



Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA

www.elsevier.es/espe



Análisis empírico de los efectos económicos de la colusión: lecciones para Colombia[☆]



Jorge Flórez Acosta^{a,*} y Karoll Gómez Portilla^b

^a Universidad del Rosario

^b Universidad Nacional de Colombia

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 17 de junio de 2017

Aceptado el 17 de octubre de 2017

On-line el 6 de diciembre de 2017

Códigos JEL:

L1

L4

L6

C3

Palabras clave:

Colusión

Carteles

Poder de mercado

Análisis de series de tiempo

Estimación estructural de demanda

RESUMEN

Este artículo examina empíricamente los efectos económicos del cartel de los pañales en Colombia. Usando datos de ventas y precios unitarios de pañales por región en Colombia entre 2004 y 2016, se llevan a cabo dos ejercicios empíricos: por un lado, siguiendo la línea de análisis de la Superintendencia de Industria y Comercio, se usan métodos de series de tiempo para estudiar el comportamiento de los precios del mercado entre 2004 y 2016. Los resultados arrojan evidencia mixta acerca del impacto de la conducta colusiva en el mercado. Por otro lado, se estima un modelo estructural de oferta y demanda que permite recuperar costos marginales y márgenes precio-costo de las empresas en la industria. Con base en simulación de escenarios hipotéticos que van desde una competencia más intensa a la observada, hasta un caso de colusión perfecta, se muestra que la industria presenta cifras en el período colusivo que se acercan más a un referente competitivo que a uno de coordinación perfecta. Los resultados sugieren una posible falla en la coordinación entre las empresas del cartel.

© 2017 Banco de la República de Colombia. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

An empirical analysis of price collusion: Lessons for Colombia

ABSTRACT

This paper empirically examines the economic effects of the so-called the baby diapers cartel in Colombia. We use data on quantities sold and unit prices of diapers at the region level in the period 2004–2016, and we carry out two exercises: first, following the line of analysis of the Colombian competition authority, we use time-series methods to analyze market prices between 2004 and 2016. Results suggest mixed evidence on the impact of the collusive behavior on the market. In a second exercise, we estimate a structural model of supply and demand that allows us to regain marginal costs and price–cost margins of the firms in the industry. Based on simulations of counterfactual scenarios ranging from more intense competition to perfect collusion, we show that the industry numbers in the cartel period are closer to a competitive scenario rather than to a collusive one. Our results suggest that a coordination failure between the firms in the cartel may have taken place.

© 2017 Banco de la República de Colombia. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

JEL classification:

L1

L4

L6

C3

Keywords:

Collusion

Cartels

Market power

Time series analysis

Structural estimation of demand

[☆] Agradecemos a Sergio Rivera Díaz por su colaboración como asistente de investigación. Así mismo, agradecemos los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y el editor de la Revista.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: kgomezp@unal.edu.co (K. Gómez Portilla).

1. Introducción

En los últimos años, el número de casos de acuerdos restrictivos de la competencia que la Superintendencia de Industria y Comercio (SIC) ha investigado y sancionado, ha aumentado considerablemente. Entre 2010 y 2016 se han emitido al menos 12 resoluciones sancionatorias por acuerdos entre empresas. Entre

ellos, los más frecuentes son los de formación de carteles para la fijación de precios o la manipulación del mercado, con multas impuestas que suman cerca de 800.000 millones de pesos. Entre estos casos, los más representativos son los de cartelización en los sectores de ingenios azucareros («Caso azúcar»), el de pañales para bebé («Caso pañales») y el de papel higiénico («Caso papeles suaves»)¹. Esta mayor actividad y eficacia se debe, en gran parte, a los importantes cambios que introdujo la Ley 1340 de 2009, que permitieron a la SIC investigar y combatir de forma efectiva la colusión². Entre tales cambios, se destaca el *Programa de Beneficios por Colaboración* que permite a la SIC otorgar una reducción parcial o total de la multa a aquellos agentes (naturales o jurídicos) que contribuyan efectivamente con la investigación de un caso. Tal programa ha favorecido el avance rápido y eficaz de las investigaciones pues ha motivado denuncias y la presentación de pruebas contundentes (como correos electrónicos, grabaciones, declaraciones de funcionarios de las empresas involucradas en el acuerdo, etc.).

Los resultados que ha tenido la SIC en el plano jurídico gracias a la contundencia de las pruebas documentales recolectadas contrastan con los deficientes análisis económicos que soportan sus decisiones y el uso a menudo inadecuado de estos. En efecto, es común encontrar en los «informes motivados»³ de los casos de cartelización producidos por la SIC dos estrategias que buscan demostrar la existencia de la conducta anticompetitiva: por un lado se expone todo el material testimonial y documental, y por el otro se presenta un análisis económico que busca demostrar la existencia del cartel a través del estudio de series de precios en el período en el que el cartel investigado tuvo lugar. Estos análisis han sido utilizados como evidencia para probar la existencia y materialización de las conductas colusivas.

Por ejemplo, en el Informe Motivado del «Caso pañales» la SIC, utilizando técnicas descriptivas y un precio promedio ponderado, argumenta que «[...] los precios de los pañales presentaron una relativa estabilidad en todo el período de análisis» (p. 220). Adicionalmente, con base en el estudio de las series por componentes, la SIC infiere que «[...] las probabilidades de las variaciones del componente cíclico son iguales o muy similares, esto es un indicio concreto de la existencia de coordinación en las decisiones de precios» (p. 222). Finalmente, y después de dedicar tres páginas al análisis de las series de precios de los pañales producidos por las cuatro empresas más grandes de la industria (Kimberly, Tecnoquímicas, Familia y Drypers) en el período 2005–2014, la SIC concluye: «[...] la evidencia presentada en este análisis denota que se presenta una baja variabilidad del precio de los pañales para bebé [...] lo que a su vez podría sugerir la presencia de coordinación en el comportamiento de las decisiones de precio de los investigados que, en este caso, sumado a la prueba directa recogida, corrobora la existencia y ejecución del acuerdo de precios imputado» (p. 222).

Sin embargo, usados para tal propósito, los análisis económicos de la SIC presentan al menos dos problemas: por un lado, la simplicidad, poca profundidad y falta de rigurosidad no se compaginan con

las conclusiones que de ellos derivan, y a menudo fallan en mostrar la materialización del cartel en cuestión y cuantificar sus efectos en el mercado. Por otro lado, según la teoría de la política de la competencia, la decisión de sancionar una práctica colusiva debe basarse exclusivamente en pruebas contundentes o directas (documentos y testimonios) y no en especulaciones o estudios del mercado (Motta, 2004). En efecto, la literatura económica y la evidencia internacional han demostrado que los estudios de mercado basados en métodos descriptivos no son prueba suficiente de acuerdos colusivos debido a que, entre otras razones, no es posible identificar separadamente la parte que se debe a las presuntas prácticas colusivas de otros determinantes de mercado como el tamaño del mercado, la existencia de costos y choques comunes (tales como aumentos en el precio de los insumos, inflación o devaluación de la tasa de cambio), el estado de la economía, etc. En especial, las conclusiones basadas en análisis de series de precios que reportan estabilidad, niveles de precios «altos» y similitud en los precios de varias empresas rivales durante un período determinado de tiempo (fenómeno conocido como *paralelismo de precios*) han sido ampliamente documentadas como uno de los métodos que inducen a conclusiones equivocadas a las autoridades de competencia (Motta, 2004).

¿Debería la autoridad de competencia omitir cualquier análisis económico y limitarse a recolectar pruebas directas para demostrar y sancionar la existencia de un cartel? La respuesta es no. Los análisis económicos son esenciales para determinar la magnitud del daño. En el caso colombiano, la valoración del daño es indispensable para determinar y justificar el monto de la multa que se impondrá a las empresas involucradas en la conducta colusiva, tal como lo manda el artículo 25 de la Ley 1340 de 2009 en el cual se contempla como uno de los criterios para «graduar» el monto de la multa a imponer a los infractores «el impacto que la conducta tenga sobre el mercado». La literatura económica ofrece un menú de métodos y herramientas que pueden ser utilizados para hacer análisis rigurosos y completos de detección de prácticas colusivas, y de cuantificación de sus impactos en el mercado. Estos se pueden clasificar en dos categorías: modelos en forma reducida y modelos estructurales. Los modelos estructurales se basan en la postulación de un modelo teórico riguroso en el cual los agentes maximizan funciones de utilidad y beneficios incluyendo una perturbación aleatoria que tiene una interpretación económica (o estructural) en el contexto del modelo. De este se derivan las ecuaciones que, con ayuda de datos, sirven para estimar los parámetros del modelo. En contraste, la modelación en forma reducida analiza correlaciones condicionales que son parcialmente consistentes con la teoría mediante la especificación de modelos casi siempre lineales y paramétricos. Ambos métodos se mantienen vigentes, no son excluyentes entre sí y son útiles para hacer análisis empíricos de mercados bajo colusión, aunque hay un *trade-off* entre los alcances del método y costos. Aunque la modelación estructural es mucho más completa, requiere más y mejor información, e implica mayor complejidad en el análisis, constituye un complemento clave de cualquier análisis en forma reducida e incrementa considerablemente el alcance de los análisis descriptivos, al permitir la simulación de escenarios alternativos no observados en la realidad⁴.

El objetivo de este artículo es mostrar cómo debería la autoridad de la competencia orientar sus análisis económicos para obtener

¹ En estos tres casos se han impuesto las multas más altas de la historia de este tipo de sanciones: en el primero se impuso una multa total de \$216.800 millones, en el segundo una multa de \$206.800 millones y, en el tercero, una multa de 183.400 millones de pesos.

² En Economía, la colusión hace referencia en sentido estricto al resultado según el cual el equilibrio de mercado se alcanza con unos precios más altos que los de un referente competitivo, y no al tipo de acuerdo que permitió llegar a tal resultado. Sin embargo, en el lenguaje de la política de la competencia es ahora común referirse indistintamente al acuerdo explícito entre empresas para alcanzar el resultado colusivo como cartel o colusión. A lo largo de este artículo adoptaremos esta última terminología.

³ Un Informe Motivado es un documento que contiene los resultados de la investigación que se abre cuando la SIC encuentra suficientes motivos para ahondar en un caso. Este documento contiene análisis documentales, económicos y testimonios de personas involucradas, con el propósito de probar la conducta imputada.

⁴ Los modelos estructurales permiten simular equilibrios alternativos al estimado (técnicamente conocidos como «contrafactuales») y hacer análisis de estática comparativa, mientras que los modelos en forma reducida permiten determinar correlaciones entre variables y, a lo sumo, relaciones causales entre variables. Sin embargo, la modelación estructural implica costos como la complejidad en la estimación por generar ecuaciones generalmente no lineales, los requerimientos en términos de datos son más altos (mayor desagregación y frecuencia), y los supuestos que se imponen a los datos son mucho mayores y más abstractos que aquellos que permiten construir relaciones lineales en los métodos en forma reducida.

evidencia empírica contundente y rigurosa que permita determinar la existencia de la conducta colusiva, qué tan exitosa fue la coordinación entre las empresas del cartel y qué impacto generó tal práctica sobre el mercado. Para esto, se llevan a cabo dos ejercicios empíricos aplicados a uno de los casos más sonados de cartelización en los últimos años en Colombia: el «Caso Pañales»⁵. En el primer ejercicio, siguiendo la línea de análisis de la SIC, se hace un estudio muy detallado de las series de precios del mercado de pañales en Colombia entre 2004 y 2016 para determinar si el comportamiento de los precios en el período de estudio responde efectivamente a acuerdos para la fijación de precios por parte de las empresas involucradas en el cartel o si más bien se debe a determinantes de mercado. Con este ejercicio se corrobora lo que ya se ha documentado en la teoría y la evidencia internacional: los análisis de series de precios por sí solos pueden llevar a conclusiones equivocadas, ambiguas o contrarias a lo que se quiere demostrar. En efecto, se muestra que un análisis detallado de las series de precios arroja evidencia mixta que no permite concluir que existe un efecto en el mercado derivado de conductas restrictivas de la competencia sin agregar al análisis posibles presiones de oferta y demanda que pueden explicar los patrones observados en dichas series. Adicionalmente, se encuentra que no existe evidencia empírica que muestre un cambio estructural en la variabilidad de los precios en ninguno de los segmentos analizados al comparar el período colusivo con el período postcolusivo. Finalmente, dada la evidencia estadística se podría pensar que la cartelización de las empresas en el mercado de pañales desechables para bebé en Colombia no parece haber tenido los efectos esperados sobre el mercado y, en particular, sobre los precios.

En el segundo ejercicio se muestra cuál es el camino que conduce a un análisis de mercado que permita soportar desde un punto de vista económico una decisión de la autoridad. En este caso, se formula un modelo estructural de oferta y demanda para el mercado de pañales en Colombia, el cual se estima con base en los datos y se usa para simular escenarios alternativos al observado y calcular cuán cerca estuvieron los precios y márgenes sobre el costo marginal de las empresas del cartel con respecto a un referente monopolístico, que es, de acuerdo con la teoría, el resultado ideal al que deberían llegar las empresas si lograran coordinarse perfectamente y maximizaran los beneficios conjuntos de la industria. Este ejercicio sugiere que las cifras del mercado están lejos de lo que debió observarse si el acuerdo colusivo se hubiera ejecutado bajo coordinación perfecta. Además, al comparar los resultados observados en el mercado con los que se obtendrían en casos de colusión perfecta entre las empresas investigadas, se muestra que la diferencia en las cifras indican que se estuvo lejos de alcanzar el resultado colusivo. La mejor explicación para esto es que los integrantes del acuerdo no estuvieran alineados con los objetivos del cartel, puesto que sus resultados difieren de los obtenidos en un escenario de coordinación perfecta.

Este artículo se compone de cuatro secciones. La primera ofrece una breve descripción de la política contra la colusión en Colombia y hace una descripción resumida de los casos más recientes de cartelización que ha investigado la SIC. La segunda sección hace una revisión de los avances que ha hecho la literatura económica en

el análisis empírico de mercados en contextos colusivos, haciendo énfasis en el conjunto de métodos que permiten medir de manera rigurosa los efectos de un cartel en un mercado. En la tercera sección se presenta una aplicación al «Caso pañales» que tiene como objetivo mostrar qué debe contener un análisis económico de un mercado en un contexto colusivo que sirva como soporte de decisiones de política. Finalmente, se presentan conclusiones y recomendaciones.

2. La política contra la colusión en Colombia

La legislación colombiana para la protección de la competencia es una de las más antiguas de Latinoamérica⁶. Sin embargo, la lucha activa y eficaz en este frente no comenzó hasta después de la promulgación de la Ley 1340 de 2009, la cual definió a la SIC como la única autoridad nacional de competencia y le dio facultades para investigar y combatir de forma efectiva las prácticas restrictivas de la competencia. En efecto, entre 2010 y 2016 la SIC ha investigado y sancionado más casos de acuerdos restrictivos entre empresas que nunca antes (ver [tabla 1](#)).

Una de las innovaciones más importantes que introdujo la Ley para la lucha contra la formación de carteles fue el *Programa de Beneficios por Colaboración*, que recompensa a aquellas personas (naturales o jurídicas) que denuncien la existencia de carteles y presenten pruebas contundentes que permitan identificar a los demás participantes y el avance rápido y efectivo en las investigaciones. Quien se acoja al programa puede obtener una reducción parcial o total de la multa prevista por la Ley para estos casos⁷. Este programa le ha permitido a la SIC tener acceso a pruebas documentales contundentes que permiten emitir resoluciones sancionatorias sin que tales decisiones dependan de un análisis económico del mercado que permita analizar el impacto de las prácticas colusivas. Este énfasis en lo jurídico más que en lo económico es consistente con la filosofía de la Política de la Competencia que recomienda intervenir únicamente cuando existan pruebas contundentes (en inglés, *hard evidence*) sobre un acuerdo y no cuando se tengan sospechas o solamente con base en estudios económicos, por más que estos apunten a que los precios de mercado se encuentran muy por encima de un referente competitivo.

Sin embargo, los análisis económicos rigurosos y a profundidad del mercado siguen siendo necesarios para determinar la magnitud del daño, más que la existencia o no del acuerdo. En especial, para el caso colombiano tales estudios son fundamentales para determinar el monto de la multa, tal como lo dispone la Ley 1340 de 2009⁸.

3. Análisis de colusión, estructura de mercado e impactos: lecciones de la literatura empírica

De acuerdo con la definición de colusión, la cual se refiere a un resultado de mercado en el que los precios se encuentran por

⁶ En 1959 se promulgó la Ley 155 que buscaba el control de prácticas comerciales restrictivas. Sin embargo, la falta de reglamentación la hizo casi inoperante.

⁷ La Ley 1340 de 2009 fijó una multa máxima de 100.000 salarios mínimos mensuales vigentes para las empresas que incurran en una conducta restrictiva de la competencia, como un cartel. Según el Decreto 1523 de 2015, que reglamenta el Programa de Beneficios por Colaboración, los beneficios que se pueden otorgar a colaboradores dependen del momento en el que se solicite la colaboración. El primer solicitante puede ser beneficiado con la reducción total de la multa a imponer. El segundo solicitante puede obtener entre un 30% y un 50% según la utilidad de la información aportada. El tercero y colaboradores subsiguientes podrán acceder al 25% de reducción de la multa, dependiendo del valor de la información y de las pruebas que aporten.

⁸ El artículo 25 de la Ley 1340 de 2009, que trata sobre el monto de las multas a personas jurídicas, dispone lo siguiente: «[...] Para efectos de graduar la multa, se tendrán en cuenta los siguientes criterios: 1) El impacto que la conducta tenga sobre el mercado; 2) La dimensión del mercado afectado; 3) El beneficio obtenido por el infractor de la conducta; [...] 6) la cuota de mercado de la empresa infractora. . . ».

⁵ En las últimas décadas, el mercado de pañales desechables para bebé ha estado concentrado en tres empresas: Kimberly, Tecnosur (filial de Tecnoquímicas) y Familia. Estas tres empresas alcanzaron una participación de mercado conjunta del 93,6% en 2015. El resto del mercado ha sido cubierto por empresas pequeñas, importaciones de pañales y marcas propias de supermercado. En 2012, la SIC inició una investigación por presuntos acuerdos entre Kimberly, Tecnoquímicas y Familia para la fijación de precios de sus productos en el período 2001–2012, que terminó en 2016 con una solución sancionatoria en la que se daba por probada la conducta restrictiva de la competencia y se imponían las multas más altas permitidas por la Ley: 206,8 miles de millones en total (Ver Resolución 86817 de 2016).

Tabla 1
Colombia: algunos casos de colusión sancionados por la SIC, 2008–2016

Año	Empresa	Tipo de caso	Sanciones (en millones de pesos)	Resolución No.
2008	Argos, Holcim, Cemex y Andino	Acuerdos para la fijación de precios, la repartición de mercados y el establecimiento de cuotas de producción	2.769	51694
2009	Compañía Nacional de Chocolates Luker	Acuerdo para la fijación de precios	1.491	4946
2010	Ingenios: Incauca, Providencia, Manuelita, Mayagüez, Pichichí, Risaralda, La Cabaña, Carmelita	Acuerdo para la fijación de precios	8.240	42411
2011	RCN, Caracol, UCEP e IBOPE	Acuerdo vertical para restringir la competencia	3.647	23890
2011	Consorcio Vial Colombiano	Colusión para acordar términos en licitación y definir un ganador	2.142	64400
2011	Fendipetróleo y Estaciones de servicio Boyacá	Paralelismo de precios y acuerdos para fijación de precios	8.570	71794
2013	Unión Temporal Cárceles 2008 y Unión Temporal Seguridad Carcelaria	Colusión para acordar términos en licitación y definir un ganador	3.967	8917
2013	Grupo Nule	Colusión para acordar términos en licitación y definir un ganador	15.687	54693
2013	Grupo Nule	Colusión para acordar términos en licitación y definir un ganador	13.072	54695
2014	Incoequipos, Gisaico, ESTYMA, Pavigas	Colusión para acordar términos en licitación y definir un ganador	5.927	83037
2015	ASOCAÑA, CIAMSA e Ingenios: Riopaila Castilla, Cauca, Manuelita, Providencia, La Cabaña, Pichichí, Risaralda, San Carlos, Carmelita, Central Tumaco, María Luisa	Acuerdos para la asignación de cuotas de producción o de suministro e impedir acceso de terceros a mercados	216.786	103652
2016	Kimberly Colpapel, Scribe Colombia y Carvajal Educación	Acuerdo para la fijación de precios «Caso Cuadernos»	56.188	54403
2016	Kimberly Colpapel, Tecnoquímicas, Familia	Acuerdo para la fijación de precios «Caso Pañales»	206.837	86817
2016	Kimberly, Familia, Papeles Nacionales, C. Y P. Del R.	Acuerdo para la fijación de precios «Caso Papeles Suaves»	183.395	31739

Fuente: Superintendencia de Industria y Comercio.

encima del que sería el precio en un mercado competitivo, la literatura empírica inicialmente se centró en realizar estudios basados en el análisis estadístico de los precios, dada la dificultad de observar o estimar el precio competitivo. En consecuencia, características fáciles de medir de un acuerdo o conspiración de tipo colusivo fue en principio el enfoque predominante de los esfuerzos académicos y, por ende, de las autoridades regulatorias para la identificación del mismo. Este enfoque se conoce como *behavioral approach* y se centra en medir el impacto de los esfuerzos de coordinación de las empresas sobre los resultados del mercado (Harrington, 2005). El escrutinio de los comportamientos o conductas de coordinación de las empresas se centra en el uso de métodos estadísticos útiles para indicar si mercados específicos han sido afectados por comportamientos colusivos entre empresas. Según la literatura, tales conductas se reflejan principalmente en tres situaciones: i) cambios en la varianza de los precios durante los períodos de colusión, ii) cambios en el comportamiento de los precios en relación con cambios en la demanda y oferta del mercado, y iii) cambio estructural en la volatilidad de los precios.

En primer lugar, según la teoría, los acuerdos de precios entre empresas propios de un comportamiento colusivo se reflejan en una menor variabilidad de los precios, en una mayor presencia de ciclos en los precios y también en una menor variabilidad de las cuotas de mercado. Empíricamente, varios trabajos, como Levenstein y Suslow (2006), Bolotova et al. (2008), Green y Porter (1984), Feinstein et al. (1985), entre otros, han mostrado la ausencia de variabilidad en los niveles de precios durante períodos de colusión.

Así mismo, en línea con la teoría, se esperaría que durante el periodo colusivo se observe una disminución en la varianza de los precios (Carlson y McAfee, 1983; Carlton, 1986), como también movimientos abruptos de la media y la varianza de los precios alrededor del periodo de finalización del cartel (Harrington, 2008; Abrantes-Metz et al., 2006). Sin embargo, las autoridades de

competencia han enfocado sus análisis estadísticos en el comportamiento medio de los precios, ignorando los momentos de orden superior de la distribución empírica de los datos históricos. Adicionalmente, en la literatura es común identificar patrones de comportamiento dinámico tanto de los precios como de las participaciones de mercado, basándose en la comparación de periodos de competencia versus periodos de comportamiento anticompetitivo. Este tipo de análisis se denomina *escrutinio de mercado* y es un método diseñado para identificar la transición de competencia a colusión con base en la detección de cambios abruptos en el comportamiento de los precios entre estas dos fases (Harrington et al., 2016). Aunque no es suficiente con solo detectar tales cambios. La literatura empírica ha mostrado que la presencia de tendencias temporales en los precios puede sesgar la media y la varianza de los datos cuando se compara un periodo de cartelización con uno de competencia, dadas las diferencias en la duración de estas dos fases. En consecuencia, para identificar las diferencias en el comportamiento de precios es indispensable comparar las distribuciones de los cambios en los precios teniendo como referencia un periodo competitivo, que puede ser precartel o poscartel o ambos (ver Chamberlain et al., 2017; Blanckenburg, 2013).

Adicionalmente, se ha demostrado que los carteles cambian sus precios con menor frecuencia de lo que lo harían bajo un comportamiento competitivo. Esto debido a las dificultades que pueden enfrentar en sus procesos de negociación (los cuales incluyen tiempo de negociación, de coordinación y adaptación de precios) que pueden llevar a procesos de decisión lentos y a la falta de celeridad de reacción del cartel frente a choques de demanda o de oferta en el mercado (ver Carlson y McAfee, 1983; Carlton, 1986). Con base en este resultado y en evidencia empírica de casos de colusión en el mundo, se ha formulado una lista de criterios que pueden guiar el análisis de un mercado bajo una posible conducta colusiva entre empresas. Estos son: i) una tendencia de cambios escalonados en

los precios, ii) la variación en la dispersión (varianza) de los cambios en los precios, iii) el incremento en la curtosis de los cambios en los precios, y iv) el incremento en la asimetría de los cambios en los precios.

Adicionalmente, se ha mostrado que la distribución de los cambios en los precios durante un periodo de cartelización tiende a tener un pico alrededor de cero, lo cual se traduce en un mayor exceso de curtosis; esto derivado de la necesidad de periodos de negociación de los precios que retrasan los cambios en estos (Chamberlain et al., 2017). Así mismo, los carteles están mucho menos inclinados hacia la reducción de precios que las firmas competitivas, aun cuando el cartel pudo haberse establecido en un periodo de caída en los precios. Con base en dicha evidencia, se podrían esperar cambios positivos de precios más frecuentemente que cambios negativos durante el periodo de cartelización, es decir, se esperaría un coeficiente de asimetría positivo. Finalmente, Genesove y Mullin (2001) mostraron que los cambios en los precios están positivamente correlacionados con choques de demanda positivos, mientras que los ajustes a choques negativos se dan con mayor dificultad, lo que implica otra causa de asimetría positiva en los precios.

En segundo lugar, teóricamente se ha determinado que durante el periodo de colusión la relación entre los precios y la oferta de mercado es negativa, por lo que es posible que los precios sean insensibles a cambios estacionales en la demanda (Bejger, 2011, y Bejger, 2010; Rotemberg y Saloner, 1986). Sin embargo, Haltinwanger y Harrington, 1991, relajando el supuesto de procesos independientes e idénticamente distribuidos, analizan los componentes determinísticos cíclicos de la demanda y encuentran un comportamiento procíclico de los precios. En consecuencia, se debe verificar: i) si existe una relación causal entre los precios y oferta, y ii) si los precios son procíclicos o insensibles a los cambios determinísticos cíclicos en la demanda.

En tercer lugar, el análisis de cambios estructurales en el nivel y en la volatilidad de los precios es fundamental para develar eventos que hayan conducido a un cambio claramente identificable en la manera como funciona un mercado. El análisis de cambios estructurales permite dar luces sobre los procesos de formación o terminación de carteles y los cambios propios en el comportamiento de las empresas en dichos procesos. Sin embargo, es muy importante tener en cuenta que eventos tales como fusiones, salidas o entradas de empresas, avances tecnológicos de alguna relevancia, etc., pueden generar también cambios estructurales en el mercado. Maier-Rigaud y Frederiszick (2007) afirman que para identificar estos eventos críticos deben responderse dos preguntas basadas en la recolección de la información de la industria analizada: a) ¿es posible identificar choques exógenos que generen reacciones diferentes en un ambiente cartelizado en comparación con un ambiente competitivo?, y b) ¿es posible observar cambios estructurales que no puedan ser explicados si trascurriesen en un ambiente competitivo? Así, para que el análisis estadístico sea confiable, se debe controlar por factores de demanda y oferta que puedan haber cambiado en el tiempo, de tal forma que la modelación permita una comparación válida de precios en un contexto de cambio en las condiciones del mercado. Como pruebas de robustez de estos análisis se pueden considerar comparaciones de precios entre mercados colusivos y no colusivos durante el mismo lapso de tiempo. Esto se puede realizar analizando las diferencias en los precios de la empresas bajo investigación con respecto a una relativamente similar pero que no esté sometida a sospecha, la cual puede ser tomada como referente. Así mismo, se pueden analizar diferentes mercados geográficos que puedan ser comparables con el mercado sujeto análisis.

Finalmente, es importante enfatizar que los análisis antes mencionados presentan una limitación fundamental en cuanto a que muchas de las características bajo estudio pueden estar presentes

incluso en situaciones no colusivas. Es así como el uso de análisis en forma reducida sirve para detectar situaciones que podrían ser consistentes con una colusión, pero no constituyen una prueba irrefutable de esta, por lo que debe considerarse solo como un insumo de análisis más profundos y rigurosos. La necesidad de responder preguntas como si los precios en una industria pueden ser más bajos y la competencia más intensa (lo cual se conoce como escenarios «contrafactuales») requiere de una modelación estructural que permita simular equilibrios alternativos no observados en los datos. La literatura empírica en Organización Industrial (Berry, 1994; Berry et al., 1995; Nevo, 2000a, 2000b, 2001) ha desarrollado técnicas basadas en modelos de elección discreta que permiten modelar la demanda de un bien de manera flexible y recuperar costos marginales y márgenes precio-costo por empresa y por marca, que son datos que generalmente no están disponibles para el investigador, haciendo los supuestos adecuados sobre un modelo de conducta para la oferta. Con estos estimados a la mano, se puede proceder con la simulación de escenarios alternativos con base en diferentes estructuras de oferta.

4. Análisis de colusión en la práctica: una aplicación al caso del cartel de los pañales en Colombia

En esta sección se presenta un análisis del mercado de pañales en el período 2004–2016, con base en dos ejercicios empíricos: por un lado, un ejercicio en forma reducida usando modelos de series de tiempo enfocado al estudio del comportamiento de los precios en este período; por otro lado, un ejercicio de modelación estructural que permite simular escenarios alternativos al observado y hacer análisis de estática comparativa.

4.1. La industria de pañales para bebé y la investigación de la SIC

La industria de pañales desechables para bebé se ha caracterizado por su alta concentración en pocas empresas que han dominado históricamente el mercado; la casi nula entrada de nuevos competidores, además de la baja participación de marcas importadas; la entrada y salida permanente de marcas y variedades de pañales, aunque ha sido constante la disponibilidad de una gama relativamente amplia de alternativas diferenciadas en términos de marca, con un promedio en la última década de 7 marcas producidas por empresas distintas, y en términos de calidad, con cinco segmentos que van desde el pañal básico hasta el pañal premium; y una competencia intensa en estrategias de mercado distintas al precio, tales como publicidad. Adicionalmente, hay una pequeña pero consistente participación de supermercados con sus propias marcas, que son generalmente más baratas que las marcas de fabricantes independientes.

Hacia finales de la década de los noventa el mercado de pañales para bebé en Colombia estaba dominado por Kimberly Colpapel, con un 80% de participación de mercado. Su competencia más importante venía esencialmente de Tecnosur (hoy filial de Tecnoquímicas), que participaba en el mercado con un 18%, además de Familia y de algunas marcas importadas. En los primeros años de la década de 2000 el mercado pasó a repartirse entre Kimberly, Tecnosur y Familia. Estas dos últimas lograron aumentar su participación de mercado al ganarle terreno a Kimberly⁹. La Fig. 1 muestra las

⁹ A finales de la década de los noventa, Tecnoquímicas vendió a Kimberly el 50% de Tecnosur, su empresa productora de pañales. La propiedad compartida de Tecnosur se mantuvo hasta principios de 2014, cuando Tecnoquímicas llegó a un acuerdo de recompra con Kimberly y volvió a ser el dueño único de Tecnosur. Según las declaraciones dadas a la SIC con motivo de la investigación por el «Caso pañales», a pesar de la propiedad compartida, Tecnosur mantuvo la discreción total sobre sus políticas de precios y mercadeo de sus productos (Superintendencia de Industria y Comercio, 2016a, 2016b, p. 17). Además, la pérdida de participación de mercado

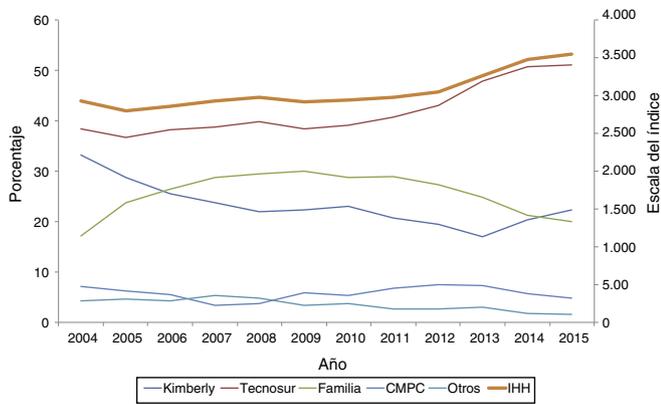


Figura 1. Evolución de las participaciones de mercado por productor (en porcentajes, eje izquierdo) y el índice Herfindahl-Hirschman (IHH, eje derecho) de concentración del mercado, 2004–2015. El IHH mide la concentración del mercado. Se calcula como la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de las empresas medidas en porcentajes. El índice puede variar entre cero, que corresponde a un mercado totalmente fragmentado, y 10.000, que corresponde a un mercado concentrado en una sola empresa (monopolio). Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores. Esta figura está disponible a color en la versión electrónica.

series de participaciones de mercado de las principales productoras de pañales desechables para bebé, así como el índice Herfindahl-Hirschman (IHH) que mide la concentración del mercado¹⁰, entre 2004 y 2015. Como muestra la figura, Tecnosur se posicionó como líder del mercado con una participación promedio del 42% en el volumen de ventas totales, mientras que Familia y Kimberly la siguieron con participaciones promedio del 25,6% y del 23,2%, respectivamente. Entre 2006 y 2014, Familia logró ganarle terreno a Kimberly y posicionarse como la segunda empresa en ventas de pañales después de Tecnosur. En el año 2015, estas tres empresas concentraban conjuntamente el 93,6% del volumen de ventas de pañales para bebé. El resto del mercado ha sido cubierto por empresas pequeñas (Drypers ha sido la cuarta empresa más importante del mercado, con una participación promedio del 5,8%), importaciones de pañales y marcas propias de supermercado. Siguiendo la interpretación del Departamento de Justicia de Estados Unidos, la industria de pañales presenta una alta concentración en todo el período de análisis, con un IHH que aumenta año a año a partir de 2005: de 2.796 a 3.548 en 2015.

En 2012, la SIC recibió una denuncia sobre presuntos acuerdos entre Kimberly, Tecnoquímicas y Familia para la fijación de precios de sus productos. En febrero de 2014 un memorando radicado por el Superintendente Delegado para la Protección de la Competencia ordenó iniciar una investigación preliminar para establecer si existía evidencia de prácticas comerciales restrictivas de libre competencia ejecutadas por las empresas Kimberly, Tecnoquímicas y Familia en el mercado de distribución y comercialización de pañales desechables para bebé en Colombia. En agosto del mismo año la

delegatura ordenó abrir una investigación y formular pliego de cargos contra Kimberly, Familia, Tecnoquímicas, Tecnosur y Drypers para determinar si incurrieron en la conducta de realizar acuerdos contrarios a la libre competencia en los cuales se mantengan o determinen precios. Las imputaciones se sustentaron en declaraciones, correos electrónicos y documentos hallados durante visitas administrativas, que darían cuenta de que Kimberly, Tecnoquímicas, Familia, Tecnosur y Drypers habrían fijado precios de pañales desechables para bebé en Colombia (*Superintendencia de Industria y Comercio, 2016a, 2016b*, p. 15). Según esta evidencia, la determinación coordinada de precios se dio tanto de manera directa, mediante la determinación de precios de salida para los productos y los porcentajes de incremento correspondientes, como de forma indirecta a través aspectos relacionados con la concesión de descuentos e incentivos. La investigación terminó en 2016 con una resolución sancionatoria en la que se concluyó que Kimberly, Familia y Tecnoquímicas incurrieron en «actos ilegales de cartelización empresarial para fijar artificialmente el precio de los pañales desechables para bebé en el mercado colombiano» entre 2001 y 2012, y se impusieron las multas más altas permitidas por la Ley que entre las tres sancionadas suman 206.000 millones¹¹.

Si bien la SIC logró recolectar pruebas que apuntan a que las empresas realizaron esfuerzos para coordinar sus precios, lo que según la legislación y la lógica de la Política de la Competencia justifica una sanción, la Ley 1340 de 2009 es clara en requerir análisis de los efectos económicos del cartel en el mercado y cuantificación de los beneficios de las empresas derivados de su conducta anti-competitiva para graduar el monto de la multa a imponer. En este campo, el análisis de la SIC es muy limitado y sus conclusiones no están adecuadamente soportadas por lo que muestran las técnicas utilizadas y los datos. En efecto, en el «Informe Motivado del Caso pañales» la SIC afirma que «... las variabilidades relativas del componente cíclico de las series de precios promedio, se acotaron en torno de la tendencia, y las distribuciones de probabilidad KERNEL resultaron bastante coincidentes. Esto podría indicar que las probabilidades de las variaciones relativas del componente cíclico son iguales o muy similares, esto es un indicio concreto de la existencia de coordinación en las decisiones de precios.» (*Superintendencia de Industria y Comercio, 2016a, 2016b*, p. 222). Sin embargo, y como ya se ha mencionado antes, observar que la distribución de variaciones en los precios sea similar entre empresas no necesariamente implica coordinación en la fijación de precios.

Adicionalmente, la SIC señala que cambios en la participación en el mercado no son prueba de la ausencia de un acuerdo. Sin embargo, no hace referencia a la dificultad que esto supone para la estabilidad de cualquier acuerdo colusivo. Otro comportamiento que no considera importante en el análisis es la competencia en calidades de los productos. Al respecto, reconoce que el «lanzamiento de nuevos productos y mejora en los existentes es una constante que se ha presentado en todos los agentes del mercado de pañales desechables para bebé» (*Superintendencia de Industria y Comercio, 2016a, 2016b*, p. 237). A pesar de este reconocimiento, la SIC no tiene en cuenta este hecho como evidencia de que las empresas compiten intensamente en otras variables estratégicas diferentes al precio, lo que constituye un indicio importante de rivalidad entre empresas que tuvo que tener un efecto en la capacidad para coordinarse. En cartel se esperaría que factores como la publicidad y la calidad se mantuvieran constantes o se coordinaran también.

Estos argumentos motivan las siguientes preguntas: ¿Qué sugiere la similitud en el comportamiento de los precios y su persistente aumento en el mercado de pañales? ¿Cómo determinar qué

que experimentó Kimberly frente a Tecnosur en el período de propiedad compartida no soporta la hipótesis de una coordinación perfecta entre empresas que buscaría suavizar la competencia entre marcas. Por esta razón, en este ejercicio se considerará a Tecnosur como una empresa independiente de Kimberly.

¹⁰ El IHH constituye hoy una medida estándar de la concentración del mercado para los académicos y las autoridades de competencia. Se calcula como la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de las empresas expresadas en porcentajes. El índice puede variar entre cero, que corresponde a un mercado totalmente fragmentado, y 10.000 que corresponde a un mercado concentrado en una sola empresa (monopolio). El Departamento de Justicia de Estados Unidos interpreta el índice de la siguiente manera: por debajo de 1.500, el mercado no está concentrado; entre 1.500 y 2.500, el mercado está moderadamente concentrado, y por encima de 2.500, el mercado está altamente concentrado. Ver *Horizontal Merger Guidelines*, disponible en: <https://www.ftc.gov/sites/default/files/attachments/merger-review/100819hmg.pdf>. Acceso: 28 de agosto de 2017.

¹¹ Ver Resolución 86817 de 2016. Aunque Drypers figura entre las empresas que hicieron parte del cartel hasta 2006, no fue sancionada debido a que, según la SIC, hubo vencimiento de términos fijados por la Ley para cualquier actuación.

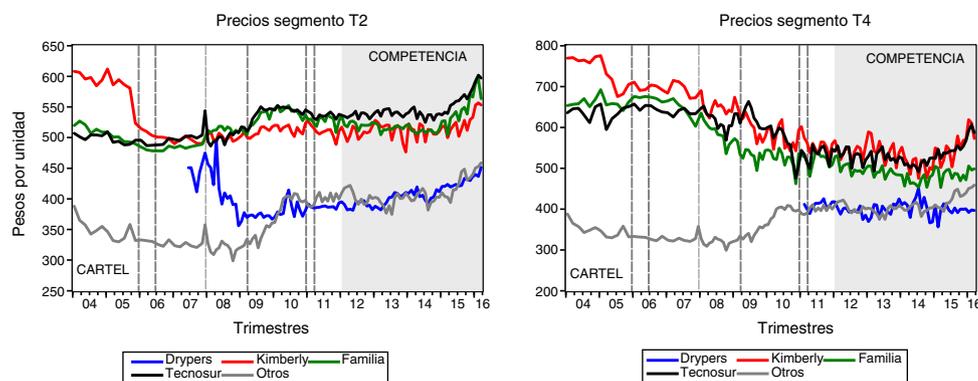


Figura 2. Evolución del comportamiento histórico de los precios, 2004-2016. El área sombreada en el gráfico corresponde al periodo de pos-cartel o competencia (2012-2016). Las líneas punteadas horizontales corresponden a las fechas en las cuales las empresas bajo investigación acordaron una política de precios. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores. Esta figura está disponible a color en la versión electrónica.

tan coordinadas estaban las empresas y cuán rentable fue el cartel? El objetivo de esta sección es analizar los datos del mercado de pañales a profundidad para responder a estas preguntas.

4.2. Datos

Los datos usados para esta aplicación fueron recolectados por Nielsen entre enero de 2004 y marzo de 2016. La base original presenta datos sobre ventas en volumen y valor total de dichas ventas a nivel de marca (alrededor de 22 en total), segmento (o tier en inglés, 5 en total) y etapa (edad del bebé), agregadas por región geográfica: Antioquia, Atlántico, Centro, Cundinamarca, Oriente y Pacífico, por bimestre, entre 2004 y 2007, y por mes a partir de 2008. Dado el nivel de agregación de los datos en los años iniciales, se agregó el resto de períodos al nivel bimensual para explotar la información en todo el período. La base de datos también contiene información sobre el fabricante de la marca (al menos 10 incluyendo pequeños fabricantes y fabricantes de marcas propias de supermercados).

Estos datos presentan una gran cantidad de ceros y datos faltantes que dificultan su explotación al nivel de desagregación original. Debido a esto, en los análisis que se presentan a continuación se agregaron los datos para eliminar las dificultades asociadas a datos faltantes dependiendo de las necesidades del modelo.

Tabla 2
Estadística descriptiva para los cambios en los precios por unidad

	T2				T4				
	Drypers	Kimberly	Familia	Tecnosur	Drypers	Kimberly	Familia	Tecnosur	Otros
<i>Cartel (2004-2011)</i>									
Media	-0,15	0,05	0,17	0,15	0,04	0,20	0,04	0,20	0,43
Mediana	0,12	0,11	0,20	-0,05	0,00	-0,49	0,35	0,81	0,75
Max	1,73	4,39	3,77	7,87	1,17	1,06	7,69	8,62	9,18
Min	-1,60	-2,67	-4,37	-9,26	-1,31	-1,07	-9,46	-9,51	-8,55
Desv. est.	4,64	1,45	1,51	1,98	5,32	5,52	3,86	3,54	3,11
Asimetría	0,21	0,53	-0,16	-0,87	-0,07	-0,06	-0,35	-0,57	-0,25
Curtosis	7,39	3,70	3,50	1,45	3,16	1,98	2,84	3,76	3,96
Jarque-Bera									
p-valor	0,00	0,163	0,681	0,00	0,954	0,326	0,577	0,135	0,267
<i>Competencia (2012-2016)</i>									
Media	0,28	0,20	0,15	0,21	0,18	-0,29	-0,21	-0,11	0,30
Mediana	0,28	0,23	0,14	0,43	0,86	-0,22	-0,24	0,01	0,47
Max	3,35	9,72	5,94	2,47	4,08	9,39	1,60	1,18	7,32
Min	-3,82	-5,07	-5,39	-3,51	-5,38	-1,14	-9,17	-7,85	-6,94
Desv. est.	1,57	2,87	2,06	1,32	2,97	3,11	3,20	3,03	2,54
Asimetría	0,02	0,48	0,15	-0,53	-0,60	-0,09	1,23	0,65	-0,03
Curtosis	2,90	4,17	4,54	3,02	2,24	5,09	9,89	5,66	3,77
Jarque-Bera									
p-valor	0,989	0,088	0,072	0,303	0,658	0,00	0,00	0,00	0,529

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

4.3. Análisis de la dinámica de precios en la industria de pañales desechables para bebé, 2004-2016

4.3.1. Análisis de la distribución de los cambios en los precios

Con el fin de analizar los posibles cambios en la distribución de las variaciones en los precios, el periodo de tiempo entre enero de 2004 y marzo de 2016 se divide, de acuerdo con el informe motivado presentado por la SIC, en dos subperiodos: periodo de cartel (2004-2011) y periodo pos-cartel o competencia (2012-2016). Siguiendo a [Blanckenburg and Geist \(2009\)](#), se usan precios nominales por unidad en razón a que el comportamiento de la inflación en los dos subperiodos no es homogénea, en el sentido de que las dos fases no comparten de la misma manera los incrementos y caídas en la tasa de inflación, por lo que esto podría sesgar los resultados, principalmente el coeficiente de asimetría de las distribuciones en los dos periodos bajo análisis.

En la [figura 2](#) se presentan el comportamiento de los precios, entre enero de 2004 y marzo de 2016, de todas las empresas involucradas en las acusaciones: Drypers, Kimberly, Familia y Tecnosur. Las gráficas se hacen teniendo en cuenta los dos segmentos más representativos en términos de ventas en el mercado de pañales de bebé Tiers 2 y 4, de acuerdo con el Informe Motivado de la SIC. Las series de precios se agregan a nivel nacional e incluyen

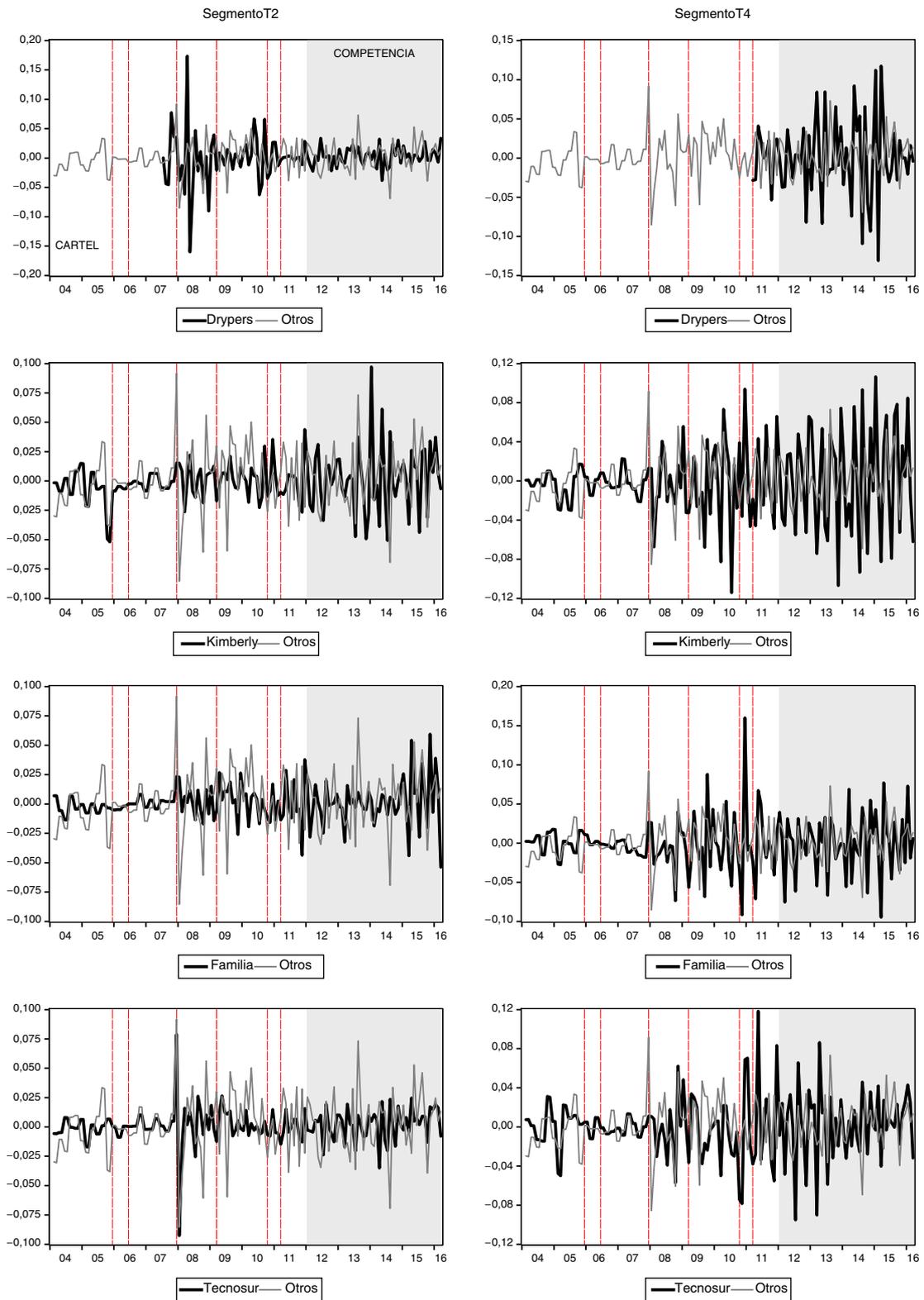


Figura 3. Evolución del comportamiento histórico de los cambios en los precios por unidad. El área sombreada en el gráfico corresponde al periodo de pos-cartel o competencia (2012-2016). Las líneas punteadas horizontales corresponden a las fechas en las cuales las empresas bajo investigación acordaron una política de precios. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

todos los canales comerciales. Con fines comparativos se incluye la serie de precios de los demás competidores en el mercado (identificada como OTROS) que no son objeto de investigación, la cual corresponde a un promedio ponderado teniendo en cuenta

la respectiva participación de mercado. Las líneas punteadas horizontales corresponden a las fechas en las cuales, de acuerdo con el Informe Motivado, las empresas bajo investigación acordaron una política de precios y descuentos o las dos, las cuales fueron

identificadas como: diciembre de 2005, junio de 2006, diciembre de 2007, marzo de 2009, diciembre de 2010 y marzo de 2011.

Con el fin de analizar qué tan frecuentemente hubo cambios en los precios en el mercado de pañales en la [figura 2](#) se observa, en primer lugar, que no existen variaciones escalonadas en ninguna de las series de precios, lo cual representaría un comportamiento propio de los precios en un mercado cartelizado. En segundo lugar, tampoco existe una tendencia creciente o decreciente clara en los precios de ninguna de las empresas analizadas en el segmento T2; mientras que, con excepción de los precios de OTROS y Drypers, se observa que los precios del segmento T4 presentan una tendencia decreciente, la cual se revierte a mediados de 2014. Sin embargo, la [figura 2](#) revela el cambio estructural ocurrido en 2009 en el comportamiento del nivel de precios de OTROS competidores, en donde los precios pasan de tener una tendencia decreciente a una tendencia creciente al presentar un fuerte cambio en su nivel al pasar de \$320 a \$420 por unidad en el segmento T4. Finalmente, es de notar que en el segmento T2 los precios de Tecnosur siguen un comportamiento muy similar al de OTROS competidores, y que no existe una evidencia clara de coordinación que haya afectado de manera exclusiva a los precios en las fechas señaladas por la SIC, ya que por ejemplo en diciembre de 2007 todos los precios presentaron un incremento.

En la [tabla 2](#) se presenta un resumen de estadística descriptiva de los cambios en los precios para los dos periodos bajo análisis. De la comparación entre el periodo de cartel con respecto al periodo de competencia se observan cambios en la media, la varianza y los niveles mínimo y máximo de las tasas de crecimiento de los precios de todas las empresas. En particular, se observa una disminución en la desviación estándar del segmento T4, el cual se corresponde con la reducción que se presenta en las empresas agrupadas en OTROS. Para el segmento T2 se observa un aumento en la desviación estándar en el caso de Kimberly y Familia, mientras que se observa una disminución en Tecnosur de 0,6 unidades, la cual es equivalente a la reducción de las empresas en el mercado que funcionan bajo una estructura competitiva agrupadas en OTROS. Teóricamente se esperaría un aumento importante en la variabilidad de los precios en el periodo de pos-acuerdo exclusivo de las empresas involucradas en los acuerdos, dado el aumento en la competencia; sin embargo, no se observa dicho comportamiento en este mercado.

Dado que las estadísticas descriptivas solo permiten un análisis estático con respecto al nivel medio de las series, en la [figura 3](#) se muestran los cambios en los precios de cada una de las empresas en el periodo 2004-2016. Las gráficas muestran que hubo un aumento en la volatilidad de los precios a partir del 2008, el cual coincide con la crisis financiera más reciente. Sin embargo, este aumento en la variabilidad de precios es común a todas las empresas en los dos segmentos y se mantiene hasta el final del periodo. Este resultado, sumado a los anteriores, sugiere que la variabilidad en los cambios de los precios podría estar afectada por choques aleatorios exógenos que afectaron al mercado en su conjunto. Sin embargo, el análisis incondicional del comportamiento dinámico de las series de precios no se constituye como una prueba irrefutable de la existencia o no de un acuerdo de precios, ya que este tipo de análisis no revela los posibles determinantes asociados a una menor variabilidad en el cambio de los precios de las empresas involucradas en un comportamiento anticompetitivo. Tampoco se puede concluir que el cambio en la variabilidad observada se debe al cambio del periodo del cartel al del periodo competitivo.

Dado que el análisis del comportamiento medio y de la volatilidad en los precios no es concluyente con respecto al efecto de la conducta anticompetitiva investigada sobre los precios, se procedió a realizar una estimación no paramétrica de las distribuciones de densidad empíricas de los cambios en los precios para cada uno de los dos subperiodos. La [figura 4](#) muestra la densidad empírica para las empresas agrupadas en OTROS en el mercado de pañales. La

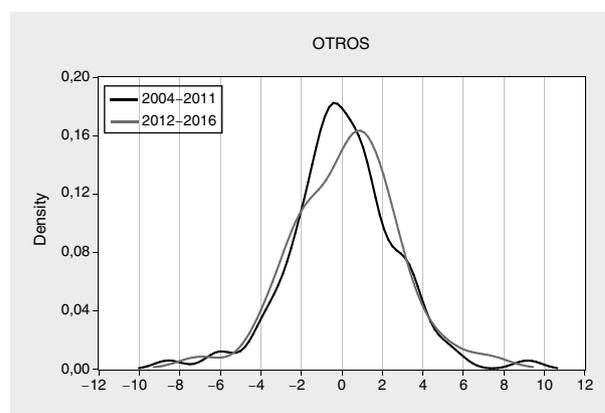


Figura 4. Distribución empírica de los cambios en los precios durante el periodo de cartel y pos-cartel. El periodo de cartel ocurrió entre 2004-2011 y el periodo de pos-cartel o competencia fue entre 2012-2016. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

densidad fue estimada usando un Kernel gaussiano con un parámetro de suavizamiento determinado por la *rule-of-thumb* dado por:

$$h = (0, 9) \min(\sigma, IQR) / 1, 34N^{-1/5}$$

donde σ es la desviación estándar, IQR es el rango intercuartil y N es el número de observaciones en la muestra. De acuerdo con la investigación realizada por la SIC en el mercado de pañales desechables para bebé, las empresas en la categoría OTROS presentaron un comportamiento competitivo durante todo el periodo de análisis, por lo que se pueden tomar como referencia de cómo tendría que haberse comportado el precio y sus cambios entre 2004 y 2016.

La comparación de las dos distribuciones, a partir de la [figura 4](#), muestra una diferencia importante en términos de la asimetría de los cambios en los precios. En efecto, el coeficiente de asimetría entre 2004 y 2011 fue de $-0,24$, mientras que entre 2012 y 2016 fue de $-0,03$, lo cual evidencia que tasas de crecimiento negativas de los precios fueron observadas en ambos periodos, siendo más asimétricos en el periodo de cartelización. Adicionalmente, se observa que la distribución empírica de los cambios en los precios fue más leptocúrtica entre 2004 y 2011 que entre 2012 y 2016.

En las [figuras 5](#) y [6](#) se muestran las densidades empíricas de los cambios en los precios para las empresas objeto de investigación en el mercado de pañales, diferenciando los segmentos T2 y T4 y los dos sub-periodos. En primer lugar, se observa un exceso de curtosis alrededor de cero en el periodo de cartel con respecto al de competencia en ambos segmentos del mercado, lo cual coincide con lo encontrado para las empresas del mercado en la categoría OTROS. Por otra parte, para el segmento T2, las dos distribuciones son levemente asimétricas en el periodo de cartel: Tecnosur y Familia (aunque negativamente, lo cual no coincide con lo previsto por la teoría), mientras que en el periodo de competencia Kimberly y Tecnosur muestran asimetría positiva. En el segmento T4 durante el periodo de cartel, Tecnosur y Kimberly presentan asimetría positiva en sus distribuciones de precios; mientras que se observa asimetría negativa para las mismas empresas durante el periodo de competencia. Sin embargo, al comparar las distribuciones de los cambios en los precios de Tecnosur con los OTROS competidores, mostrada en la [figura 7](#), se evidencia que en el segmento T4 no parece haber diferencias importantes ni en términos de curtosis ni de asimetría. Por otro lado, se puede notar una diferencia en términos de curtosis en el segmento T2 durante el periodo del cartel, que parece ser importante.

Con el fin de verificar la robustez y la significancia estadística de los resultados hasta ahora presentados, se lleva a cabo el test de Kolmogorov-Smirnov, el cual permite comparar no paramétricamente dos distribuciones empíricas calculando además los

Tabla 3
P-valores bootstrap para el test de Kolmogorov-Smirnov

Empresas	Panel A		Panel B			
	H0: distribución cartel vs competencia son iguales		H0: distribución empresa vs otros son iguales			
	T2	T4	T2		T4	
			Cartel	Competencia	Cartel	Competencia
Drypers	0,057	0,749	0,496	0,135	0,682	0,217
Kimberly	0,004	0,003	0,003	0,955	0,236	0,022
Familia	0,180	0,016	0,012	0,167	0,058	0,371
Tecnosur	0,018	0,005	0,015	0,170	0,403	0,520
Otros	0,543	0,544				

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores. 10.000 iteraciones fueron usadas para el cálculo de los p-valores. El periodo de cartel ocurrió entre 2004–2011 y el periodo de poscartel o competencia fue entre 2012–2016.

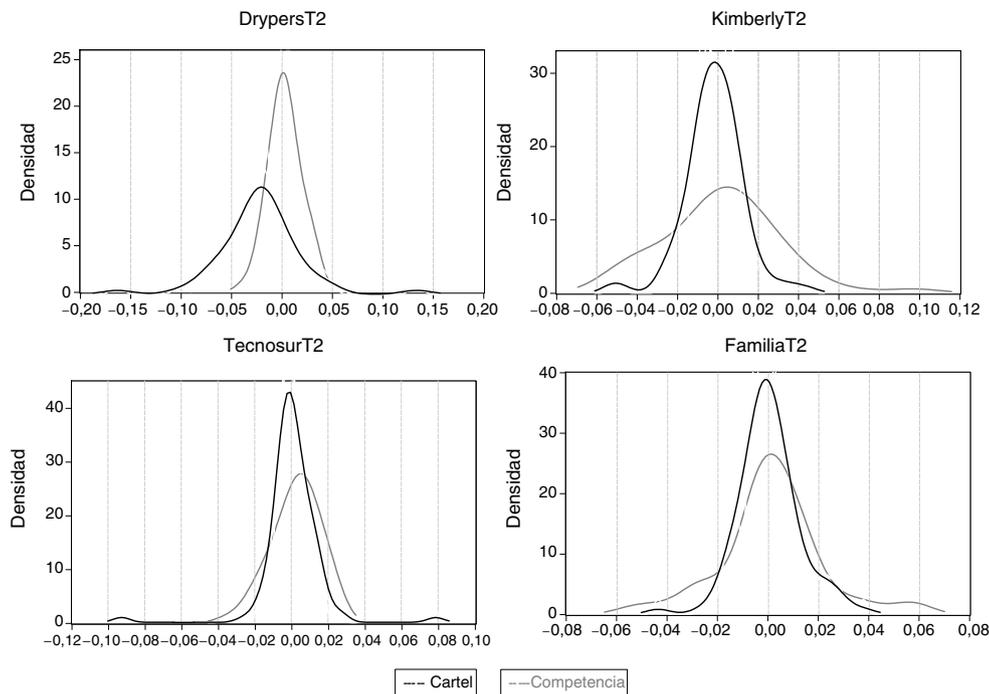


Figura 5. Distribución empírica de los cambios en los precios para el segmento T2. El periodo de cartel ocurrió entre 2004–2011 y el periodo de pos-cartel o competencia fue entre 2012–2016. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

p-valores con el método Bootstrap. El no rechazo de la hipótesis nula permite concluir que las dos muestras provienen de la misma distribución, lo cual en términos económicos implicaría la no existencia de un comportamiento anti-competitivo en el mercado cuando se comparan los dos sub-periodos. La tabla 3, panel A, muestra los resultados del test. La hipótesis nula es rechazada en los dos segmentos, excepto en el caso de las empresas agrupadas en OTROS, Drypers en T4 y Familia en T2, lo cual permite concluir que existe evidencia estadística que muestra que la distribución de los cambios en los precios en el periodo de competencia versus el periodo de cartel son diferentes. Sin embargo, y dado el carácter incondicional de este análisis, las diferencias en las distribuciones pueden deberse no exclusivamente a un comportamiento anti-competitivo en el mercado, sino también a choques del mercado ocurridos en cada subperiodo que puedan afectar el comportamiento de los precios. Esto en razón a que las empresas no pueden controlar todas las variables que impactan en un mercado.

Adicionalmente, se compara la distribución empírica de los cambios en los precios entre las empresas involucradas en el acuerdo con respecto a las empresas agrupadas en OTROS. El no rechazo de la hipótesis nula implicaría evidencia estadística para argumentar que, dado el periodo bajo análisis, la distribución de los cambios en los precios proviene de la misma distribución, por lo cual los

cambios en los precios no responden principalmente a un comportamiento anticompetitivo, sino a las condiciones o choques de oferta y/o demanda del mercado. La tabla 3, panel B, muestra los resultados para este test. Para el segmento T2 se rechaza la hipótesis nula, por lo que la distribución de los cambios en los precios de cada empresa, exceptuando a Drypers, no proviene de la misma distribución que los cambios en OTROS, mientras que en el segmento T4 no se rechaza la hipótesis nula, por lo que la distribución de los cambios en los precios de Tecnosur, Kimberly y Drypers proviene de la misma distribución que los cambios en OTROS. Este resultado puede leerse como evidencia de un comportamiento de mercado competitivo en este segmento. Finalmente, no hay evidencia estadística acerca de diferencias en la distribución de los cambios en los precios de cada empresa en el periodo competitivo en ambos segmentos. Esto muestra que efectivamente a partir de 2012 la industria de pañales de bebé ha mostrado un comportamiento competitivo.

En conclusión, no existe evidencia empírica estadísticamente significativa que sugiera un comportamiento anticompetitivo en el segmento T4. En el caso del segmento T2 la evidencia es mixta. En efecto, no hay evidencia de una tendencia de cambios escalonados en los precios ni de una variación en la dispersión de los cambios en los precios, sin embargo hay evidencia de un exceso de

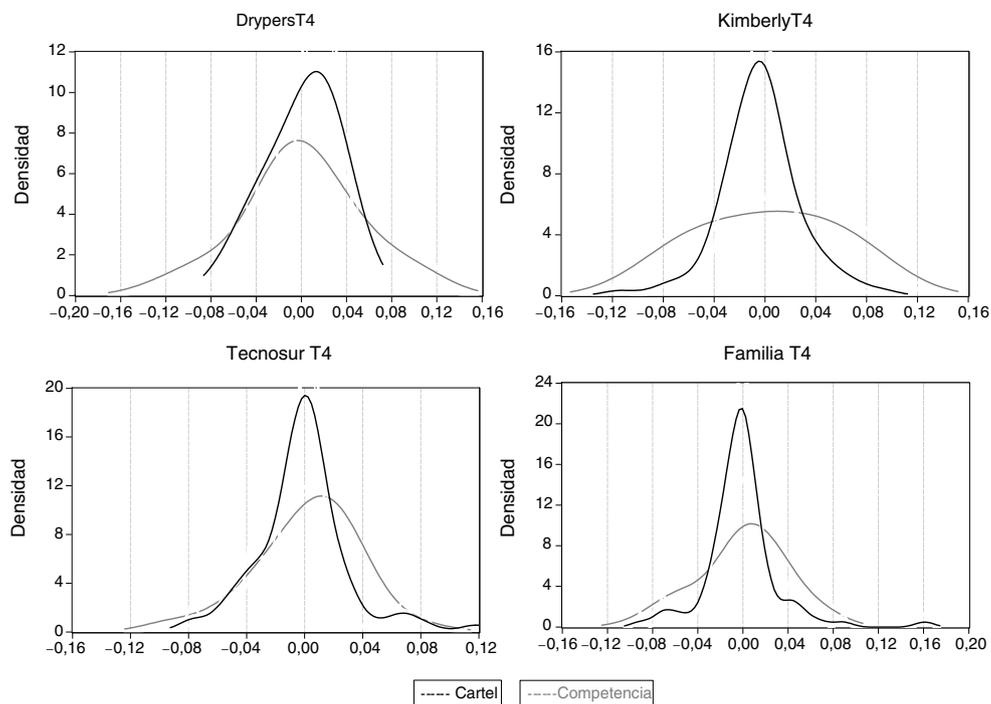


Figura 6. Distribución empírica de los cambios en los precios para el segmento T4. El periodo de cartel ocurrió entre 2004-2011 y el periodo de pos-cartel o competencia fue entre 2012-2016. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

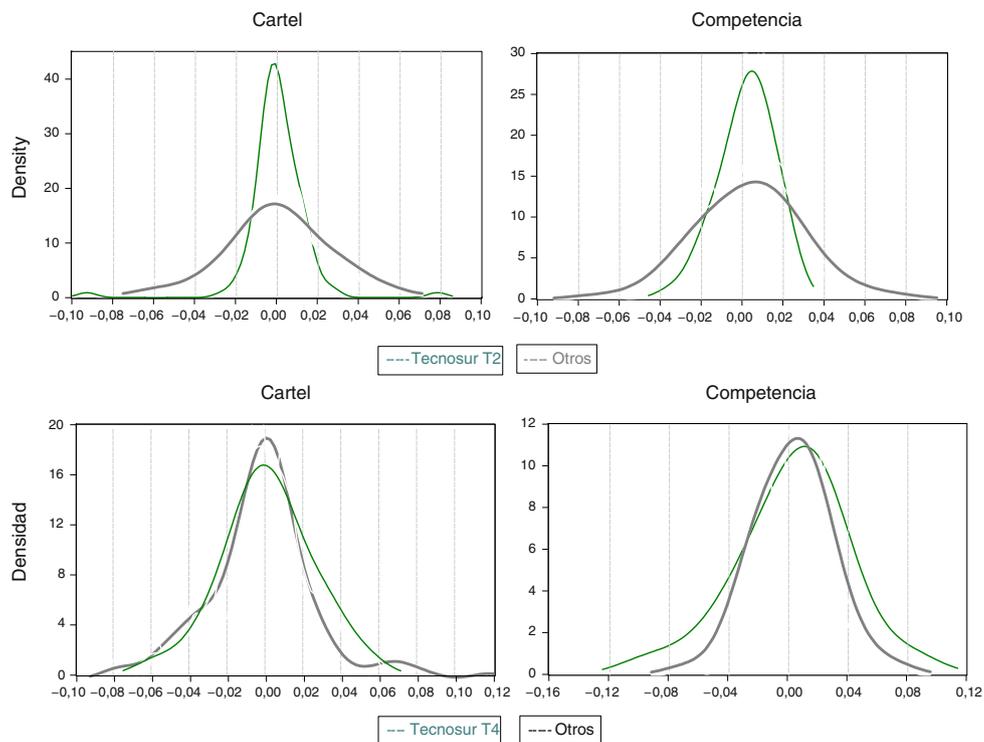


Figura 7. Comparación de la distribución empírica de los cambios en los precios: Tecnosur vs Otros. El periodo de cartel ocurrió entre 2004-2011 y el periodo de poscartel o competencia fue entre 2012-2016. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

curtosis en los cambios en los precios durante el cartel, que lleva a evidenciar diferencias en la distribución de los cambios en los precios entre el periodo de cartel con respecto al periodo de competencia. En consecuencia, no se podría determinar, dado el análisis realizado hasta ahora, un patrón en los precios y en sus variaciones que responda a las predicciones teóricas y que permita extraer conclusiones definitivas. Por consiguiente, es necesario un análisis

que involucre además posibles presiones de oferta y demanda en el mercado.

4.3.2. Análisis del comportamiento de los precios en relación con cambios en la demanda y oferta del mercado

Para este análisis se usa como proxy de la demanda la producción de pañales en el mercado doméstico, representado por el total

de ventas de las empresas participantes en el mercado. Como *proxy* de la oferta se usa el Índice de Producción Industrial para el sector papel y cartón (IPP), el cual mide la evolución mensual de la actividad productiva independientemente del comportamiento de los precios.

La existencia de una correlación entre dos variables no implica causalidad, es decir, que una variable se correlacione con otra no implica siempre que una de ellas sea la causa de las alteraciones en los valores de otra. En consecuencia, para explorar las dependencias entre la oferta y los precios se realizaron pruebas de causalidad de Granger en los dos sub-periodos. Las pruebas de causalidad en el sentido de Granger permiten determinar si la historia de una variable es útil para tener una mejor predicción del comportamiento futuro de la otra, en relación a lo que se obtendría usando solo la historia propia. La no existencia de dicha capacidad predictiva implica con certeza la no causalidad de una variable hacia la otra, sin embargo este resultado no sería concluyente en el caso contrario. En este sentido, se puede decir que la causalidad en el sentido de Granger es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de verdadera causalidad.

Para la aplicación de este test se estimó un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para cada segmento, incluyendo los precios de las empresas en el mercado (exceptuando a Drypers, debido al menor número de observaciones para esta empresa, lo que implica la reducción natural de los grados de libertad en la estimación) y el IPP. Con el fin de controlar por el efecto de variables exógenas a los precios de los pañales para bebé, se incluyeron el índice internacional de precios de pulpa de papel como referencia de los costos de los insumos, al igual que la tasa representativa del mercado, el índice de precios al consumidor para alimentos como *proxy* de las condiciones de demanda exógenas a las empresas de la industria y dummies estacionales. La fuente de información es el Banco de la República.

El orden de inclusión de las variables de cambios en los precios en el modelo VAR se tomó con base en la participación de mercado de cada una de las empresas (tomando como referencia la información presentada en el Informe Motivado de la SIC): $p_{T,t}$, $p_{F,t}$, $p_{K,t}$, $p_{O,t}$, donde T es Tecnosur, F es Familia, K es Kimberly y O son las otras empresas competidoras del mercado; y finalmente el IPP. Esto con el fin de tener en cuenta el efecto de las empresas grandes sobre las pequeñas en el mercado¹². El orden del rezago del modelo VAR se eligió con bases en los criterios de información discutidos en Lütkepohl (1991), dando como resultado un VAR(2). Adicionalmente, se verificaron todas las pruebas de ajuste sobre los residuales del modelo: normalidad multivariada, autocorrelación, heterocedasticidad y raíces del polinomio característico. Los resultados de la estimación no se presentan aunque están disponibles.

La **tabla 4** muestra los p-valores para la prueba de causalidad de Granger. Para un nivel de significancia del 5% no se observa ninguna relación causal entre los precios y el IPP en ambas direcciones. La única relación causal que se muestra con un nivel de significancia de 10% está relacionada con el rechazo de la hipótesis nula de que el IPP no causa en el sentido de Granger el precio de Tecnosur en el segmento T2 durante el periodo de cartel. Sin embargo, el coeficiente asociado al primer rezago de la variable de producción en el modelo VAR es positivo y no se evidencia causalidad en el sentido inverso. En consecuencia, la no existencia de causalidad entre el precio y la oferta del mercado es un patrón que no concuerda con las predicciones asociadas a patrones de mercado bajo un contexto de colusión.

¹² Las pruebas de raíces de Dickey-Fuller aumentadas, KPSS y Phillips y Perron no mostraron evidencia de no estacionariedad en media, al 5% de nivel de significancia, en las series de cambios en los precios.

Tabla 4

P-valores para la prueba de causalidad de Granger para la oferta

Empresas	Competencia (2012-2016)				Cartel (2004-2011)			
	T2		T4		T2		T4	
	Precios	IPP	Precios	IPP	Precios	IPP	Precios	IPP
Kimberly	0,990	0,598	0,222	0,767	0,534	0,930	0,508	0,701
Familia	0,793	0,558	0,939	0,631	0,440	0,200	0,832	0,728
Tecnosur	0,697	0,835	0,299	0,928	0,097	0,215	0,465	0,975
OTROS	0,154	0,767	0,341	0,491	0,460	0,480	0,732	0,728

La causalidad va de los precios hacia el IPP (columna IPP) y viceversa (columna precios). Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

Adicionalmente, se exploró si es posible verificar la existencia de un patrón identificado teóricamente en un equilibrio colusivo que tiene que ver con la rigidez (o insensibilidad) de los precios con respecto a cambios exógenos en la demanda. Dichos cambios en la demanda han sido relacionados con patrones o fluctuaciones estacionales, por lo que se analiza la respuesta relativa de la demanda y de los precios a cambios estacionales (considerados como determinísticos). Para esto se estiman los siguientes modelos autorregresivos de medias móviles (ARMA) para cada una de los cambios en los precios en cada segmento en el periodo de cartelización:

$$p_{ijt} = c + \alpha_{ij1}p_{ij,t-1} + \dots + \alpha_{ijk}p_{ij,t-k} + \delta_1 D_1 + \dots + \delta_{11} D_{11} + \varepsilon_{it} + \beta_{ij}\varepsilon_{ij,t-1} + \dots + \beta_{ijk}\varepsilon_{ij,t-k} \quad (1)$$

en donde $p_{ij,t}$ representa el cambio del precio de la i -ésima empresa en el segmento j y en el momento t y D_1 a D_{11} representan variables *dummy* que toman el valor de 1 en el mes 1 y cero en los demás. Finalmente, ε_{ijt} es un ruido aleatorio distribuido de manera normal con media cero y varianza σ_{ε}^2 . Similarmente, el modelo de regresión para los cambios en la demanda total del mercado está dada por:

$$ventas_t = c + \alpha_1 ventas_{t-1} + \dots + \alpha_k ventas_{t-k} + \delta_1 D_1 + \dots + \delta_{11} D_{11} + \varepsilon_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_k u_{t-k} \quad (2)$$

en donde $ventas_t$ representa el cambio de las ventas en el momento t , y u_t es un ruido aleatorio distribuido de manera normal con media cero y varianza σ_u^2 .

Los resultados de la estimación se muestran en la **tabla 5**. Para el análisis se toma como referencia el mes de diciembre, de tal forma que los coeficientes estacionales se interpretan como interceptos por mes, mostrando las diferencias (en términos de magnitud y significancia estadística) en los cambios de los precios en el respectivo mes con respecto a los cambios de precios en diciembre. En el caso de las ventas solo dos parámetros estacionales son estadísticamente significativos, correspondientes a los meses de marzo y agosto. Comparando los resultados para los cambios en los precios con respecto a los resultados del modelo para ventas, se observa que algunos parámetros estacionales son estadísticamente significativos para los precios en los dos segmentos, mientras que no lo son para las ventas. El esquema de precios de las empresas en el mercado muestra una tendencia a la disminución de los precios, que no se corresponde necesariamente con la demanda de mercado. Finalmente, analizando los resultados para las empresas agrupadas en OTROS, las cuales se toman como referencia de un precio competitivo, no existe evidencia estadística que muestre que los precios siguen estrictamente los cambios estacionales de la demanda, por lo que serían igualmente insensibles o fijados de manera independiente a los patrones de demanda, o ambas cosas. Al final de la **tabla 5** se reportan los coeficiente de determinación, Durbin-Watson y los tests de Ljung-Box para probar autocorrelación en los errores del modelo al rezago seis como pruebas de ajuste de los modelos.

Los resultados de la estimación son consistentes con lo que se observa en la **figura 8**, la cual muestra las variaciones estacionales

Tabla 5
P-valores para el modelo ARMA de cambio en la demanda

	Demanda	T2			T4			OTROS
		Kimberly	Familia	Tecnosur	Kimberly	Familia	Tecnosur	
c	0,921	0,000	0,003	0,968	0,001	0,000	0,010	0,798
Enero	0,931	0,110	0,198	0,046	0,681	0,318	0,720	0,181
Febrero	0,941	0,005	0,035	0,867	0,003	0,166	0,640	0,868
Marzo	0,023	0,002	0,006	0,774	0,002	0,022	0,163	0,783
Abril	0,204	0,005	0,143	0,888	0,023	0,005	0,179	0,412
Mayo	0,669	0,009	0,756	0,450	0,679	0,502	0,849	0,560
Junio	0,916	0,086	0,425	0,943	0,025	0,036	0,079	0,989
Julio	0,397	0,000	0,008	0,713	0,000	0,001	0,053	0,324
Agosto	0,078	0,001	0,702	0,468	0,151	0,174	0,040	0,707
Septiembre	0,845	0,102	0,105	0,843	0,000	0,014	0,103	0,723
Octubre	0,252	0,000	0,009	0,798	0,125	0,001	0,001	0,222
Noviembre	0,421	0,000	0,000	0,911	0,017	0,000	0,003	0,476
Alpha1	0,001	0,041	0,059					
Beta1				0,092	0,009	0,001	0,162	
R2	0,699	0,586	0,535	0,253	0,587	0,540	0,535	0,259
DW	1,865	1,809	2,119	1,967	1,902	1,954	1,977	1,956
Ljung-Box(Q6)	0,968	0,224	0,193	0,189	0,212	0,867	0,194	0,388

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

en todas las variables bajo análisis. En la gráfica se observa que las ventas no muestran una variación estacional fuerte, lo cual puede derivarse de las características propias del bien en cuestión. Sin embargo, los cambios en los precios muestran una variabilidad estacional más fuerte, lo cual no corresponde al patrón estacional suave de cambios en los precios predicho por la teoría para un esquema colusivo. Adicionalmente, se evidencia la débil relación del esquema de cambios en los precios con las variaciones de la demanda del mercado.

Finalmente, en la tabla 6 se muestran los p-valores del test de causalidad de Granger para los cambios en los precios en la industria, usando como base el modelo VAR(2) anteriormente descrito. Cada columna muestra el p-valor para la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger entre los cambios en los precios de cada empresa en cada fila hacia la empresa en cada columna. Los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 5%, por lo que no parece existir una relación causal entre los precios de la industria.

En conclusión, la evidencia en este sentido es nuevamente mixta en tanto no se puede confirmar completamente la hipótesis teórica: no existe una relación negativa entre la oferta y los precios, y los precios muestran variaciones estacionales (principalmente negativas) importantes que no se corresponden con la demanda. En consecuencia, no es posible derivar conclusiones empíricas que sustenten la existencia de patrones teóricamente probados en el caso bajo estudio. Por tanto, se hace necesario explorar comportamientos adicionales identificados por la teoría en el caso de mercados no competitivos por fijación de precios, relacionados con la posible variabilidad condicional de los cambios en los precios.

Tabla 6
P-valores test de causalidad de Granger entre precios de las empresas

	Tecnosur	Familia	Kimberly	OTROS
<i>Segmento T2</i>				
Tecnosur		0,63	0,42	0,75
Familia	0,43		0,89	0,51
Kimberly	0,06	0,27		0,42
OTROS	0,44	0,76	0,91	
<i>Segmento T4</i>				
Tecnosur		0,23	0,35	0,58
Familia	0,99		0,53	0,11
Kimberly	0,28	0,92		0,06
OTROS	0,58	0,02	0,15	

La causalidad va desde las variables en las filas hacia las variables en las columnas. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

4.3.3. Análisis de cambio estructural en la volatilidad de los precios

El objetivo es identificar si hubo un cambio en la estructura de la volatilidad de los precios como resultado de la finalización del comportamiento colusivo. Si no existe evidencia que muestre el posible cambio estructural, no habrá evidencia empírica concluyente acerca del efecto del cartel en los precios. Para este análisis, dado que no se conoce con certeza la fecha exacta de fin del periodo de acuerdo de precios, se toman 24 meses antes y 24 meses después de la fecha sugerida en el Informe Motivado como la finalización de los acuerdos, la cual corresponde a diciembre de 2011. Esto con el fin de dar robustez a los resultados obtenidos ya que se presume que los efectos de los acuerdos no desaparecen inmediatamente, existiendo un tiempo de ajuste del mercado.

Observando la figura 9 no se evidencia que se haya producido hacia finales de 2011 e inicios de 2012 un cambio abrupto en el comportamiento de los cambios en los precios en ninguno de los segmentos bajo análisis. Adicionalmente, observa que la volatilidad de los precios de las empresas bajo investigación en el segmento T4 fue mayor que la de los precios de las empresas agrupadas en OTROS. Para el segmento T2, la volatilidad de los precios resulta muy similar entre empresas, sin una evidencia contundente de cambio estructural en las mismas alrededor de diciembre de 2011.

Dada la falta de evidencia clara que se derive de los datos, y de acuerdo con lo propuesto por la literatura, se estima el proceso de varianza condicional de los precios usando modelos ARMA-GARCH introducidos por Engle (1982) y Engle y Bollerslev (1986). Estos modelos permiten examinar conjuntamente el comportamiento de la media y la varianza de los precios durante las fases de colusión y competencia. La especificación de los modelos ARMA(1,1)-GARCH(1,1) estimados es la siguiente:

$$p_{ijt} = a_{ij}p_{ij,t-1} + d_{ij}D + \varepsilon_{ijt} + b_{ij}\varepsilon_{ij,t-1} \quad (3)$$

$$\sigma_{ijt}^2 = \omega_{ij} + \delta_{ij}D + \alpha_{ij}\varepsilon_{ijt}^2 + \beta_{ij}\sigma_{ij,t-1}^2 \quad (4)$$

donde p_{it} representa el precio de la i -ésima empresa ($i=Kimberly, Familia, Tecnosur, OTROS$) en el segmento j ($j=Tier 2, Tier 4$) en el momento t , y ε_{ijt} es un ruido aleatorio distribuido normal con media cero y varianza σ_{ijt}^2 que sigue un proceso condicional definido en la ecuación (4). $\omega, \alpha \geq 0$ y $\beta \geq 0$ son parámetros que aseguran que la varianza sea positiva; a y b son los parámetros autorregresivo y de medias móviles para el proceso de media condicional de los precios, los cuales deben ser menores que 1 para garantizar la estacionariedad del modelo. D es una variable *dummy* que toma un valor de 0

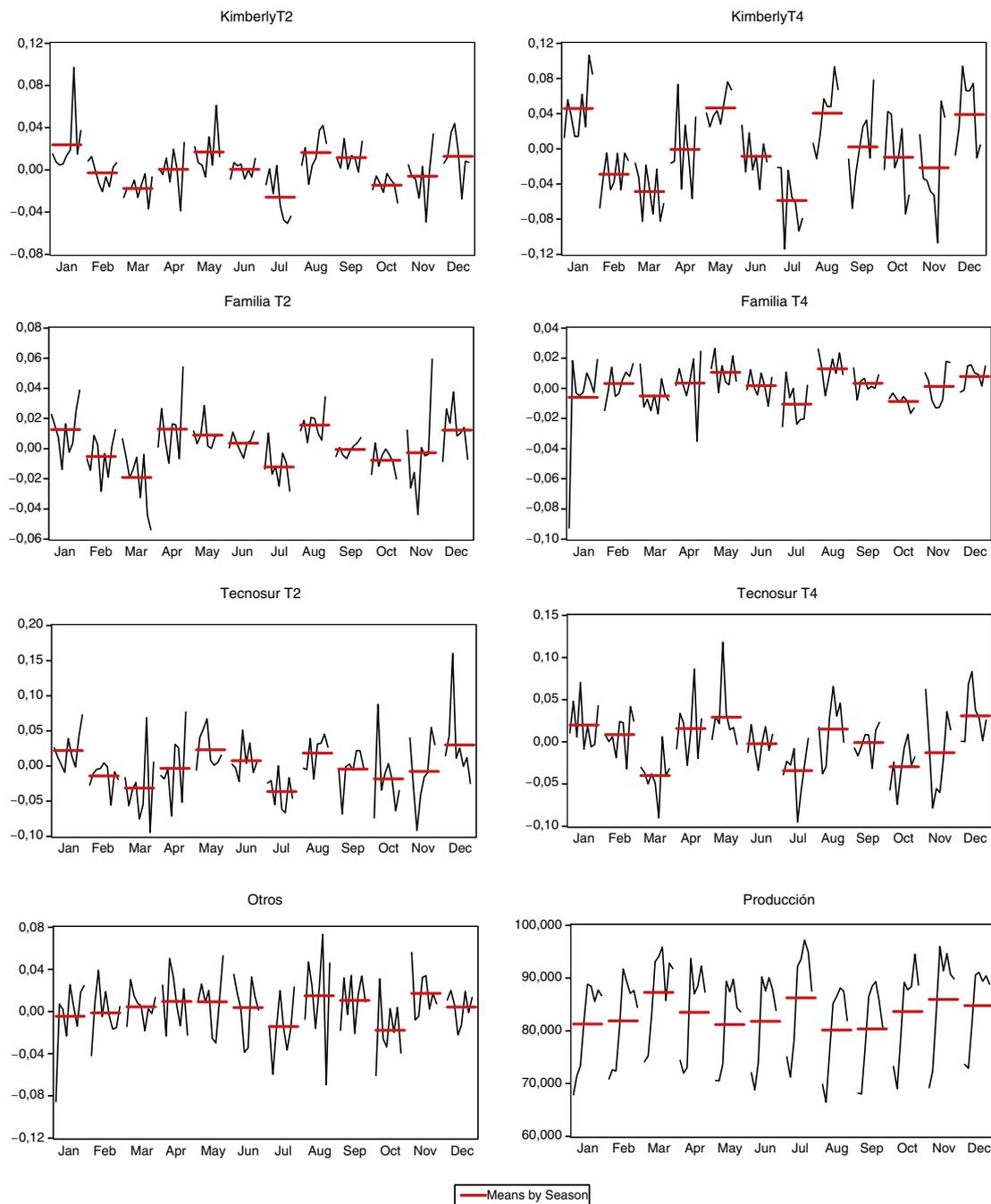


Figura 8. Variaciones estacionales de los cambios en los precios y las ventas. Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

durante el periodo de acuerdo de precios y 1 durante el periodo de competencia (2012–2016), y d y δ son los coeficientes asociados a la variable dummy en la ecuación de media y varianza condicional, respectivamente.

La introducción de la variable *dummy* tanto en la ecuación de la media como en la ecuación de la varianza se hace con el fin de testear si existe un cambio estructural (determinístico) en la media del precio y su varianza, que se corresponda con paso del periodo de cartel al periodo de competencia. Dado que la variable *dummy* toma un valor de 0 durante el periodo de acuerdo de precios y 1 durante el periodo de competencia, la significancia estadística de esta variable dará evidencia empírica de un cambio en la media y/o en la varianza de los precios del periodo de competencia con relación al periodo de cartel.

La [tabla 7](#) muestra los resultados de la regresión que fueron estimados usando el componente cíclico de los precios obtenido a partir de Hodrick y Prescott (con el fin de tener series estacionarias), evidenciándose dos resultados fundamentales: primero la necesidad de un modelo dinámico de heterocedasticidad condicional para el análisis de los precios de los pañales. En particular, se evidencia que el comportamiento de los precios en el momento actual responde a una expectativa generada sobre el valor de cambio producido en el momento precedente; es decir, a un valor esperado condicionado por la varianza del período anterior. En consecuencia, la estimación de la variación en los precios a través de la desviación estándar de los precios resulta inadecuada para el análisis. Segundo, los coeficientes estimados para la variable *dummy* en la ecuación para la media de los precios solo resultó estadísticamente significativa,

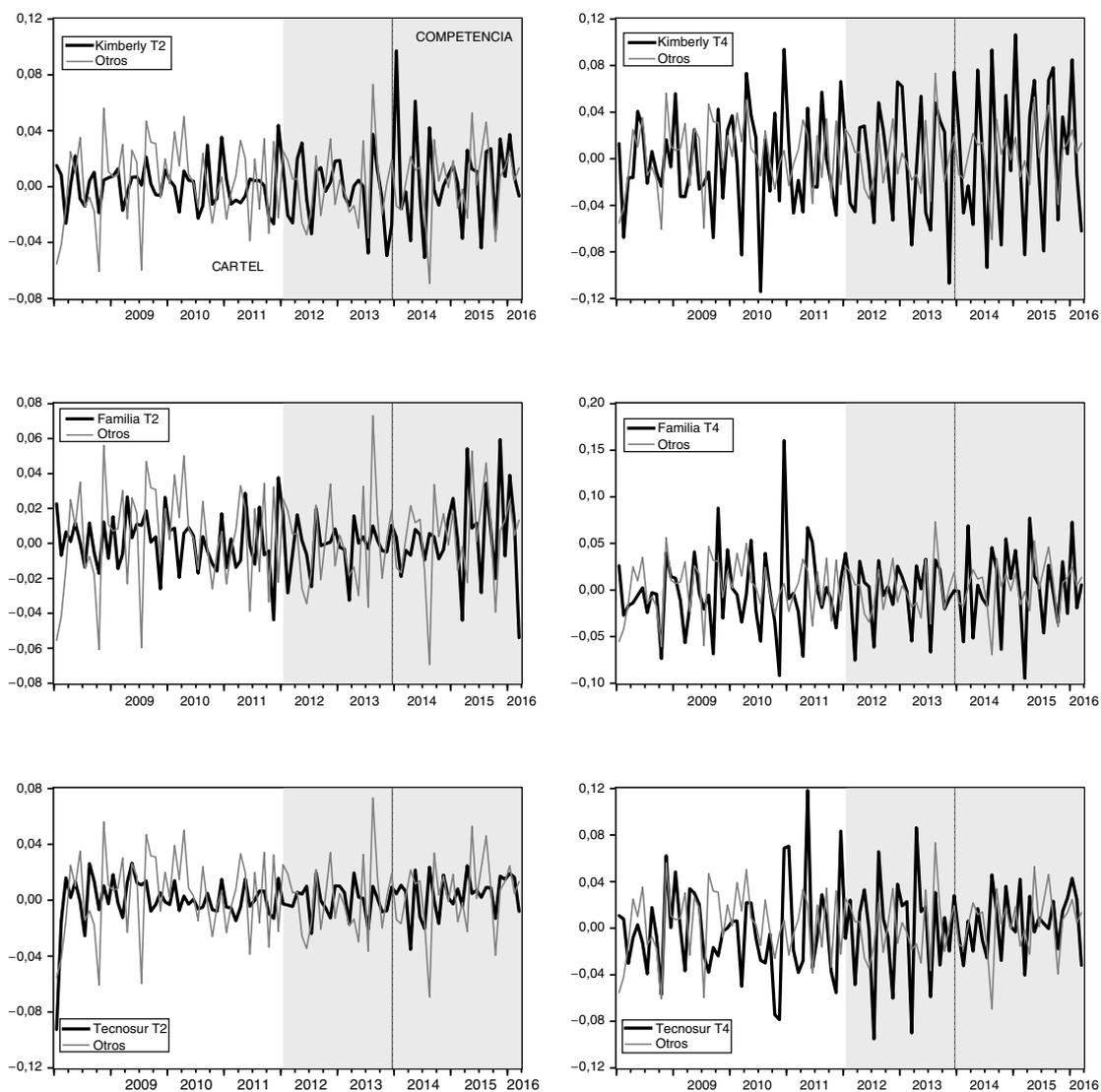


Figura 9. Comportamiento histórico de los cambios en los precios, 2008-2016. El área sombreada en el gráfico corresponde al periodo de pos-cartel o competencia (2012-2016). Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

aunque a un nivel de significancia del 10%, para Kimberly en el segmento T4 con un valor de 12,41. El coeficiente para la interacción entre la variable dummy y el precio rezagado un periodo, el cual es estadísticamente significativo, fue igual a $-0,4$; lo cual indica que

los cambios en los precios de competencia variaron en promedio en un 12% mientras que en colusión variaron en un 12,5%. En consecuencia, mientras el precio en competencia presentaba variaciones promedio de \$68 pesos por unidad, en colusión dichas variaciones

Table 7
P-valores para el modelo ARMA-GARCH

	T2			T4			OTROS
	Kimberly	Familia	Tecnosur	Kimberly	Familia	Tecnosur	
<i>Media</i>							
dummy	0,986	0,768	0,830	0,067	0,611	0,398	0,061
ar(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ma(1)	0,000	0,007	0,000				
dummy x ar(1)				0,000			
<i>Varianza</i>							
c	0,701	0,370	0,238	0,000	0,000	0,000	0,000
ar(1)	0,019	0,000	0,000	0,021	0,000	0,084	0,000
ma(1)	0,000	0,000	0,000		0,000		0,661
dummy	0,108	0,960	0,103	0,267	0,029	0,224	
R2	0,143	0,382	0,567	0,117	0,054	0,324	0,492
DW	2,211	1,904	2,144	1,893	2,110	1,770	1,755
Ljung-Box (Q6)	0,145	0,068	0,241	0,097	0,303	0,019	0,150
Ljung-Box2 (Q6)	0,417	0,995	0,104	0,502	0,868	0,884	0,556

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

Tabla 8
Estadística descriptiva para la serie de precios destendencializada

	Kimberly		Familia		Tecnosur		OTROS
	T2	T4	T2	T4	T2	T4	
Media	0,238	-0,651	1,060	-0,062	0,821	-1,314	1,195
Mediana	-0,324	2,028	1,136	3,638	-1,232	-1,329	-1,083
Max	1,517	4,659	1,983	3,594	2,064	5,949	2,738
Min	-2,159	-4,382	-1,958	-5,822	-1,904	-8,210	-3,093
Des. est.	7,172	2,149	9,723	1,920	9,012	2,678	1,382
Asimetría	-0,306	-0,019	-0,116	-0,947	0,241	-0,553	0,017
Curtosis	3,254	2,428	2,441	3,965	2,264	3,839	2,750
Jarque-Bera							
p-valor	0,645	0,720	0,693	0,011	0,461	0,145	0,938

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

Tabla 9
P-valores y fechas por el test de Quandt-Andrews para cambio estructural

Empresas	Test	Hipótesis nula: No cambios estructurales (supresión de un 15% de los datos)			
		T2		T4	
		Fecha	p-valor	Fecha	p-valor
Kimberly	Maximum LR F-statistic	(2014M02)	0,004	(2014M09)	0,352
	Maximum Wald F-statistic	(2009M06)	0,000	(2009M10)	0,012
Familia	Maximum LR F-statistic	(2015M01)	0,528	(2010M12)	0,000
	Maximum Wald F-statistic	(2014M06)	0,029	(2012M11)	0,000
Tecnosur	Maximum LR F-statistic	(2014M05)	0,000	(2011M01)	0,150
	Maximum Wald F-statistic	(2014M02)	0,000	(2013M08)	0,000
OTROS	Maximum LR F-statistic	(2014M09)	0,000		
	Maximum Wald F-statistic	(2009M11)	0,000		

Fuente: Nielsen. Cálculos de los autores.

fueron en promedio de \$71 pesos. Este resultado no evidenciaría una diferencia importante en la variación media de los precios en ambos periodos; sin embargo, estos valores son superiores a las desviaciones estándar presentadas en la [tabla 8](#), que muestra la estadística descriptiva del componente cíclico de los precios en ambos subperiodos.

En la ecuación de la varianza condicional, la variable dummy para Familia en el segmento T4 es estadísticamente significativa con una probabilidad del 3%. Esto indica diferencias estadísticamente significativas en la variabilidad de los cambios en los precios entre el periodo de competencia versus colusión para esta empresa. Sin embargo, el coeficiente estimado es igual a -9,64, lo cual mostraría que la variabilidad de los cambios en los precios fue menor en competencia que en colusión, lo cual no está de acuerdo con las predicciones teóricas. Sin embargo, este resultado está en la misma dirección de las estadísticas descriptivas de la [tabla 8](#). Al final de la [tabla 4](#) se reportan el coeficiente de determinación, el Durbin-Watson y los tests de Ljung-Box para probar autocorrelación en los errores y los errores al cuadrado del modelo al rezago 6.

En segundo lugar, y usando el proceso de varianza condicional extraído de la modelación anterior, se hace un análisis que permita identificar los posibles momentos de cambio en la varianza de los precios, en lugar de testear *a priori* una fecha para los mismos. La detección de cambios estructurales confirmará o no el efecto de los acuerdos en los precios. Para esto se usa el test estadístico de Quandt-Andrews para cambio estructural cuando no se conoce el momento del cambio, usando la especificación del modelo GARCH obtenido para cada serie en la [tabla 7](#).

La [tabla 9](#) presenta los resultados del test Quandt-Andrews, el cual ofrece tanto la estimación del momento del cambio estructural como la significancia estadística del mismo. La hipótesis nula es que no existen cambios estructurales (considerando los datos una vez se han eliminado las observaciones pertenecientes al 15% superior e inferior de la distribución). Como se puede observar en la tabla, los cambios estructurales identificados no corresponden al periodo de finalización del acuerdo de precios en ninguno de los dos segmentos. En el segmento T2 se identificó un cambio

estructural en el primer semestre de 2014 que parece ser común en las empresas. Este cambio coincide con un periodo de devaluación del peso, el cual impactó los costos de los insumos de producción de la industria, mientras que en el segmento T4 no se identifica una fecha común a las empresas ni tampoco un cambio a finales de 2011 y principios de 2012.

De este análisis se puede concluir que no existe evidencia empírica que muestre un cambio estructural en la variabilidad de los precios en ninguno de los segmentos analizados. Por ende, no parece cumplirse una de las predicciones teóricas fundamentales de la literatura sobre colusión, discutida desde la primera contribución de [Stigler \(1964\)](#) y ampliamente usada por las autoridades de la competencia para la detección de los efectos de un cartel en un mercado, según la cual la detección de un cartel hace que las empresas implicadas cambien abruptamente sus precios, generando un cambio estructural en las series.

Finalmente, y dada la evidencia estadística conjunta derivada de las tres sub-secciones anteriores, se podría pensar que aun en presencia de una cartelización de empresas en el mercado de pañales para bebé en Colombia, no se puede hallar evidencia de efectos sobre el mercado y, en particular, sobre los precios. La imposibilidad para haber ejecutado el acuerdo y alcanzar el resultado colusivo en la práctica puede ser resultado de las dificultades que enfrentan las empresas envueltas en acuerdos de precios en términos de coordinación, negociación e implementación de dichos acuerdos de una manera efectiva en el mercado. Así mismo, es muy probable que uno o varios miembros del cartel se hayan desviado en la práctica del acuerdo, tal como lo predice la teoría ([Porter, 1983](#); [Genesove y Mullin, 2001](#); [Rotemberg y Saloner, 1986](#); [Ellison, 1994](#)).

4.4. Poder de mercado y presiones competitivas en la industria de pañales: un análisis estructural

El objetivo de esta sección es estimar los márgenes de rentabilidad de la industria de pañales con base en su estructura actual y datos del mercado (ventas y precios), y compararlos con los resultados de mercado que se obtendrían bajo estructuras alternativas

(hipotéticas) de oferta. En particular, se evalúan escenarios contrafactuales de competencia más intensa, por un lado, y mayor concentración del mercado, por otro lado.

4.4.1. *La oferta: un modelo de competencia oligopolística*

Suponga que en el mercado de pañales para bebés hay $j = 1, \dots, J$ variedades de pañales^{13,14}. Suponga que en este mercado hay F empresas y que cada una produce un subconjunto, \mathcal{F}_f de las J marcas distintas de pañales. Los beneficios de la empresa f están dados por

$$\Pi_f = \sum_{j \in \mathcal{F}_f} (p_j - cm_j) Ms_j(\mathbf{p}) - C_f,$$

$s_j(\mathbf{p})$ denota la participación de mercado de la marca j , la cual es una función de los precios de todas las marcas que se producen en el mercado, M es el tamaño del mercado de pañales, y C_f es el costo fijo de producción que enfrenta la empresa f . Suponiendo que un equilibrio de Nash-Bertrand en precios en estrategias puras existe, y que los precios que soportan tal equilibrio son estrictamente positivos, el precio p_j de alguna variedad j producida por la empresa f debe satisfacer las condiciones de primer orden del problema de maximización del beneficio de la empresa:

$$s_j(\mathbf{p}) + \sum_{l \in \mathcal{F}_f} (p_l - cm_l) \frac{\partial s_l(\mathbf{p})}{\partial p_j} = 0.$$

Se tiene entonces un sistema de J ecuaciones, una por cada marca producida en el mercado. Este sistema permite recuperar márgenes del precio final que paga el consumidor sobre el costo marginal de producción para cada variedad, mediante la resolución del sistema de ecuaciones. Para este efecto, definamos el sistema de ecuaciones de primer orden en forma matricial, de la siguiente manera:

$$\mathbf{s}(\mathbf{p}) - \mathbf{\Omega}(\mathbf{p} - \mathbf{cm}) = 0,$$

$\mathbf{s}(\cdot)$, \mathbf{p} y \mathbf{cm} son vectores de dimensión $J \times 1$, de partes de mercado, precios y costos marginales, respectivamente; $\mathbf{\Omega}$ es una matriz de dimensión $J \times J$ que contiene los efectos marginales de un cambio en el precio de un bien sobre las partes de mercado de cada uno de los productos de la empresa f . En términos formales, la entrada de la fila j y la columna l de esta matriz, para todo $j, l = 1, \dots, J$, se define como:

$$\Omega_{jl} = d_{jl} * S_{jl},$$

con

$$S_{jl} = - \frac{\partial s_l}{\partial p_j}, d_{jl} = \begin{cases} 1, & \text{si } \exists f : \{l, j\} \subset \mathcal{F}_f \\ 0, & \text{en otro caso,} \end{cases}$$

d_{jl} define la propiedad de marcas por parte de empresas de la industria. Así, si j y l son marcas producidas por f , la variable tomará un valor de 1, de lo contrario la variable tomará cero como valor. Sea D la matriz de propiedad, que tiene como entradas a las variables d_{jl} , es decir, es una matriz de ceros y unos. Resolviendo el sistema de ecuaciones para el vector de márgenes (que se define como la diferencia entre el vector de precios y el de costos marginales), se obtiene:

$$\mathbf{p} - \mathbf{cm} = \mathbf{\Omega}^{-1} \mathbf{s}(\mathbf{p}). \tag{5}$$

¹³ Para efectos de este modelo, una variedad de pañal se define como una categoría de pañal (tier 1,3,4 o 5) de una marca comercial de las que existen en el mercado. Por ejemplo, el pañal Winny-tier 2 producido por Tecnosur es una variedad distinta al pañal Winny-tier 4 de Tecnosur.

¹⁴ En adelante, se utilizarán indistintamente los términos ‘marca’ y ‘variedad’ para hacer referencia a los productos incluidos en el análisis.

Siguiendo a [Nevo \(2001\)](#), los márgenes de precio sobre costo marginal (MPC) que aparecen en la ecuación (5) pueden ser estimados sin necesidad de conocer los costos marginales de las empresas en la industria, mediante la estimación de la demanda de este mercado. Dicha estimación, que se hará teniendo en cuenta la estructura actual de la industria descrita anteriormente¹⁵, servirá de base para determinar qué tan competitiva ha sido esta industria en el período de estudio (2004-2015). Para esto, se comparan los márgenes obtenidos con cuatro estructuras hipotéticas de oferta para esta industria: la primera corresponde a un escenario de empresas uniproducción en el que cada competidor produce una única variedad de pañales de la gama de variedades disponible en el mercado, lo que implica que habría tantas empresas como variedades de pañal y cada una se ocupa de maximizar el beneficio que le reporta la única «marca» que produce. La segunda corresponde a una estructura en la que una de las empresas líderes del mercado (Kimberly) controla totalmente las decisiones de una segunda empresa (Tecnosur), mientras los otros productores siguen siendo sus rivales¹⁶. El tercer escenario corresponde a un mercado más concentrado en el que las tres empresas líderes (Kimberly, Familia y Tecnosur) se fusionan en una gran empresa que controla las tres marcas (Huggies, Pequeñín y Winny)¹⁷. Finalmente, el cuarto escenario corresponde a una estructura de monopolio o colusión perfecta de precios en los que una única empresa controla todas las marcas del mercado y maximiza los beneficios de la industria. Todos estos escenarios se simulan alterando la estructura de propiedad de las marcas, \mathcal{F}_f , y la matriz de propiedad, \mathbf{D} .

4.4.2. *La demanda de pañales*

El modelo que se expone a continuación es estándar en la literatura económica que estudia las elecciones de los consumidores desde una perspectiva empírica. Es un modelo de elección discreta con coeficientes aleatorios en el que la demanda del consumidor final se deriva de la especificación empírica de sus preferencias como una función de variables observables, tales como las características del producto y su precio, y de variables no observables que conjuntamente determinan la preferencia individual de un producto específico sobre las demás alternativas.

Considere un mercado con I consumidores denotados por el subíndice $i = 1, 2, \dots, I$. En este contexto, un mercado se definirá como una combinación entre un bimestre y una región geográfica del territorio colombiano. La utilidad indirecta condicional que el consumidor i obtiene de la compra del producto j en el mercado t está dada por

$$u_{ijt} = \beta_{0i} + \mathbf{x}_j \boldsymbol{\beta}_1 - \alpha_i p_{jt} + \xi_j + \Delta \xi_{jt} + \epsilon_{ijt} \tag{6}$$

\mathbf{x}_j es un vector de características observables del producto j comunes en todos los mercados, p_{jt} es el precio unitario del producto j en el mercado t , ξ_j captura la valoración media (con respecto a individuos y tiempo) de las características no observables (por parte del econométrista) del producto, y $\Delta \xi_{jt} = \xi_{jt} - \xi_j$ captura las

¹⁵ Constituida por empresas multiproducción, que producen distintas variedades de pañal, con mayor presencia de las tres empresas líderes (Kimberly, Familia y Tecnosur) pero con participación de otras marcas comerciales (Procter and Gamble, Johnson & Johnson, y otras marcas importadas) y marcas propias de supermercado.

¹⁶ Este escenario pretende capturar la situación en la que Kimberly era propietaria del 50% de Tecnosur (1998-2014), pero llevada al extremo hipotético de una integración entre estas dos empresas, es decir, Kimberly sería el propietario de Tecnosur y controlaría completamente la marca Winny en este período.

¹⁷ Este escenario pretende evaluar la situación sancionada por la Superintendencia de Industria y Comercio en el «Caso Pañales» en el que estas tres empresas se coordinaron para implementar «prácticas comerciales restrictivas de la competencia» (Superintendencia de Industria y Comercio, 2016a, 2016b). Este escenario de integración empresarial equivaldría a un caso de colusión perfecta en el que tres empresas logran coordinarse para fijar los precios de sus productos y maximizar el beneficio conjunto.

desviaciones específicas a cada mercado local de la media nacional bajo el supuesto que en cada mercado las personas valoran de manera diferente las características del producto¹⁸. Finalmente, el modelo captura preferencias heterogéneas entre individuos distintos de dos formas: 1) mediante la inclusión de un choque aleatorio de utilidad, aditivamente separable del resto de los determinantes de la utilidad y de media cero, ϵ_{ijt} , que es estándar en la literatura de modelos de elección discreta, y 2) por medio de la interacción de características de cada individuo con el precio de cada producto y la utilidad media de comprar un pañal desechable (capturada por la constante), a través de parámetros específicos a cada individuo (α_i, β_{0i})¹⁹. Estos coeficientes son modelados como funciones de características demográficas no observables:

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_{0i} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta_0 \end{pmatrix} + \Sigma v_i, \quad v_i \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_2) \quad (7)$$

α y β_0 son coeficientes comunes a todos los individuos y capturan las preferencias medias de la población por el precio y las características de los productos, Σ es una matriz cuyas entradas son las desviaciones estándar de las preferencias individuales con respecto a dichas medias e \mathbf{I}_2 es la matriz identidad de orden 2.

Para que este modelo sea consistente con el hecho de que no todas las marcas disponibles en el mercado están incluidas en la muestra, o que los individuos no consumen pañales únicamente sino que eligen otros bienes o, en algunas ocasiones, deciden no comprar nada, se define una opción «externa» alternativa a las J opciones incluidas en el conjunto de elección del mercado en estudio y cuya utilidad media se normaliza a cero. En este orden de ideas, la utilidad indirecta de la opción externa está determinada por $u_{i0t} = \epsilon_{i0t}$.

Este modelo de demanda implica que la elección del consumidor está determinada tanto por factores comunes a todos los individuos que consumen el bien (es decir, que no varían de individuo a individuo) como por factores individuales que determinan la preferencia por una característica o marca particular que otros no encuentran tan atractiva. Combinando las ecuaciones (6) y (7) se puede reescribir la función de utilidad como función de estos dos componentes:

$$u_{ijt} = \delta_{jt}(p_{jt}, x_j, \xi_j, \Delta \xi_{jt}; \alpha, \beta_0, \beta_1) + \mu_{ijt}(p_{jt}, v_i; \sigma) + \epsilon_{ijt} \quad (8)$$

¹⁸ Nuestra especificación es consistente con la literatura de Organización Industrial Empírica sobre modelación de demanda. La identificación de este tipo de modelos, contrario a las especificaciones tradicionales en forma reducida, se basa en gran medida en el uso de datos tipo panel que requiere que las variables que se quieran incluir en el modelo varíen en al menos una de dos dimensiones: mercado (tiempo-región) o producto. Variables comunes a todas las marcas y todos los mercados son excluidas automáticamente de la estimación. Por esto, variables que suelen ser controles en modelos lineales en forma reducida de oferta y demanda como el estado del sector o de la economía no son incluidas explícitamente en el modelo dado que son comunes a todas las observaciones del panel. No obstante, la estimación incluye efectos fijos de región (que capturan factores de preferencia local como modas, idiosincrasia, etc.), y de tiempo (que capturan factores estacionales, choques comunes ocurridos en algún periodo y tendencias temporales) que capturan parcial o totalmente rasgos del estado de la economía o del sector.

¹⁹ Nuestra especificación incluye parámetros fijos para el resto de las variables que entran en el modelo (características observadas y no observadas de los productos) en lugar de coeficientes por individuo, por dos razones. Por un lado, la eficiencia en la estimación. Cada coeficiente aleatorio implica una carga mayor en términos computacionales pues requiere aumentar el número de simulaciones, lo que conlleva aumentar la dimensión de los datos y, en consecuencia, la estimación será más lenta. Por otro lado, la especificación presentada es suficientemente flexible en relación con los objetivos del artículo. Evaluar los márgenes obtenidos por las empresas del mercado de pañales de acuerdo con diferentes modelos de oferta requiere un modelo de demanda que permita estimar de la forma más realista posible los costos marginales de las empresas. Tal realismo está garantizado por la inclusión de un coeficiente de precio por individuo que implica patrones de sustitución distintos para consumidores distintos.

δ_{jt} es la parte de la utilidad que es común a todos los individuos o «utilidad media» y $\mu_{ijt} + \epsilon_{ijt}$ es una desviación idiosincrática de dicha media; σ es un vector que contiene los parámetros de la matriz Σ , esto es, $\sigma = \text{vec}(\Sigma)$.

Un supuesto clave de este modelo es que cada individuo i elige máximo una unidad del producto que le brinda la mayor utilidad posible frente a todas las alternativas disponibles, cada vez que lo consume²⁰. Formalmente, i elige j en t si y solo si:

$$u_i(p_{jt}, \mathbf{x}_j, \xi_j, \Delta \xi_{jt}, \epsilon_{ijt}) \geq u_i(p_{lt}, \mathbf{x}_l, \xi_l, \Delta \xi_{lt}, \epsilon_{ilt}), \quad l = 1, \dots, J.$$

Como ϵ_{ijt} es una variable aleatoria no observada, se debe asumir una distribución de probabilidades para que la estimación del modelo sea factible. Suponga que se distribuye idéntica e independientemente según la función de Valor Extremo Tipo 1. Este supuesto permite expresar la participación de mercado de cada marca (la proporción de individuos que prefieren la marca j sobre las demás) como una función de los niveles medios de utilidad de las $J+1$ alternativas, de la siguiente manera:

$$s_{jt} = \int \frac{\exp(\beta_{0i} + \mathbf{x}_j \beta_1 - \alpha_i p_{jt} + \xi_j + \Delta \xi_{jt})}{1 + \sum_{l=1}^J \exp(\beta_{0i} + \mathbf{x}_l \beta_1 - \alpha_i p_{lt} + \xi_l + \Delta \xi_{lt})} dF(v) \quad (9)$$

donde $F(\cdot)$ denota una función de distribución poblacional. Usando la expresión de la utilidad dada por la ecuación (8), la participación de mercado (9) se puede expresar como una función de la utilidad media, otras variables observables y parámetros: $s_{jt}(\mathbf{x}, \mathbf{p}_t, \delta_t; \sigma)$.

4.4.3. Implementación empírica

Como se mencionó anteriormente, los márgenes y costos marginales de cada productor se pueden obtener mediante la modelación y estimación adecuada de la demanda del mercado con base en datos recolectados de la actividad del mercado. Esta sección explica con detalle cómo el modelo estructural de demanda es llevado a los datos, cómo se estiman los parámetros del modelo que dan forma a la función de utilidad presentada anteriormente y cómo, después de obtener dichas estimaciones, se pueden calcular los márgenes precio-costo bajo diferentes escenarios de oferta.

a) Adaptación de los datos

La estimación del modelo presentado anteriormente requiere observar precios finales al consumidor y cantidades vendidas a nivel de marca para una muestra de todo el conjunto de productos ofrecidos a los consumidores en el mercado, idealmente con suficiente variación entre zonas geográficas y tiempo. Los datos de Nielsen descritos anteriormente contienen toda esta información. En esta sección, sin embargo, se usan las observaciones entre enero de 2004 y diciembre de 2015 (se eliminan aquellas entre enero y marzo de 2016) con el fin de tener un panel balanceado en tiempo.

²⁰ Este supuesto es necesario en un contexto de elección discreta para garantizar que un individuo no combina unidades (o porciones de unidad) de diferentes marcas en una sola ocasión de consumo. Esto puede parecer poco realista, debido a que los individuos generalmente compran más de una unidad y, en ocasiones, más de una marca de pañales al mismo tiempo. Sin embargo, el uso de un modelo de elección discreta en este caso es consistente con la realidad si se tiene en cuenta que lo que se quiere analizar es más bien la decisión de consumo y no el acto de comprar pañales. En efecto, el consumo de pañales para bebé implica utilizar un pañal (una unidad de una marca específica) a la vez cada vez que se necesita cambiar al bebé (utilizar dos variedades distintas al mismo tiempo o una combinación de dos marcas o más al tiempo no es posible para este tipo de productos). Por tal razón, el consumo de pañales corresponde a un problema de elección discreta (una unidad/marca al tiempo) y no a un problema de elección continua. El modelo de elección discreta constituye un método estándar en la literatura para modelar la demanda de cualquier bien, incluso de aquellos cuyo consumo puede alejarse del supuesto de una unidad al tiempo. Algunos ejemplos son: Nevo, 2000a, 2000b, 2001) sobre cereales para el desayuno, Bonnet y Dubois (2010) sobre demanda de agua embotellada, Bonnet et al. (2013) sobre demanda de café, y Goldberg y Hellerstein (2013) sobre demanda de cerveza en lata.

Tabla 10
Participación de mercado, precio promedio por unidad y volumen de publicidad por fabricante de pañales, promedios anuales 2004-2015

Fabricante	Participación de mercado (% vol. total de ventas)	Precio (\$/unidad)	Publicidad (TRP segundos, en miles)
Tecnosur	41,93	506	381,50
Kimberly	23,22	671	139,19
Familia	25,58	512	237,04
CMPC	5,77	385	6,93
OTROS	2,04	455	5,37
Supermercados	1,46	369	—

Fuente: Nielsen y OMD. Cálculos de los autores.

El mercado de pañales en Colombia se ha caracterizado por una competencia intensiva en estrategias de mercadeo, mejoras en calidad de productos y entrada y salida constante de marcas. La tabla 10 presenta cifras promedio anuales del período de participaciones de mercado, precios por unidad y segundos de publicidad por fabricante de pañales.

Como se dijo en la sección 4.2, los datos usados para el presente análisis presentan una gran cantidad de ceros y datos faltantes. Uno de los hechos que explican esto es el constante cambio de nombre y de imagen en algunas marcas para mejorar su posición frente a las preferencias de los consumidores. En términos de los datos recolectados, esto generó dificultades para seguir la evolución de las marcas que cambiaron frecuentemente. Para solucionar este problema se agregaron las ventas a nivel de *tier*, es decir, se eliminó la desagregación por etapas. Adicionalmente, de los diez productos que aparecían en la base original, se seleccionaron los seis más representativos en términos de participación de mercado por año, eliminando así las marcas con menor presencia y que constituían la fuente principal de datos faltantes o ceros en la base de datos²¹. Finalmente, para capturar las preferencias de los consumidores por calidad, se definió una variedad de pañal o marca como una combinación entre el nombre comercial de la marca original y el *tier* al que corresponde el pañal comprado, lo que implica que en la base de datos, por ejemplo, el pañal Winny del *tier* 1 es considerada una variedad (tiene una identificación) distinta al pañal Winny del *tier* 4.

La base de datos final contiene entonces información sobre 19 variedades de pañal (marca-*tier*), fabricadas por seis productores distintos, distribuidas hasta en seis regiones del territorio nacional²² en 72 bimestres comprendidos entre 2004 y 2015.

Además de esta información, se complementó la base de datos final con información bimensual sobre el número total de segundos emitidos en publicidad en televisión provistas por la Agencia OMD. Así mismo, se determinó el tamaño del mercado potencial al que cada empresa tuvo acceso en cada año del período de estudio con proyecciones de población de 0 a 4 años basadas en el Censo de 2005 provenientes del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

b) Identificación

La identificación del modelo de utilidad especificado en (6) explota la estructura de panel de los datos (variación en variables observadas en un mismo período y variación entre períodos de tiempo) para controlar por efectos fijos de marca y tiempo (efectos estacionales y tendencias temporales). Esto garantiza que la demanda está identificada sin necesidad de imponer estructura sobre la oferta. En particular, la inclusión de variables *dummy* por producto, en lugar de características específicas, permite capturar

²¹ CMPC, Kimberly, Papeles Nacionales, Procter and Gamble, Productos Familia y Tecnosur.

²² No todas las marcas tuvieron presencia en todas las regiones del país.

toda la información fija observada y no observada que contienen los atributos de cada marca de pañal²³.

Uno de los problemas que comúnmente se presenta en los modelos de demanda está relacionado con la correlación de los precios de los productos con la valoración local de las características no observadas de los productos, $\Delta\xi_{jt}$ ²⁴, es decir, que las empresas pueden fijar los precios de sus productos en respuesta a los cambios en las preferencias de los consumidores en cada mercado local. Esto es un problema porque la ecuación (6) implica que la elección de cada consumidor está determinada por el precio del bien, pero dada la endogeneidad descrita anteriormente, los precios estarían determinados por los gustos de los consumidores, lo que conllevaría una doble causalidad que impide estimar dicha ecuación.

Este problema se resuelve con la inclusión de variables instrumentales (en adelante, IV por la expresión en inglés *instrumental variables*), que son variables observadas no incluidas en el modelo de utilidad que se relacionan con la variable endógena pero no tienen ninguna correlación con las preferencias locales sobre el bien. Dada la definición de mercado en este contexto (combinación región-bimestre), se utilizan los precios del mismo producto en las regiones distintas a la región que se va a instrumentar, como IV. La validez de estos precios como IV está determinada por dos factores: 1) los precios del mismo producto en otras regiones están relacionados con el precio local porque contienen información de los costos de producción que son comunes para la misma marca independientemente de la región en la que se distribuya, y 2) estos precios de otras regiones no están correlacionados con las preferencias del mercado local porque una vez se controla por características del mercado local, las desviaciones locales en la valoración de las características no observables de los productos son independientes de las preferencias locales en otras zonas geográficas²⁵.

c) Estimación

La estimación se basa en condiciones de momentos poblacionales $E[h(\mathbf{z})'\rho(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_0)] = 0$, en las que z_1, \dots, z_M cumplen el papel de variables exógenas utilizadas como instrumentos; ρ es una función de los parámetros del modelo y $\boldsymbol{\theta}_0$ es el vector que contiene el verdadero valor de los parámetros. El estimador del método generalizado de los momentos se obtiene al resolver el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\boldsymbol{\theta}} \rho(\boldsymbol{\theta})' h(\mathbf{z}) \hat{\mathbf{A}}^{-1} h(\mathbf{z})' \rho(\boldsymbol{\theta}), \quad (10)$$

²³ Nevo (2000a, 2001) ofrece una discusión detallada sobre las ventajas de incluir variables *dummy* por producto en lugar de características particulares. Según el autor, esta es una forma no paramétrica de capturar toda la información contenida en los atributos del producto.

²⁴ Para garantizar la estimación consistente de cualquier conjunto de parámetros de un modelo, se requiere como regla general la no correlación entre las variables regresoras observadas y el error del modelo.

²⁵ Estos tipos de IV se conocen en la literatura como «Hausman Instruments» y son ampliamente utilizados para corregir la endogeneidad de precios en modelos de demanda. Para más detalles sobre cómo funcionan, ver Hausman (1996) y Nevo (2001).

Tabla 11
Resultados de estimación de la demanda de pañales según diferentes especificaciones

Variable	Logit				Logit mixto	
	OLS		IV		Medias	Desviaciones estándar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Precio	-2,253 (0,284)	-2,096 (0,251)	-3,436 (0,467)	-3,008 (0,414)	-4,983 (0,057)	1,434 (0,149)
Publicidad	0,036 (0,017)	0,033 (0,016)	0,042 (0,017)	0,037 (0,016)	-0,988 (0,023)	---
Constante	-4,745 (0,347)	-4,682 (0,335)	-4,225 (0,384)	-4,292 (0,366)	-0,126 (0,068)	2,077 (0,041)
<i>Efectos fijos</i>						
Marca	✓	✓	✓	✓	✓	
Bimestre	✓	✓	✓	✓	✓	
Región		✓		✓	✓	
R ²	0,675	0,689	0,671	0,686	---	
Observaciones	5,115	5,115	5,115	5,115	5,115	

Las cifras en paréntesis corresponden a errores estándar asintóticamente robustos. En las columnas (3) y (4) se utilizaron precios del mismo producto en otras regiones como variables instrumentales («IV»); en la columna (5) se utilizaron instrumentos óptimos. Todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos al 5% de nivel de confianza. Fuente: Nielsen y OMD. Cálculos de los autores.

$\hat{\Lambda}$ es un estimador consistente de $E[h(\mathbf{z})\rho\rho'h(\mathbf{z})]$ y juega el rol de matriz de pesos óptima en la expresión (10).

De acuerdo con el modelo empírico descrito anteriormente, una vez se incluyen variables indicadoras (que toman el valor de 1 en caso de que la observación corresponda a la marca j o cero en otro caso) por marca en el modelo, el término de error es $\Delta\xi_{jt}$, que se puede calcular como una función de las utilidades medias denotadas por δ_{jt} y que son funciones de las participaciones de mercado predichas dadas por la expresión (9), los datos y los parámetros. Siguiendo a Berry (1994), este cálculo requiere hallar primero una expresión para δ_{jt} del sistema de ecuaciones que resulta de igualar las participaciones de mercado observadas (las que se pueden calcular con base en los datos) y predichas:

$$s_{jt}(\mathbf{x}_t, \mathbf{p}_t, \delta_t; \sigma) = S_{jt} \quad (11)$$

$s_{jt}(\cdot)$ denota la función que determina la participación de mercado definida en (9) y S denota la participación de mercado observada en los datos. De la inversión de (11) se puede obtener una expresión para δ_{jt} como una función explícita de variables observables. Con todos estos elementos, el término de error en (10) se puede expresar como:

$$\rho_{jt} = \delta_{jt}(\mathbf{x}_j, p_{jt}, S_{jt}; \sigma) - (\beta_0 + \mathbf{x}_j\beta_1 - \alpha p_{jt} + \xi_j)$$

Debido a que en este modelo no existe una solución analítica para el sistema en (11), la estimación de los parámetros se debe llevar a cabo mediante métodos numéricos y recursivos. Para una exposición detallada del método, ver Berry et al. (1995), Nevo (2000a, 2001) y LaCasse (1995).

4.4.4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de estimación del modelo de demanda descrito en la sección 4.4.2. A continuación se presentan las estimaciones de costos marginales y márgenes brutos de precio sobre costo marginal de producción por marca de la industria de pañales de acuerdo con un modelo de conducta de la oferta que suponemos explica bien la estructura observada en la industria en el periodo de análisis. Una vez estimadas estas cifras, se procede a calcular precios y márgenes en escenarios hipotéticos que van desde una industria de firmas uniproducto (cada empresa produce solamente una variedad de pañal) hasta la industria concentrada totalmente (un monopolio), pasando por estructuras de coordinación perfecta (o fusiones) entre algunas de las empresas de la industria. El objetivo de esta parte es mostrar cuáles serían los precios y márgenes de rentabilidad en la industria

si las empresas pudieran fijar coordinadamente y de manera efectiva (es decir, sin posibilidad de desviaciones) la política de precios y los resultados del mercado, y contrastar estos resultados con las cifras que efectivamente presenta el mercado entre 2004–2015.

a) Estimación de la demanda de pañales

La estimación del modelo de demanda se llevó a cabo bajo diferentes especificaciones del modelo, algunas más simplificadas y otras más flexibles, con el fin de seleccionar aquella que genera un mejor ajuste a los datos utilizados y el mercado de pañales, y como una forma (estándar en la literatura) de chequear la robustez de los resultados y los efectos de incluir ciertos controles y efectos fijos sobre los parámetros de interés (en especial, el precio). La versión más flexible del modelo de demanda fue la descrita anteriormente: el modelo Logit mixto, también conocido en la literatura como *modelo Logit con coeficientes aleatorios*. Este modelo permite estimar una distribución de coeficientes para cada una de las variables en las que se incluyen coeficientes aleatorios, que miden valoraciones que varían de consumidor a consumidor (como se explicó anteriormente, los coeficientes son funciones de características demográficas no observadas). El modelo más restrictivo, conocido como *modelo Logit multinomial* (en este informe se hace referencia a este como «Logit»), es una versión simplificada del Logit mixto y permite estimar un parámetro por variable incluida que es común a todos los consumidores y mide la valoración promedio de toda una muestra de la población de una característica particular del bien.

Los resultados de la estimación de la demanda de pañales para el período 2004–2015 bajo diferentes especificaciones se presentan en la tabla 11. En términos generales, los resultados son consistentes con la teoría económica: la relación estimada del precio con la cantidad demandada es negativa, lo que implica que un aumento en el precio de los pañales genera una disminución en la demanda. Los resultados del modelo Logit se presentan en las columnas (1) a (4): las dos primeras columnas presentan la estimación del modelo sin corregir por el problema de endogeneidad de los precios que se describió en la sección 4.4.3, mientras que las columnas (3) y (4) corrigen la endogeneidad. El objetivo es mostrar el efecto de incluir variables instrumentales para corregir por la endogeneidad del precio sobre la magnitud de los coeficientes estimados. En particular, el estimado del precio aumenta con la inclusión de IV, lo que implica que el problema de endogeneidad no solamente genera estimaciones inconsistentes sino que genera una subestimación del coeficiente del precio. Desde esta perspectiva, bajo el modelo

Logit, las mejores estimaciones corresponden a las contenidas en las columnas (3) y (4).

Es de resaltar que, a diferencia de los coeficientes del precio, los estimados de publicidad y la constante son de magnitudes similares en todas las regresiones del modelo Logit. Esto muestra robustez en los resultados y el hecho de que el problema de endogeneidad del precio solo afecta la estimación de este parámetro. Según esta especificación, la presencia de publicidad de pañales tiene un impacto medio positivo sobre la demanda del consumidor: mientras más gasten las empresas en la publicidad de sus productos en televisión, mayor será la valoración media que los individuos tendrán por los pañales desechables. Es importante notar que a pesar de que el efecto de la publicidad es estadísticamente significativo (es decir, estadísticamente distinto de cero), su magnitud es muy pequeña, lo que indicaría que la contribución de la publicidad a la decisión de un individuo sobre qué marca de pañal elegir es mucho menor que el impacto de los precios.

En la columna (5) se presentan los resultados de la estimación de la demanda de pañales según la especificación más flexible: la del modelo *Logit mixto*. Como se introdujo en la sección 4.4.2, se incluyeron coeficientes aleatorios para el precio y la constante del modelo de demanda. Dado que una especificación con coeficientes aleatorios permite estimar una distribución de efectos por individuo, los números de columna (5) muestran las medias de cada distribución y la columna siguiente contiene la desviación estándar de dicha distribución de efectos con respecto a la media. Para la variable publicidad no se incluyó un coeficiente aleatorio, por lo tanto, lo que el modelo permite capturar es el efecto medio (común para toda la población) y por esto la casilla de la desviación estándar está vacía.

Estos resultados muestran, en primer lugar, que el efecto medio del precio es más grande que el de los modelos Logit, lo que indica que la demanda es más sensible al precio (más elástica) que lo que arroja un modelo más restrictivo. Esta mayor sensibilidad es precisamente una ganancia aportada por una especificación más flexible que incluye efectos demográficos no observados. Precisamente, la importancia de incluir estos efectos heterogéneos entre individuos (en lugar de asumir que todos son iguales) se confirma con el hecho de que la estimación de la desviación estándar de la distribución de coeficientes de precio es significativa. Esto indica que las características demográficas no observadas tienen un poder importante para explicar cuán sensibles son los individuos ante cambios en los precios de los pañales.

Es importante notar que en el caso del modelo Logit mixto, el efecto medio de la publicidad es negativo y aproximadamente -1 , a diferencia de lo obtenido bajo la especificación más restrictiva. Esto implica que la publicidad tiene un efecto medio mayor en magnitud sobre la elección de los consumidores, pero de signo contrario a lo que captura el Logit. En este caso, un aumento en el tiempo de (y en el gasto en) publicidad en televisión genera una disminución en la valoración individual del producto. Esto parece contraintuitivo, sobre todo en una industria que ha mostrado competir intensamente en publicidad a través de los años y en la que la publicidad parece jugar un rol crucial en la construcción de reputación de marca y aumento de participación de mercado. Sin embargo, el tipo de especificación del modelo de utilidad puede estar subestimando el efecto de la publicidad debido a la forma simple como se incluye (aditiva y lineal). En la literatura económica, la publicidad generalmente entra en los modelos de demanda de formas más complejas como, por ejemplo, mediante efectos dinámicos que tienen en cuenta el stock de publicidad acumulado en el tiempo, además del flujo, y mediante interacciones con variables que impactan directamente, como el precio y las características del producto (ver, por ejemplo, Connor, 2005). Dado que el objetivo de esta modelación es estimar márgenes y costos marginales de las diferentes marcas de pañales, la publicidad se

Tabla 12

Cambio porcentual de precios y márgenes de rentabilidad calculados bajo diferentes estructuras de oferta con respecto al escenario base

Escenario	Precios ^a (cambio %)	Márgenes ^b (cambio %)
Base	—	—
1. Firmas uniprodueto	-3,7	-3,3
2. Fusión Kimberly-Tecnosur	1,5	9,5
3. Fusión Kimberly-Tecnosur-Familia	14,3	23,6
4. Monopolio	45,1	41,9

Los cambios porcentuales se calculan como la diferencia entre la cifra contrafactual (escenario 1, 2, 3 o 4) y la cifra estimada en el escenario base, como proporción de la cifra base. Se usan las medianas de la distribución respectiva de 5.115 observaciones (marca-región-bimestre).

^a Los precios de los escenarios hipotéticos se calculan con base en el precio observado y la estructura de oferta correspondiente.

^b Los márgenes usados corresponden a la rentabilidad bruta total de toda la cadena vertical (producción, transporte, venta) calculada como la diferencia entre el precio final que pagan los consumidores menos el costo marginal (estimado) de producción, esto es $(p - cm)/p$.

Fuente: Nielsen y OMD. Cálculos de los autores.

incluye de una manera simplificada y juega el papel de control en el modelo.

4.4.5. ¿Se alcanzó el resultado colusivo en el mercado de pañales? Análisis estructural con base en simulación de modelos alternativos de oferta

Una vez se tienen los resultados de la demanda, se puede utilizar el modelo de oferta presentado en la sección 4.4.1 para recuperar los costos marginales y los márgenes de rentabilidad por marca, subyacentes a los precios observados.

La mediana de costos marginales de la distribución estimada en todo el período varía entre \$106 por pañal, correspondiente a la productora CMPC dueña de la marca *Babysec*, y \$435 por unidad, que corresponde a la firma con el precio mediano más alto del mercado Procter and Gamble y que produce la marca de pañales *Pampers*. Las tres empresas con mayor participación en la industria de pañales en Colombia presentan costos marginales de producción muy similares pero difieren en sus márgenes de rentabilidad y, consecuentemente, en sus precios de venta.

Con base en las estimaciones de costos marginales y los parámetros estimados de la función de demanda junto con las variables observadas en los datos, se pueden simular escenarios hipotéticos o contrafactuales que nos ayudan a determinar qué tan competitiva es la industria y cuál modelo de oferta explica mejor las cifras encontradas. En particular, se hace énfasis en los resultados que obtendría una de las empresas más importantes del mercado si lograra coordinarse de manera perfecta con sus competidores para fijar precios y repartirse el mercado. Dicha coordinación perfecta solo sería posible bajo la integración horizontal (o fusión) de dichos competidores. Estos casos ilustran cómo cambiarían los precios y márgenes de rentabilidad de la empresa fusionada (o que conforma un cártel perfecto) con sus rivales, en comparación con la estructura real de la industria.

Como se describió en la sección 4.4.1, se exploran cuatro escenarios: uno en el que las 19 marcas incluidas en el modelo son producidas por empresas uniprodueto distintas; otro en el que hay una fusión entre dos de las empresas líderes del mercado, Kimberly y Tecnosur; un tercero en el que hay una integración de las tres empresas con mayor participación de mercado, Kimberly, Tecnosur y Familia, y un último escenario en el que se supone que todas las marcas de la industria son producidas por un monopolista que maximiza sus beneficios como empresa multiprodueto. La tabla 12 muestra los resultados medios para todas las empresas y todas las marcas. Los escenarios 1 y 4 constituyen modelos extremos a la estructura observada en la industria, pero permiten

determinar qué tan competitiva es esta industria. Los escenarios 2 y 3 suponen una integración entre algunas empresas del sector, que siguen enfrentando competencia de empresas ajenas al acuerdo.

Como se muestra en la [tabla 12](#), la industria de pañales deseables para bebé muestra resultados más cercanos a los que se obtendría en un contexto más competitivo (más empresas, produciendo solo una variedad de pañal) que a lo que obtendría un monopolista que domine completamente el mercado. En efecto, el precio mediano que fijaría una empresa en el escenario 1 es tan solo un 3,7% menor que la cifra del escenario base obtenida de los datos observados. Esto contrasta con el precio del monopolista, que se incrementaría en un 45,1% si una empresa lograra establecerse como la única del mercado. Los resultados en términos de márgenes de rentabilidad son similares: mientras que la diferencia entre lo que obtienen en promedio las empresas de la industria es un 3,3% mayor a lo que se obtendría en una industria con muchas firmas uniproducción, el margen que obtendría un monopolista por marca sería mayor en un 41,9% al que obtienen las empresas de la industria.

La primera conclusión que se puede extraer de estos resultados es la confirmación de lo que dice la teoría económica sobre márgenes de rentabilidad positivos y poder de mercado: el hecho de que las empresas de una industria obtengan márgenes positivos no indica que no estén compitiendo agresivamente sino que puede indicar que este es el resultado de la combinación entre una estructura de oferta que ofrece alternativas de buena calidad y la disposición a pagar de los consumidores por estos productos que valoran suficientemente como para pagar el precio al que estos se ofrecen. Esta interpretación cobra aún más sentido si se tiene en cuenta que en el mercado hay tantas alternativas (diferentes marcas y calidades por marca) como para que la demanda reaccione de manera elástica a cambios en los precios. Esta evidencia constituye también un mensaje para las autoridades de la competencia: una industria competitiva no es aquella que alcanza el resultado extremo de rentabilidad cero; catalogar la existencia de márgenes positivos como resultado de prácticas anticompetitivas y castigarlas puede distorsionar los incentivos de las empresas del sector a invertir en innovación y mejoras en calidad del producto, y tener resultados devastadores para el bienestar de los consumidores.

Los resultados de los escenarios contrafactuales 2 y 3 muestran que bajo contextos de cartelización tanto precios como márgenes serían más altos que los obtenidos en el escenario base. En efecto, bajo el supuesto de una fusión entre Kimberly y Tecnosur (escenario 2), el precio mediano por unidad aumentaría en un 1,5% con respecto al precio del escenario base, precio que no es muy diferente al de base debido a que seguirían existiendo altas presiones competitivas de empresas rivales, pero que es suficiente para obtener un incremento en el margen de rentabilidad por marca del 9,5%. El escenario 3 muestra cambios más drásticos dado que se trata de la integración entre los tres mayores productores de pañales del mercado. En este caso, el precio de la empresa «cartelizada» aumentaría casi en un 15% con respecto al precio mediano del escenario base, y el margen de rentabilidad por marca se incrementaría en casi un 24% (véase la [tabla 12](#)).

Por último, la [tabla 13](#) muestra los resultados de los escenarios 2 y 3 comparados con el escenario base, teniendo solamente en cuenta los datos de las empresas sancionadas por el cartel (Kimberly, Tecnosur y Familia). Esta tabla busca ilustrar el caso de Kimberly (instigador de la conducta investigada por la SIC). En el escenario base se muestran las cifras observadas en el mercado y en los escenarios contrafactuales se calculan los incrementos que esta empresa hubiera podido obtener si en cada caso hubiera podido alcanzar un control absoluto de su(s) competidor(es) de tal manera que sus políticas de precios fueran determinadas centralizadamente como una empresa multiproducto dueña de las marcas de sus antiguos competidores (Huggies y Winny en el

Tabla 13

Cambio porcentual en precios y márgenes de rentabilidad para el caso de Kimberly, escenarios colusivos

Escenario	Precio ^a (cambio %)	Margen ^b (cambio %)
1. Kimberly (escenario base)	---	---
2. Fusión Kimberly-Tecnosur	4,8%	3,2%
3. Fusión Kimberly-Tecnosur-Familia	15,0%	14,7%

Los cambios porcentuales se calculan como la diferencia entre la cifra contrafactual (escenario 1, 2, 3 o 4) y la cifra estimada en el escenario base, como proporción de la cifra base. Se usan las medianas de la distribución respectiva de 5.115 observaciones (marca-región-bimestre).

^a Los precios de los escenarios hipotéticos se calculan con base en el precio observado y la estructura de oferta correspondiente.

^b Los márgenes usados corresponden a la rentabilidad bruta total de toda la cadena vertical (producción, transporte, venta) calculada como la diferencia entre el precio final que pagan los consumidores menos el costo marginal (estimado) de producción, esto es $(p - cm)/p$.

Fuente: Nielsen y OMD. Cálculos de los autores.

escenario 2, y Huggies, Winny y Pequeñín en el escenario 3), sin enfrentarse al riesgo de una desviación por parte de alguna de las empresas bajo su control²⁶.

Como lo muestran los resultados, la empresa fusionada bajo el escenario 2 hubiera logrado incrementar su precio y margen medianos en un 4,8% y 3,2% respectivamente con un acuerdo con Tecnosur que se reflejara en el control total de precios. Con una integración con Tecnosur y Familia, por su parte, la firma instigadora hubiera podido lograr un incremento en precios del 15% y un aumento en márgenes de rentabilidad por marca de una cifra similar. Estos porcentajes, que en términos agregados hubieran representado un aumento millonario en las ganancias de la empresa fusionada, indican claramente que los integrantes del acuerdo no estuvieron alineados con los objetivos de la instigadora puesto que sus resultados difieren de los obtenidos en el escenario colusivo 3. En otras palabras, las cifras permiten probar que de haberse dado un acuerdo, hubo fallas de coordinación, o hubo decisiones de una o más empresas contrarias al acuerdo, o hubo fallas en la verificación por parte de la empresa instigadora que permitieron a las demás empresas desviarse del acuerdo buscando su propio beneficio, puesto que el resultado que se hubiera alcanzado con una coordinación perfecta no se alcanzó.

5. Conclusiones

Este artículo tiene como propósito mostrar que existen herramientas cuantitativas desarrolladas por la literatura económica que resultarían muy útiles a la autoridad de la competencia de Colombia para llevar a cabo estudios de mercado que le permitan tener un panorama completo de los efectos de un cartel en el mercado. Con una aplicación al «Caso pañales», se muestra que a pesar de la contundente evidencia encontrada por la SIC sobre la existencia del cartel, las fallas de coordinación entre las empresas (bien sea porque los integrantes del acuerdo no estuvieron alineados con los objetivos del cartel o porque las empresas tomaron

²⁶ Esta descripción corresponde a una fusión en el que la empresa adquirida pasa a ser una filial de la matriz más que un socio de un cartel que sigue tomando decisiones con base en su propia función objetivo y que tiene altas posibilidades de desviarse del acuerdo. La razón por la cual se supuso una fusión y no un simple acuerdo es porque la fusión ilustra las cifras máximas que una empresa puede obtener sobre cualquier otro acuerdo horizontal y porque de esta manera se evita lidiar con las complicaciones de un modelo de colusión explícita en la que los acuerdos pueden llegar a ser difíciles de sostener por la probabilidad de que algún integrante del cartel se desvíe del acuerdo. Estos resultados muestran entonces lo que se denominaría *colusión perfecta* entre las firmas involucradas.

decisiones guiadas por intereses particulares) llevaron a resultados de mercado diferentes a los de un cartel.

Se muestra que los análisis de series de tiempo de los precios, única herramienta usada por la SIC, arrojan evidencia mixta para este mercado y no permiten concluir si existió o no coordinación de precios u otras conductas colusivas. Esto sugiere la necesidad de agregar al análisis posibles presiones de oferta y demanda que pueden explicar los patrones observados en dichas series. Adicionalmente, se mostró que no existe evidencia empírica que muestre un cambio estructural en la variabilidad de los precios en ninguno de los segmentos analizados al comparar el periodo colusivo con el periodo postcolusión. Por ende, no parece cumplirse una de las predicciones teóricas fundamentales discutida desde Stigler (1964) y comúnmente adoptada por las autoridades de competencia en el mundo según la cual después de detectada la colusión, los precios tienden a caer abruptamente generando un cambio estructural en las series. Finalmente, dada la evidencia estadística, se podría pensar que la cartelización de las empresas en el mercado de pañales desechables para bebé en Colombia entre 2004 y 2012 no parece haber tenido los efectos esperados sobre el mercado y, en particular, sobre los precios.

El segundo ejercicio arroja resultados que son consistentes con los hallazgos anteriormente descritos: las cifras del mercado están lejos de lo que debería haberse observado en caso de que el acuerdo colusivo se hubiera ejecutado exitosamente en la práctica (es decir, bajo coordinación perfecta). En efecto, este análisis muestra que el mercado, con su estructura de oferta actual, presenta resultados que se acercan más a un referente competitivo que a los resultados que obtendrían empresas con alto poder y dominio del mercado. Además, al comparar los resultados observados en el mercado con los que se obtendrían en casos de colusión perfecta entre las empresas investigadas, se muestra que la diferencia en las cifras muestra que se estuvo lejos de alcanzar el resultado colusivo. Esto muestra que lo más factible es que los integrantes del acuerdo no estuvieron alineados con los objetivos del cartel, puesto que sus resultados difieren de los estimados en el escenario de coordinación perfecta. Las cifras obtenidas mediante este ejercicio sugieren que hubo fallas de coordinación o verificación por parte de la empresa instigadora que permitieron a las demás empresas desviarse del acuerdo buscando su propio beneficio.

La evidencia empírica obtenida en este artículo es consistente con la teoría y la experiencia internacional. No es posible probar ni la existencia ni los efectos de un acuerdo colusivo con base en el estudio de series de precios, pues existen muchas variables económicas que pueden determinar la estabilidad observada en los precios, una tendencia continua al alza, o un comportamiento paralelo en los precios de empresas rivales. Por esto, a menudo este tipo de análisis conduce a resultados erróneos, ambiguos o distintos a lo que se quiere probar. En todo caso, un análisis de precios no constituye prueba suficiente de colusión. La literatura económica ha desarrollado métodos que combinan la teoría con la econometría y permiten obtener un diagnóstico más preciso y creíble sobre la existencia y el alcance de un acuerdo colusivo, y que además permiten cuantificar sus efectos.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Abrantes-Metz, R. M., Froeb, L. M., Geweke, J. y Taylor, C. T. (2006). A variance screen for collusion. *International Journal of Industrial Organization*, 24, 467–486.
- Bejger, S. (2010). Econometric tools for detection of collusion equilibrium in the industry. *Dynamic Econometric Models*, 10, 34–45.
- Bejger, S. (2011). Polish cement industry cartel: preliminary examination of collusion existence. *Business and Economic Horizons*, 4(1), 88–107.
- Berry, S. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242–262.
- Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, 63(4), 841–890.
- Blanckenburg, K. V. y Geist, A. (2009). How can a cartel be detected? *International Advances in Economic Research*, 15, 421–436.
- Bolotova, Y., Connor, J. M. y Miller, D. J. (2008). The impact of collusion on price behavior: Empirical results from two recent cases. *International Journal of Industrial Organization*, 26, 1290–1307.
- Bonnet, C. y Dubois, P. (2010). Inference on vertical contracts between manufacturers and retailers allowing for nonlinear pricing and resale price maintenance. *RAND Journal of Economics*, 41(1), 139–164.
- Bonnet, C., Dubois, P., Villas-Boas, S. y Klapper, D. (2013). Empirical evidence on the role of nonlinear wholesale pricing and vertical restraints on cost pass-through. *The Review of Economics and Statistics*, 95(2), 500–515.
- Carlson, J. y McAfee, R. (1983). Discrete equilibrium price dispersion. *Journal of Political Economy*, 91, 480–493.
- Carlton, D. W. (1986). The rigidity of prices. *American Economic Review*, 76, 637–658.
- Chamberlain, E., Dubois, P., Griffith, R. y O'Connell, M. (2017). The effects of banning advertising in junk food markets. *Review of Economic Studies*, próxima aparición.
- Connor, J. M. (2005). Collusion and price dispersion. *Applied Economics Letters*, 12, 335–338.
- Ellison, G. (1994). Theories of cartel stability and the joint executive committee. *RAND Journal of Economics*, 25(1), 37–57.
- Feinstein, J., Block, M. y Nold, F. (1985). Asymmetric information and collusive behaviour in auction markets. *American Economic Review*, 75(3), 441–460.
- Genesove, D. y Mullin, W. (2001). Rules, communication and collusion: Narrative evidence from the sugar institute case. *American Economic Review*, 91(3), 379–398.
- Goldberg, P. y Hellerstein, R. (2013). A structural approach to identifying the sources of local currency price stability. *Review of Economic Studies*, 80, 175–210.
- Green, E. J. y Porter, R. H. (1984). Noncooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica*, 52, 87–100.
- Haltinwanger, J. y Harrington, J. E. (1991). The impact of cyclical demand movements on collusive behaviour. *RAND Journal of Economics*, 22, 89–106.
- Harrington, J. (2005). Optimal cartel pricing in the presence of an Antitrust Authority. *International Economic Review*, 46, 145–169.
- Harrington, J. (2008). Detecting cartels. En Paolo Buccirossi (Ed.), *Handbook in Antitrust Economics*. MIT Press.
- Harrington, J., Hernan Gonzalez, R. y Kujal, P. (2016). The relative efficacy of price announcements and express communication for collusion: Experimental findings. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 128, 251–264.
- Hausman, J. (1996). Valuation of new goods under perfect and imperfect competition. En T. Bresnahan y R. Gordon (Eds.), *The Economics of New Goods, Studies in Income and Wealth, Vol. 58*. Chicago: National Bureau of Economic Research.
- LaCasse, C. (1995). Bid rigging and the threat of government prosecution. *RAND Journal of Economics*, 26(3), 398–417.
- Maier-Rigaud, F. P. y Friederiszick, H. W. (2007). The Role of Economics in Cartel Detection in Europe. En D. Schmidtschen, M. Albert, y S. Voigt (Eds.), *The More Economic Approach To European Competition Law*. Tübingen: Mohr Siebeck. Disponible en: <https://ssrn.com/abstract=1829996>
- Motta, M. (2004). *Competition Policy Theory and Practice*. New York: Cambridge University Press.
- Nevo, A. (2000a). A practitioner's guide to estimation of random-coefficients Logit models of demand. *Journal of Economics and Management Strategy*, 9(4), 513–548.
- Nevo, A. (2000b). Mergers with differentiated products: The case of the ready-to-eat cereal industry. *RAND Journal of Economics*, 31(3), 395–421.
- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica*, 69(2), 307–342.
- Porter, R. (1983). A study of cartel stability: The joint executive committee, 1880–1886. *The Bell Journal of Economics*, 14, 3001–3314.
- Rotemberg, J. J. y Saloner, G. (1986). A supergame-theoretic model of price wars during booms. *American Economic Review*, 76, 390–407.
- Stigler, G. (1964). A theory of oligopoly. *Journal of Political Economy*, 72, 44–61.
- Superintendencia de Industria y Comercio. (2016a). *Informe Motivado 13-266923, «Caso Pañales»*.
- Superintendencia de Industria y Comercio. (2016b). *Resolución 31739 del 26 de mayo de 2016*.