR(1)	-2.03 (0.042)	-1.40 (0.162)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2)	0.89 (0.376)	0.99 (0.324)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	7.63 (0.366)	4.75 (0.191)

^a Errores estándar robustos entre corchetes: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

^b Valor p entre paréntesis.

mismo periodo. El cuadro 5 proporciona un resumen de algunas estadísticas de los datos empleados en este artículo.

En general, la clasificación de la muestra en industrias que liberalizaron en cinco y 10 años y luego, dentro de estas submuestras, en industrias con sensibilidad alta, media y nula al nivel inicial de sus aranceles permite un mayor grado de flexibilidad en el análisis. La primera clasificación da cuenta de la sensibilidad de cada grupo de industrias a la velocidad con la que se reducen sus aranceles bajo el TLCAN, mientras que la segunda da cuenta de la sensibilidad de cada grupo de industrias al nivel inicial de sus aranceles antes de ser eliminados.

CUADRO 5. *Compendio estadístico de los datos (toda la muestra)*

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínima	Máxima
Valor de producción	1 360	7 007 643	19 400 000	17 001	280 000 000
Número de empleados ^a	1 360	7 980	9 821	162	82 331
Valor de materiales	1 360	3 856 448	13 100 000	7 461	199 000 000
Valor del acervo del capital	1 360	277 418	694 258	96	8 522 600
Salarios	1 360	698 242	1 186 447	5 802	12 500 000
Arancel ^a	1 360	6.02	5.29	0	18.00
Índice de precios al productor	1 360	68.14	23.17	25.42	97.44
Índice del capital	1 360	68.43	22.88	28.01	98.19

FUENTE: INEGI y el documento *Tratado de Libre Comercio de América del Norte*.

^a Todas las variables con excepción del número de empleados y los aranceles se expresan en miles de pesos nominales.

2. Descripción de variables

En esta sección se describen las variables empleadas en la estimación de las ecuaciones (9) (primer ejercicio empírico) y (12) (segundo ejercicio empírico).

Para mayor facilidad, la ecuación 9 se reproduce a continuación:

$$\Delta q_{jt} - s_{jt}^L \Delta l_{jt} - s_{jt}^M \Delta m_{jt} = \delta_{jt} \Delta q_{jt} + (1 - \delta_{jt}) \left(\sum_{j=1}^J \vartheta_j d_j + \sum_{t=1}^T \vartheta_t d_t \right) + (1 - \delta_{jt}) \Delta u_{jt}$$

en la que $\Delta q_{jt} - s_{jt}^L \Delta l_{jt} - s_{jt}^M \Delta m_{jt}$ representa la diferencia logarítmica del residual de Solow y se obtiene como un residual a partir de las regresiones, por efectos fijos, de la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital sobre la participación del trabajo, $s_{jt}^L = wL/pQ$, multiplicada por la diferencia logarítmica de la razón trabajo-valor del capital, y, sobre la participación del material, $s_{jt}^M = p_M M/pQ$, multiplicada por la diferencia logarítmica de la razón valor de materiales-capital; Δq_{jt} es la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital, y su coeficiente es el índice de Lerner, que puede transformarse con el fin de obtener el MPCM correspondiente.

La ecuación (12) también se muestra en esta subsección:

$$\Delta q_{jt} = \frac{p}{c_{jt}} [s_{jt}^L \Delta l_{jt} + s_{jt}^M \Delta m_{jt}] + \gamma_{jt} \Delta k_{jt} + \vartheta_{jt}$$

en la que Δq_{jt} representa la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital; $s_{jt}^L = wL/pQ$ es la participación del trabajo en el total

de los ingresos y es igual al valor del trabajo sobre el valor de la producción; Δl_{jt} es la diferencia logarítmica de la razón trabajo-valor de capital; $s_{jt}^M = p_M M/pQ$ es la participación del material en los ingresos totales y es igual al valor de los materiales sobre el valor de producción; Δm_{jt} es la diferencia logarítmica de la razón valor de los materiales-capital; Δk_{jt} es la diferencia logarítmica del valor del capital; ϑ_{jt} denota el progreso tecnológico y se describe en la subsección 1 de la sección II.

La ecuación (6) no se presenta en esta subsección dado que representa el caso de rendimientos constantes a escala, y es similar a la ecuación (12), cuando la diferencia logarítmica del valor del capital es igual a cero.

3. Resultados

a) *Primer ejercicio empírico.* Este primer ejercicio verifica si los MPCM entre industrias disminuyeron una vez que comenzó la segunda ronda de liberalización comercial en México. Toma en consideración la sensibilidad de cada industria a la rapidez con que se redujeron los aranceles, y al mismo tiempo, se enfoca en la dinámica de los márgenes de beneficio tras la implementación del TLCAN, en lugar de asumir que la competencia es estática como hicieron estudios previos. Por lo tanto, la ecuación (9) se transforma en:²⁴

$$\begin{aligned} \Delta q_{jt} - s_{jt}^L \Delta l_{jt} - s_{jt}^M \Delta m_{jt} &= \delta_{jt} \Delta q_{jt} + \beta_1 \text{dummy de tiempo 1995} * \Delta q_{jt} \\ &\quad + \beta_2 \text{dummy de tiempo 1996} * \Delta q_{jt} \\ &\quad + \beta_3 \text{dummy de tiempo 1997} * \Delta q_{jt} + \dots + \beta_9 \text{dummy de tiempo 2003} * \Delta q_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (14)$$

Esta ecuación muestra que la diferencia logarítmica del residual de Solow se estima sobre la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital, cuyo coeficiente δ da una medida del Índice de Lerner para 1994, y sobre términos interactuados que se integran por variables *dummies* de

²⁴ Se estimó la ecuación (14) en lugar de la (9) por dos razones principales. En primer lugar, con la finalidad de analizar la dinámica de los márgenes de beneficio que ocurrió tras la implementación del TLCAN, se incluyen términos interactuados que se integran por una variable *dummy* de tiempo multiplicada por la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital en la ecuación estimada. Indicadores de tiempo adicionales también se incluyen en la ecuación (14), pero, dado que no se rechazó la hipótesis nula de la prueba de significancia conjunta de estos coeficientes, las estimaciones reportadas no incluyeron variables *dummy* de tiempo. En segundo lugar, dado que la ecuación (14) se estimó por medio del GMM en Sistema, los efectos fijos en la ecuación (9) se eliminaron después del proceso de diferenciación.

CUADRO 6. *Industrias que liberalizaron en cinco y 10 años*

<i>Variables independientes</i>	<i>Regresión mediante el Sistema GMM: en dos etapas</i> <i>Variable dependiente: log. Residual de Solow^{a, b}</i>	
	<i>Industrias que liberalizaron en cinco años</i>	<i>Industrias que liberalizaron en 10 años</i>
Log. Q/K	0.169** [0.076]	0.408** [0.184]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 1995 * log. Q/K	-0.045** [0.021]	-0.124** [0.061]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 1996 * log.Q/K	-0.045** [0.019]	-0.103* [0.056]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 1997 * log. Q/K	-0.051** [0.021]	-0.093* [0.052]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 1998 * log. Q/K	-0.043* [0.022]	-0.094* [0.051]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 1999 * log. Q/K	-0.040* [0.021]	-0.105* [0.055]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 2000 * log. Q/K	-0.044* [0.023]	-0.119** [0.060]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 2001 * log.Q/K	-0.060** [0.026]	-0.112* [0.059]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 2002 * log. Q/K	-0.070** [0.029]	-0.125* [0.068]
Variable <i>dummy</i> de tiempo 2003 * log. Q/K	-0.072** [0.031]	-0.140* [0.079]
Constante	-0.350 [0.206]	-1.106** [0.478]
Observaciones	386	910
Número de industrias	39	92
Diagnósticos		
Prueba de Arellano-Bond para AR(1)	-1.63 (0.103)	-1.62 (0.105)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2)	-0.61 (0.540)	-0.62 (0.532)
Prueba de Hansen de sobreidentificación.		
Restricciones	11.83 (0.541)	6.95 (0.326)

^a Errores estándar robustos entre corchetes: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1.

^b Valor *p* entre paréntesis.

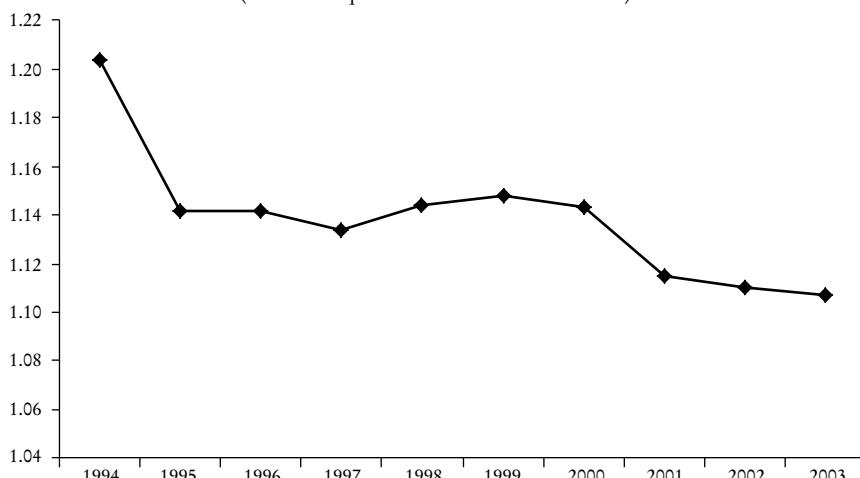
tiempo, correspondiendo a todos y cada uno de los años del periodo analizado, multiplicado por la diferencia logarítmica de la razón valor de la producción-capital. El coeficiente β de cada término interactuado muestra qué tanto difiere el Índice de Lerner de un año específico de lo que era en 1994.

La ecuación (14) se estima mediante el GMM en sistema para lidiar con problemas de endogeneidad como se menciona en la subsección 1 de la sección II. Dado que el GMM en sistema combina ecuaciones en primeras diferencias con ecuaciones en niveles, los instrumentos para el primer tipo de ecuaciones son los niveles rezagados de los regresores, mientras que los instrumentos para el segundo tipo de ecuaciones son las primeras diferencias de estas mismas variables explicativas. Los resultados obtenidos de estimar la ecuación (14) para el grupo de industrias que liberalizaron en cinco años y para el grupo de industrias que liberalizaron en 10 años se presentan en el cuadro 6.

Los indicadores de tiempo se excluyen de ambas especificaciones (la primera estimación toma en consideración a las industrias que liberalizaron en cinco años, mientras que la segunda estimación, a las que liberalizaron en 10 años) dado que, en una primera estimación que sí contenía *dummies* de tiempo, la hipótesis nula de la prueba de significancia conjunta de estos coeficientes (los coeficientes estimados son iguales a cero) no se rechazó. El cuadro 6, sin embargo, sí presenta dos pruebas de diagnóstico: la prueba de Hansen y la de Arellano-Bond de no autocorrelación de primer o segundo orden en los residuales en primeras diferencias. La prueba de Hansen (estimador en dos etapas) muestra que la hipótesis nula para la exogeneidad de los instrumentos no se rechaza en ninguna de las dos estimaciones. Tam-

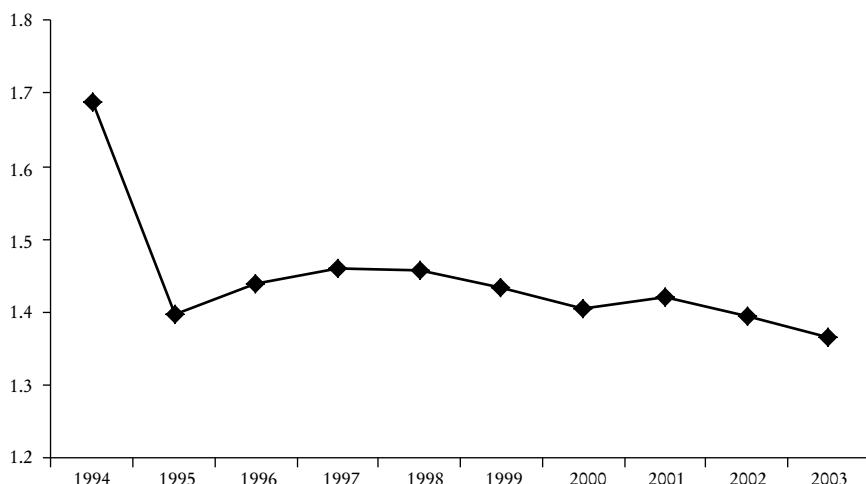
GRÁFICA 1. *Evolución de los MPCM (1994-2003)*

(Industrias que liberalizaron en cinco años)



GRÁFICA 2. *Evolución de los MPCM (1994-2003)*

(Industrias que liberalizaron en 10 años)



poco se rechaza las pruebas de Arellano-Bond de no autocorrelación de primer y segundo orden en los residuales en primeras diferencias.

En relación con la interpretación de los coeficientes, los resultados muestran que los MPCM disminuyeron inmediatamente una vez que comenzó la segunda ronda de liberalización comercial en México. Sin embargo, en años subsecuentes, no surgió ningún patrón claro para los márgenes de beneficios. Las gráficas 1 y 2 muestran la evolución de los MPCM para las industrias que se liberalizaron en cinco años y las que lo hicieron en 10, respectivamente.

b) *Segundo ejercicio empírico.* Con este ejercicio se investiga si el cambio en el poder de mercado observado en la sección previa se debió exclusivamente al TLCAN o también a otros factores macro o microeconómicos. Siguiendo a Bottasso y Sembenelli (2001), este ejercicio asume que el TLCAN tiene un efecto asimétrico en las industrias de la muestra. Este supuesto nos permite dividir la muestra en industrias que eran más proclives a verse afectadas por el TLCAN, en industrias moderadamente sensibles a esta reforma, y en industrias no sensibles. En este sentido, las industrias clasificadas en el ejercicio previo de acuerdo con la rapidez con que se eliminan los aranceles (cinco o 10 años) ahora se categorizan de acuerdo con su nivel inicial de sus aranceles. Las industrias altamente sensibles son aquéllas con el nivel más alto de aranceles. Los subgrupos de industrias que resultaron de esta segunda categorización son los siguientes: industrias que liberalizaron en cinco

años y son altamente sensibles, moderadamente sensibles o no sensibles; y las que liberalizaron en 10 años y son altamente sensibles, moderadamente sensibles o no sensibles.

Las ecuaciones (6) y (12) (el supuesto de rendimientos constantes a escala y el de rendimientos variables a escala, respectivamente) se estiman para cada subgrupo de industrias con el objetivo de recuperar los márgenes de beneficios y verificar si el margen de beneficio del periodo 1995-1997 es más alto que el del periodo 1998-2003; y si el margen de beneficio del periodo 1995-1998 es más alto que el del periodo 1999-2003.²⁵ Para analizar esta situación, se presenta en los resultados una prueba de constancia para los parámetros de los márgenes de beneficios. En consecuencia, si se observa una caída significativa en la medida del poder de mercado de aquellas industrias que *a priori* se esperaba que fueran más afectadas por el acuerdo comercial según su nivel inicial de aranceles (las empresas altamente sensibles), entonces esta caída puede interpretarse como evidencia de que el TLCAN sí tuvo un efecto en los MPCM.

Las columnas 1 y 3 de los cuadros 7 al 11 presentan los resultados de estimar la ecuación (6), que considera el supuesto de rendimientos constantes a escala. Las columnas 2 y 4 de los mismos cuadros presentan los resultados de estimar la ecuación (12), que considera el supuesto de rendimientos variables a escala. Respecto a las especificaciones que consideran rendimientos variables a escala, los resultados muestran que los rendimientos no son estadísticamente significativos en ninguna de las estimaciones, así que, en este segundo ejercicio, sólo se interpretan los resultados que consideran rendimientos de escala constante (la primera y tercera columna de cada cuadro).²⁶

Los cuadros que van del 7 al 11 muestran una prueba para la hipótesis nula conjunta de que todos los coeficientes de los *dummies* de tiempo son iguales a cero. En cada especificación se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que los indicadores de tiempo en cada modelo son significativos conjuntamente.

En los cuadros mencionados también se muestran, para cada especificación, las pruebas de Hansen y de Arellano-Bond de no autocorrelación de

²⁵ Los periodos seleccionados (1995-1997 y 1998-2003) son en cierto sentido arbitrarios. Sin embargo, el ejercicio se repite considerando los periodos (1995-1998 y 1999-2003) con el propósito de verificar la robustez de los resultados.

²⁶ Los rendimientos de escala variables son decrecientes en todas las especificaciones que se muestran en los cuadros 7 al 11. Este resultado es difícil de razonar y contrario a lo esperado, aunque Bottasso y Sembenelli (2001) encuentran resultados similares para su muestra de empresas italianas.

CUADRO 7. *Industrias altamente sensibles. Liberalización en cinco años*

Regresión mediante el sistema GMM; en dos etapas

Variable dependiente log. Q/K^{a,b}

	Variables independientes	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable dummy de tiempo 1995-1997 *	$(s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt})$	1.637*** [0.178]	1.379*** [0.450]		
Variable dummy de tiempo 1998-2003 *	$(s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt})$	1.217*** [0.212]	1.153*** [0.370]		
Variable dummy de tiempo 1995-1998 *	$(s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt})$			1.624*** [0.643]	1.459*** [0.452]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 *	$(s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt})$			1.393*** [0.313]	1.205*** [0.407]
Log. Capital		-0.171 [0.156]	-0.168 [0.137]		-0.168 [0.137]
Constante		3.770*** [0.214]	4.618*** [0.998]	3.740*** [0.248]	4.614*** [0.864]
Observaciones	Número de industrias	190	190	190	190
	Indicadores de año	19	19	19	19
	Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	52,39 (0.000)	17,82 (0.000)	sí sí sí	23,10 (0.000)
Prueba de constancia sobre los parámetros de los márgenes de beneficios	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.420* (0.056)	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.226 (0.170)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.231 (0.277)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.253** (0.338)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.253** (0.338)
<i>Diagnósticos</i>					
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-0.96 (0.339)	-0.96 (0.335)	-0.96 (0.337)	-0.96 (0.337)	-0.94 (0.346)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	1.24 (0.214)	1.31 (0.192)	1.44 (0.150)	1.44 (0.150)	1.41 (0.158)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	2.19 (0.701)	3.05 (0.881)	3.54 (0.471)	3.54 (0.471)	1.79 (0.970)

^a Errores estándar robustos entre paréntesis: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1. ^b Valor p entre paréntesis.

primer o segundo orden en los residuales en primeras diferencias. Los resultados muestran que no se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad de los instrumentos empleados en la prueba de Hansen; al tiempo que tampoco se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de primer o segundo orden en los residuales en las primeras diferencias en las pruebas de Arellano-Bond.

En relación con los coeficientes de la medida de poder de mercado, los resultados muestran que, en el caso de las industrias altamente sensibles que liberalizaron en cinco años (cuadro 7), los MPCM disminuyeron durante el periodo analizado: las estimaciones oscilan entre 62.4 y 63.7% en el primer subperiodo analizado; mientras que oscilan entre 21.7 y 39.3% en el segundo subperiodo. Sin embargo, la prueba de constancia presentada en el cuadro 7 muestra que la caída en los márgenes de beneficio es sólo estadísticamente significativa cuando se consideran en la estimación los subperiodos 1995-1997 y 1998-2003 (primera columna), pero no cuando se analizan los subperiodos 1995-1998 y 1999-2003 (tercera columna).

En el caso de las industrias moderadamente sensibles que liberalizaron en cinco años (cuadro 8), los resultados también muestran que los MPCM disminuyeron durante el periodo analizado (las estimaciones oscilan entre 55.4 y 61.1% en los primeros subperiodos, y entre 21.2 y 24.6% en el segundo grupo de subperiodos), pero de acuerdo con la prueba de constancia presentada, la caída en los márgenes de beneficio no es estadísticamente significativa en ninguna de las dos especificaciones consideradas (columna 1 o 3). No se presentan resultados para las industrias no sensibles que liberalizaron en cinco años debido a que no fue posible obtener resultados consistentes.

En general, el análisis para las industrias que liberalizaron en cinco años muestran que los resultados para las industrias altamente sensibles no son robustos a una selección diferente de subperiodos para la estimación y, por lo tanto, no se puede concluir que existe evidencia que demuestre que el TLCAN sí tuvo un impacto en los MPCM de este grupo de industrias.

Respecto a las industrias altamente sensibles que liberalizaron en 10 años, los resultados en el cuadro 9 (columnas 1 y 3) muestran que los MPCM sí disminuyeron durante el periodo analizado (las estimaciones de los márgenes de beneficio oscilan entre 29.1 y 93.4% en los primeros subperiodos, y entre 2.2 y 53% en el segundo grupo de subperiodos), y, de acuerdo con la prueba de constancia que se presentó, la caída fue estadísticamente significativa independiente del grupo de subperiodos elegido.

CUADRO 8. Industrias moderadamente sensibles. Liberalización en cinco años

	Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas		
	Variable dependiente log. Q/K ^{a,b}		
Variables independientes	(1)	(2)	(3)
Variable dummy de tiempo 1995-1997 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.611*** [0.437]	1.209*** [0.195]	
Variable dummy de tiempo 1998-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.246*** [0.243]	1.200*** [0.231]	
Variable dummy de tiempo 1995-1998 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.554*** [0.201]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.257*** [0.208]
Log. Capital	-0.069 [0.092]	3.405*** [0.691]	1.158*** [0.241]
Constante	2.913 [0.246]	2.899*** [0.236]	-0.073 [0.095]
Observaciones	180	180	180
Número de industrias	18	18	18
Indicadores de año	sí	sí	sí
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	20.63 (0.000)	11.08 (0.000)	24.77 (0.000)
Prueba de constancia sobre los parámetros de los márgenes de beneficio			11.65 (0.000)
$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$
-0.365 (0.587)	-0.009 (0.969)	-0.342 (0.272)	-0.100 (0.730)
<i>Diagnósticos</i>			
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-0.08 (0.933)	0.00 (0.997)	-0.11 (0.915)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	-0.80 (0.423)	-1.39 (0.166)	-1.18 (0.238)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	0.89 (0.344)	5.96 (0.918)	2.03 (0.730)

^a Errores estándar robustos entre paréntesis; ***: $p < 0.01$; **: $p < 0.05$; *: $p < 0.1$. ^b Valor p entre paréntesis.

CUADRO 9. *Industrias altamente sensibles. Liberalización en 10 años*

	Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas			
	Variable dependiente log: Q/K ^{a,b}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables independientes				
Variable dummy de tiempo 1995-1997 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.934*** [0.305]	1.263*** [0.363]		
Variable dummy de tiempo 1998-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.539*** [0.242]	1.129*** [0.377]		
Variable dummy de tiempo 1995-1998 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.291*** [0.371]	1.162*** [0.456]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.022*** [0.376]	1.075*** [0.472]
Log Capital	-0.270 [0.242]			-0.452 [0.280]
Constante	3.341*** [0.122]	5.257*** [1.651]	3.339*** [0.123]	6.587*** [1.936]
Observaciones	378	388	378	378
Número de industrias	38	38	38	38
Indicadores de año	sí	sí	sí	sí
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	26.49 (0.000)	3.55 (0.003)	18.29 (0.000)	2.25 (0.040)
Prueba de constancia sobre los parámetros de los márgenes de beneficios	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.404* (0.097)	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.134 (0.284)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.269** (0.049)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.088 (0.420)
Diagnósticos				
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-1.27 (0.205)	-1.04 (0.299)	-1.63 (0.104)	-1.19 (0.236)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	0.36 (0.722)	0.68 (0.494)	1.44 (0.149)	-0.68 (0.499)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	3.24 (0.355)	7.84 (0.347)	19.08 (0.387)	1.84 (0.606)

^a Errores estándar robustos entre corchetes: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$. ^b Valor p entre paréntesis.

CUADRO 10. Industrias moderadamente sensibles. Liberalización en 10 años

	Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Variables independientes</i>				
Variable dummy de tiempo 1995-1997 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.193*** [0.228]	1.085*** [0.346]		
Variable dummy de tiempo 1998-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)	1.066*** [0.234]	1.030*** [0.366]		
Variable dummy de tiempo 1995-1998 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.132*** [0.190]	1.063*** [0.360]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.078*** [0.183]	1.020*** [0.328]
Log. Capital	-0.050 [0.216]	-0.049 [0.221]		
Constante	3.628*** [0.168]	3.958*** [1.529]	3.638*** [0.142]	3.963*** [1.5618]
Observaciones	360	360	360	360
Número de industrias	36	36	36	36
Indicadores de año	sí	sí	sí	sí
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	38.57 (0.000)	4.56 (0.001)	35.56 (0.000)	2.53 (0.0239)
Prueba de constancia sobre los parámetros de los márgenes de beneficios	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.133 (0.355)	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.054 (0.606)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.054 (0.723)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.042 (0.792)
<i>Diagnósticos</i>				
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-1.44 (0.151)	-1.47 (0.142)	-1.54 (0.123)	-1.48 (0.138)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	-0.96 (0.339)	-0.87 (0.382)	-0.98 (0.325)	-0.92 (0.360)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	19.16 (0.382)	21.71 (0.447)	21.94 (0.524)	21.17 (0.510)

^a Errores estándar robustos entre corchetes: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$. ^b Valor p entre paréntesis.

CUADRO 11. *Industrias no sensibles. Liberalización en 10 años*

	Regresión mediante el sistema GMM: en dos etapas			
	Variable dependiente $\log(Q/K)$ ^{a,b}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables independientes				
Variable dummy de tiempo 1995-1997 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)		1.387*** [0.251]	1.323 [0.890]	
Variable dummy de tiempo 1998-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)		1.338*** [0.328]	1.288 [1.005]	
Variable dummy de tiempo 1995-1998 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)				1.446*** [0.284]
Variable dummy de tiempo 1999-2003 * ($s_{jt}^M * \Delta m_{jt} + s_{jt}^L * \Delta l_{jt}$)			1.403*** [0.260]	1.365*** [0.279]
Log. Capital		-0.282		-0.070
Constante	3.382*** [0.109]	5.550 [3.787]	3.389*** [0.175]	3.867*** [1.450]
Observaciones	170	170	170	170
Número de industrias	17	17	17	17
Indicadores de año	sí	sí	sí	sí
Prueba de significancia conjunta de los indicadores de año	51.91 (0.000)	7.01 (0.000)	58.57 (0.000)	17.09 (0.000)
Prueba de constancia sobre los parámetros de los márgenes de beneficios	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.049 (0.673)	$\mu_{98-03} - \mu_{95-97}$ -0.034 (0.828)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.043 (0.811)	$\mu_{99-03} - \mu_{95-98}$ -0.079 (0.681)
Diagnósticos				
Prueba de Arellano-Bond para AR(1) en primeras diferencias	-0.90 (0.367)	-0.58 (0.562)	-1.23 (0.219)	-1.21 (0.226)
Prueba de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias	-0.17 (0.863)	-0.62 (0.537)	-0.21 (0.832)	-0.40 (0.691)
Prueba de Hansen de sobreidentificación. Restricciones	0.01 (0.997)	0.70 (0.403)	3.75 (0.440)	1.44 (1.000)

^a Errores estándar robustos entre corchetes; ***: $p < 0.01$; **: $p < 0.05$; *: $p < 0.1$. ^b Valor p entre paréntesis.

Para el caso de las industrias moderadamente sensibles que liberalizaron en 10 años (columnas 1 y 3 del cuadro 10), los MPCM también disminuyeron durante el periodo analizado (la estimaciones de los márgenes de beneficio oscilaron entre 13.2 y 19.8% en los primeros subperiodos, y entre 6.6 y 7.8% en el segundo grupo de subperiodos), pero la prueba de constancia que se presentó muestra que la caída no fue estadísticamente significativa cuando se consideraron los subperiodos 1995-1997 y 1998-2003, o los subperiodos 1995-1998 y 1999-2003.

Por último, para el caso de las industrias no sensibles que liberalizaron en 10 años (columnas 1 y 3 del cuadro 11), los resultados fueron similares a los de las industrias moderadamente sensibles. Los coeficientes estimados de los MPCM oscilaron entre 38.7 y 44.6% en los primeros subperiodos, y entre 33.8 y 40.3% en el segundo grupo de subperiodos, pero la caída no fue estadísticamente significativa, como se puede observar con la prueba de constancia que se presentó.

En general, los resultados para el grupo de industrias que liberalizaron en 10 años muestran evidencia de que el TLCAN sí tuvo un efecto en los MPCM. El coeficiente en la prueba de constancia para las industrias altamente sensibles fue negativo y estadísticamente significativo, sin importar el grupo de subperiodos seleccionados, mientras que, en el caso de las industrias moderadamente sensibles y no sensibles, ese mismo coeficiente fue negativo aunque no estadísticamente significativo.²⁷

CONCLUSIONES

Este artículo analiza el impacto del TLCAN en los MPCM del sector manufacturero mexicano en el periodo 1994-2003. En particular, verifica en primer lugar si los MPCM de todas las industrias disminuyeron una vez que comenzó la segunda ronda de liberalización comercial en México. Posteriormente, el artículo investiga si el cambio esperado en el poder de mercado sólo se debió al TLCAN o también a otros factores macro o microeconómicos. El análisis se basó en el enfoque de Hall (1988) y controla por problemas de endogeneidad usando el enfoque GMM en sistema, en lugar de utilizar TSLS como en el caso de la literatura empírica anterior.

²⁷ Los cuadros 1 y 2 presentan los resultados de calcular las ecuaciones (6) y (9) utilizando los datos en industrias de las que se eliminaron los aranceles inmediatamente, una vez que se implementó el TLCAN (*i. e.*, industrias pertenecientes al grupo A). Los resultados de ambos cuadros muestran que el proceso de la liberalización comercial bajo el TLCAN no tuvo un efecto en este grupo de MPCM.

Los resultados muestran que los MPCM disminuyeron inmediatamente una vez que en 1994 comenzó la segunda ronda de liberalización comercial bajo el TLCAN en México. Sin embargo, en años subsecuentes, no surgió ningún patrón claro en los márgenes de beneficio.

Además, el estudio presentó evidencia de que el TLCAN sí tuvo un efecto sobre los MPCM del grupo de industrias que liberalizaron en 10 años, mientras que no se encontraron resultados robustos sobre los MPCM del grupo de industrias que liberalizaron en cinco años. El hecho de que el TLCAN por sí solo afectara los márgenes de beneficios en el grupo de industrias que liberalizaron en 10 años, mientras que no se observaron efectos robustos para el grupo de las que liberalizaron en cinco años, sugiere que factores adicionales podrían estar jugando un papel en la contención del poder de mercado en este grupo de industrias menos resguardadas y menos protegidas.

En términos de política comercial, los análisis sobre MPCM permiten a los reguladores y hacedores de políticas verificar si el desmantelamiento de las barreras comerciales bajo acuerdos comerciales conduce o no a una mayor competencia en las economías, y, por lo tanto, a una asignación más eficiente de los recursos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ackerberg, D. A., K. Caves, y G. Frazer (2006), “Structural Identification of Production Functions”, Munich Personal RePEc Archive.
- Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, y P. Howitt (2005), “Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, num. 2, pp. 701-728.
- Alesina, A., S. Ardagna, G. Nicoletti, y F. Schiantarelli (2005), “Regulation and Investment”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 3, núm. 4, pp. 791-825.
- Appelbaum, E. (1982), “The Estimation of the Degree of Oligopoly Power”, *Journal of Econometrics*, vol. 19, núms. 2-3, pp. 287-299.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- , y O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, núm. 1, pp. 29-51.
- Arrow, K. J. (1962), “Economic Welfare and the Allocation of Resources for Innovation”, en National Bureau of Economic Research (ed.), *The Rate and Direction of In-*

- ventive Activity: Economic and Social Factors*, Princeton University Press, Princeton, pp. 609-626.
- Bain, J. S. (1951), "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 65, núm. 3, pp. 293-324.
- (1956), *Barriers to New Competition: Their Character and Consequences in Manufacturing Industries*, Cambridge, Harvard University Press.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, núm. 1, pp. 115-143.
- , R. Griffith, y J. M. Van Reenen (1999), "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms", *Review of Economic Studies*, vol. 66, núm. 3, pp. 529-554.
- Bottasso, A., y A. Sembenelli (2001), "Market Power, Productivity and the EU Single Market Program: Evidence from a Panel of Italian Firms", *European Economic Review*, vol. 45, núm. 1, pp. 167-186.
- Bresnahan, T. F. (1989), "Empirical Studies of Industries with Market Power", en *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2, cap. 17, pp. 1011-1057.
- Castañeda Sabido, A. (2003), "Mexican Manufacturing Markups: Procyclical Behavior and the Impact of Trade Liberalization", *Economía Mexicana, nueva época*, vol. 12, núm. 2, pp. 209-230.
- , y D. Mulato (2006), "Market Structure: Concentration and Imports as Determinants of Industry Margins", *Estudios Económicos*, vol. 21, núm. 2, pp. 177-202.
- Christopoulou, R., y P. Vermeulen (2012), "Markups in the Euro Area and the US over the Period 1981-2004: A Comparison of 50 Sectors", *Empirical Economics*, vol. 42, núm. 1, pp. 53-77.
- De Loecker, J., y F. Warzynski (2012), "Markups and Firm-Level Export Status", *American Economic Review*, vol. 102, núm. 6, pp. 2437-2471.
- Dixit, A., y J. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *The American Economic Review*, vol. 67, núm. 3, pp. 297-308.
- Domowitz, I., R. G. Hubbard, y B. C. Petersen (1988), "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, núm. 1, pp. 55-66.
- Grether, J. M. (1996), "Mexico, 1985-90: Trade Liberalization, Market Structure, and Manufacturing Performance" en M. J. Roberts y J. R. Tybout (eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, The World Bank, Oxford University Press, pp. 260-284.
- Hall, R. E. (1986), "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations", *Brookings Paper on Economic Activity*, vol. 17, núm. 2, pp. 285-338.
- (1988), "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 5, pp. 921-947.

- Hart, O. D. (1983), "The Market Mechanism as an Incentive Scheme", *The Bell Journal of Economics*, vol. 14, núm. 2, pp. 366-382.
- Kiyota, K., T. Nakajima, y K. G. Nishimura (2009), "Measurement of the Market Power of Firms: The Japanese Case in the 1990s", *Industrial and Corporate Change*, vol. 18, núm. 3, pp. 381-414.
- Konings, J., P. Van Cayseele, y F. Warzynski (2001), "The Dynamics of Industrial Mark-ups in Two Small Open Economies: Does National Competition Policy Matter?", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 19, núm. 5, pp. 841-859.
- (2005), "The Effects of Privatization and Competitive Pressure on Firms' Price-Cost Margins: Micro Evidence from Emerging Economies", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 87, núm. 1, pp. 124-134.
- Levinsohn, J. (1993), "Testing the imports-as-market-discipline hypothesis", *Journal of International Economics*, vol. 35, núms. 1-2, pp. 1-22.
- , y A. Petrin (2003), "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, vol. 70, núm. 2, pp. 317-341.
- López, R. E. (1984), "Measuring Oligopoly Power and Production Responses of the Canadian Food Processing Industry", *Journal of Agricultural Economics*, vol. 35, núm. 2, pp. 219-230.
- Marinov, R. (2010), "Competitive Pressure in Transition: A Role for Trade and Competition Policies", *Journal of Industry, Competition and Trade*, vol. 10, núm. 1, pp. 1-31.
- MacDonald, J. M. (1994), "Does Import Competition Forces Efficient Production?", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 76, núm. 4, pp. 721-727.
- Moreno, L., y D. Rodríguez (2011), "Markups, Bargaining Power and Offshoring: An Empirical Assessment", *The World Economy*, vol. 34, núm. 9, pp. 1593-1627.
- Olley, G. S., y A. Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, vol. 64, núm. 6, pp. 1263-1297.
- Nishimura, K. G., Y. Ohkusa, y K. Ariga (1999), "Estimating the Mark-up Over Marginal Cost: A Panel Analysis of Japanese Firms 1971-1994", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 17, núm. 8, pp. 1077-1111.
- Roeger, W. (1995), "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U. S. Manufacturing", *Journal of Political Economy*, vol. 103, núm. 2, pp. 316-330.
- Roodman, D. (2006), "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata", *The Stata Journal*, vol. 9, núm. 1, pp. 86-136.
- Salop, S. (1977), "The Noisy Monopolist: Imperfect Information, Price Dispersion, and Price Discrimination", *The Review of Economic Studies*, vol. 44, núm. 3, pp. 393-406.
- Secretaría de Economía (1993a), "Eliminación Arancelaria", Tratado de Libre Comercio con América del Norte (TLCAN), Sección B-Aranceles, Artículo 302, Anexo 302.2; se puede consultar en: http://www.economia.gob.mx/swb/es/economia/p_TLC_AN

- Secretaría de Economía (1993b), “Lista de Desgravación de México”, Tratado de Libre Comercio con América del Norte (TLCAN), Sección B-Aranceles, Artículo 302, Anexo 302.2; se puede consultar en: http://www.economia.gob.mx/swb/es/economia/p_TLC_AN
- Siotis, G. (2003), “Competitive Pressure and Economic Integration: An Illustration for Spain, 1983-1996”, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 21, núm. 10, pp. 1435-1459.
- Verbeek, M. (2004), “Endogeneity, Instrumental Variables and GMM” en A Guide to Modern Econometrics, 2^a ed., John Wiley, pp. 121-159.