

Efectos de la cuota colombiana a la importación de automóviles desde México*

Manuel A. Restrepo C.**

Abstract

This paper assesses the effects of the “Grupo de los Tres” (G-3) trade agreement in the Colombian automobile market. Assuming that demand might be described by a discrete-choice model, this paper develops a partial-equilibrium model in order to analyze the import quota of automobiles produced by the Mexican assemblers and its effects upon prices on the Colombian Automobile Sector. The results of this paper suggest that the quota reduced average market prices in no more than 3%, comparing the case without G-3. Likewise, the price in Mexican cars were reduced on 20%, but prices of domestic and other import cars were unaffected. Finally, there is evidence that the distribution of the price reduction among classes of vehicles is independent of market-shares. Therefore, for 2010 the import quota will mitigate a 10 percent reduction in the average price of automobiles in the Colombian market. These results are relevant for the decision of trade policies in targeted industries and are useful for firms of the automobile market when they undertake strategic decisions.

Resumen

El propósito de este trabajo es evaluar los efectos del Acuerdo Comercial “El Grupo de los Tres” (G-3) sobre el mercado automotriz colombiano. Asumiendo que la demanda se puede describir como un modelo de elección discreta, se desarrolla un modelo de equilibrio parcial para analizar la cuota de importación impuesta a los vehículos provenientes de México y su efecto sobre los precios en el mercado de automóviles en Colombia. Se encuentra que aunque la cuota redujo el promedio de los precios del mercado, este efecto no fue mayor a un 3% con respecto al escenario sin G-3. Asimismo, la cuota redujo únicamente los precios de los vehículos mexicanos, los cuales cayeron un 20%. Finalmente, se encuentra evidencia de que la distribución de la reducción de precios entre los segmentos es independiente de las participaciones del mercado. Por lo tanto, para 2010 la cuota habrá evitado una reducción del 10% en el promedio de los precios de los automóviles en Colombia. Estos resultados son relevantes para el diseño de políticas comerciales en industrias específicas y para la toma estratégica de decisiones en las firmas pertenecientes a la industria automotriz.

Palabras clave: Industria automotriz, Cuotas de importación, Automóviles, G3, Colombia

Keywords: Automobile Industry, import quotas, automobiles, G3, Colombia

JEL Classification: F13, F14, L62, D12, D20

Primera versión recibida el 30 de abril de 2010; versión final aceptada el 4 de noviembre de 2010.

Coyuntura Económica, Vol. XL, No. 2, segundo semestre de 2010, pp. 49-72. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.

* Desarrollado bajo la supervisión de Jorge Tovar, Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad de los Andes, a quien agradezco enormemente por su ayuda. Agradezco al profesor Raúl Castro por sus comentarios y a Carlos Oviedo por ayudarme con la programación de los cálculos matriciales. Finalmente, quisiera señalar que todos los errores son responsabilidad del autor y que todos los comentarios son bienvenidos.

** Dirección e-mail: manu-res@uniandes.edu.co

I. Introducción

El fenómeno de la integración global de los mercados de bienes y factores, más conocida como globalización, ha representado la tendencia actual de la economía mundial desde los tiempos posteriores a la Segunda Guerra Mundial. Esta situación es evidente al observar cómo una serie de negociaciones ha llevado a una baja pronunciada de las tarifas arancelarias en este periodo, que en promedio se ubican en 4% para los bienes manufacturados. Sin embargo, desde 1970 el periodo de globalización ha venido acompañado de una era de nuevo proteccionismo, donde restricciones diferentes a las tarifas figuran como la nueva herramienta de los hacedores contemporáneos de política comercial.

América Latina no ha estado excluida de este fenómeno de liberalización comercial y nuevo proteccionismo. Entre los varios acuerdos que se han realizado durante las tres últimas décadas en la región, es esencial resaltar el acuerdo del Grupo de los Tres (G-3). Dicha negociación, firmada en 1994 entre México, Venezuela y Colombia, tiene como propósito crear un área de libre comercio entre las partes. Sin embargo, varios sectores tienen cláusulas especiales, entre las cuales se ubica el sector automotriz.

Tras la renegociación del acuerdo para el caso automotor en 2004, se diseñó una cuota de importación de los vehículos provenientes de México como parte del proceso de liberalización comercial. Es importante aclarar que desde 1992 Colombia y Venezuela habían acordado eliminar de forma

bilateral las barreras a la importación de vehículos. Esto implica que el G-3 es relevante para este trabajo únicamente en la relación entre México y Colombia.

Este trabajo tiene como objetivo específico evaluar el efecto de la cuota de importación de los vehículos provenientes de México y su efecto sobre los precios del mercado de automóviles en Colombia. Las preguntas a responder son: ¿En qué dirección han sido afectados los precios absolutos en el mercado doméstico? ¿Cómo han sido afectados los precios de acuerdo con el origen de las firmas? ¿Cómo ha sido la distribución del efecto en precios de acuerdo con los segmentos de automóviles?

Es imperante resaltar la importancia que tiene esta contribución a la literatura sobre política comercial, en particular para el caso colombiano. Como primer elemento, Goldberg (1995) enfatiza la necesidad de modelos econométricos que evalúen los efectos de la política comercial en industrias específicas. Además, el autor menciona que la industria automotriz ofrece un ejemplo típico para estudiar este tipo de efectos sobre mercados de competencia imperfecta con producción diferenciada.

Como segundo punto, este tipo de estudios son relevantes para el desempeño de las firmas domésticas y extranjeras, especialmente en tópicos relacionados con mercadeo, pues éstas pueden reaccionar de forma óptima y pertinente una vez conozcan el impacto real de cierta política comercial. Por ejemplo, las políticas comerciales pueden producir cambios en el *target* de las firmas y en la

penetración de mercados, temas que son esenciales en mercadeo, y que, además, permiten nuevas oportunidades de mercado o amenazas que no siempre son evidentes ante un simple escaneo de la política.

Como tercer punto, es imperante observar que aunque existen varios estudios sobre industria automotriz y comercio internacional, la mayoría son evaluaciones de las Restricciones Voluntarias a la Exportación (VER) y su efecto sobre el mercado automotor estadounidense¹. Es evidente indicar que el caso que se estudia en este trabajo tiene un perfil muy diferente al caso anterior, pues no sólo los mercados japonés y estadounidense son estructuralmente diferentes al mexicano y colombiano, sino también el diseño de la cuota diverge en varios aspectos. Finalmente, la literatura sobre comercio internacional y el sector automotor en Colombia es casi inexistente.

Para desarrollar esta contribución se utiliza un modelo de elección discreta con el fin de describir la demanda de la industria automotriz colombiana. Una vez se estima la demanda, se calculan las derivadas propias y cruzadas de las participaciones, con respecto al precio, para reemplazarlas en la función de maximización de las firmas, y así hallar los precios de equilibrio en el escenario con G-3 y sin G-3. La estimación de tal demanda se realiza con un modelo logit anidado (*nested logit*). En la sección II se hace una breve descripción sobre el G-3 y el sector automotriz colombiano; en la sec-

ción III se describe la literatura relevante sobre el tema; en la sección IV se describe el modelo teórico a utilizar; la sección V muestra la implementación empírica; la sección VI describe los datos; la sección VII presenta los resultados y en la sección VIII se comentan las conclusiones principales.

II. Antecedentes

A. El Grupo de los Tres (G-3)

El G-3 es un acuerdo comercial firmado entre México, Venezuela y Colombia en junio de 1994, con el fin de crear un área de libre comercio entre las partes. Como afirman Echavarría y Gamboa (2001), este acuerdo hace parte del resurgimiento del Grupo Andino y de la agenda de integración nacional regional, siendo un acuerdo que va más allá de las normas multilaterales, pues establece reglas de origen, medidas fitosanitarias, compras del Estado, propiedad intelectual, servicios, inversión y acceso a mercados.

Para la mayoría de bienes y servicios que entran en el acuerdo se estableció un proceso de desmonte de aranceles que empezaría en enero de 1995 y terminaría a finales de 2004. No obstante, dado que el acuerdo afectaba negativamente ciertos intereses nacionales en Venezuela y Colombia por la competitividad y el tamaño del mercado del sector automotor mexicano, se decidió crear un comité especializado para negociar los plazos y condiciones del proceso de liberalización para este mercado

¹ Ver una revisión completa de esta literatura en Levinsohn (1994).

específico. Si antes de 2005 no se establecía ninguna estrategia de liberalización para el caso automotor, desde el primero de enero de 2007 los vehículos provenientes de México entrarían a Venezuela y Colombia sin ningún tipo de restricción, como la mayoría de bienes y servicios dentro del acuerdo.

Tras una reunión en mayo de 2004 entre los presidentes de Colombia y México, Álvaro Uribe y Vicente Fox, se concretó la necesidad de una renegociación del acuerdo, la cual se concretó en ese mismo año. Mediante el Decreto 4666 de 2005 del Ministerio de Comercio, Industria y Turismo, se instituyen los plazos y condiciones para la importación de bienes automotores mexicanos al país. Para los automóviles, foco de estudio en este trabajo por tener la mayor participación en la importación de vehículos mexicanos, se establece la siguiente cuota de importación descrita en el Cuadro 1.

A partir del primero de enero de 2011 la cuota expirará y, por tanto, todos los vehículos mexicanos tendrán acceso al mercado colombiano sin ningún

tipo de restricción. Sin embargo, es importante enfatizar que en el tiempo en que rige la cuota, cuando el cupo se excede, los vehículos provenientes de México que entren por fuera de dicho cupo tendrán un arancel mayor, el cual está sujeto a un proceso de desgravación que termina el mismo día. En cambio, los vehículos con PBV igual o mayor a 15 toneladas (i. e. camiones y tracto camiones) tendrían un proceso de desgravación que habría comenzado el 1° de enero de 1997 y terminaría el 31 de diciembre de 2007.

Es importante aclarar la situación pretérita de la relación comercial entre Colombia y Venezuela. Como parte del proceso de liberalización comercial colombiano emprendido por el gobierno del Presidente César Gaviria, los dos países firmaron en 1992 un tratado de libre comercio con el cual se pretendía crear un mercado sin restricciones entre los países vecinos. Echavarría y Gamboa (2001) aseveran que dicho acuerdo buscaba la estabilización macroeconómica como respuesta a la crisis regional de la deuda de 1982 y, adicionalmente, como lec-

Cuadro 1
CUOTA DE IMPORTACIÓN DE LOS VEHÍCULOS CON PBV MENOR A 4.4 TONELADAS
PROVENIENTES DE MÉXICO

Unidades anuales a importar dentro del cupo	A partir del 1° de enero de 2005	A partir del 1° de enero de 2006	A partir del 1° de enero de 2007	A partir del 1° de enero de 2008	A partir del 1° de enero de 2009	A partir del 1° de enero de 2010
Colombia	3.000	4.000	5.000	6.000	7.000	8.000
Impuesto de importación dentro del cupo	10%	8%	6%	4%	0%	0%

Fuente: Decreto 4666 de 2005. Ministerio de Comercio, Industria y Turismo.

ción del fenómeno de los Tigres Asiáticos. Por lo tanto, como se comentó con anterioridad, el único efecto que tiene el G-3 en el mercado automotriz colombiano es la entrada de vehículos provenientes de México, sin afectar el intercambio comercial de vehículos entre Colombia y Venezuela.

Finalmente, es importante resaltar dos sucesos en esta relación de Venezuela y Colombia. El primero fue la salida de Venezuela del G-3 como parte de la política antiliberal del Presidente Hugo Chávez, simplificando el acuerdo a los dos países restantes (i. e. G-2). El segundo suceso fue la restricción del gobierno venezolano a las importaciones de vehículos provenientes de Colombia mediante una cuota de importación a principios de 2008. La razón de esta restricción es meramente política.

Es fundamental resaltar estos dos elementos coyunturales para entender que aunque el acuerdo multilateral ha cambiado en el número de participantes y las ensambladoras domésticas se han visto afectadas al reducirse las exportaciones², tales sucesos no afectan nuestro estudio en razón que: i) el G-3, en el caso automotriz, no cambia en nada para Colombia; ii) el enfoque de análisis de este trabajo es el mercado automotriz doméstico y el comportamiento que ha tenido la variable de precios. Es decir, las exportaciones u otras variables que son afectadas por esta decisión de Venezuela no están contempladas en el análisis de este trabajo; iii) Colombia no respondió con retaliación, por lo

que las políticas de importación de vehículos no cambian en el periodo de análisis.

B. El sector automotriz colombiano

Los antecedentes del mercado automotor doméstico durante el periodo 1950-2008 se pueden diferenciar en cuatro etapas, las cuales serán descritas a continuación.

1. *Primera etapa. 1950-1990: ausencia de vehículos importados*

Las ventas totales igualaban a las ventas de vehículos domésticos. La importación de vehículos era prácticamente nula, pues las barreras a la entrada de vehículos extranjeros eran de niveles prohibitivos, alcanzando aranceles del 200%. El ensamblaje de vehículos en Colombia ha estado protagonizado por tres firmas: la actual General Motors GM Colmotores, la Compañía Colombiana Automotriz (CCA) y la Sociedad de Fabricación de Automotores S.A (SOFASA). Colmotores fue fundada el 27 de julio de 1956, y ha ensamblado vehículos de marcas pertenecientes a Chrysler y a GM. CCA fue fundada en 1960, y allí se empezaron a ensamblar vehículos Fiat; desde 1983 hasta la actualidad se han ensamblado vehículos de la marca Mazda y algunas líneas de Ford y Mitsubishi. Por último, SOFASA se fundó en 1969 para producir el Renault 4. Desde entonces, la firma ha ensamblado vehículos de las marcas Renault, Toyota y Daihatsu.

² Por ejemplo, la cuota venezolana para 2008 fue de 15.911, luego de que las exportaciones a este país fueran de 45.000 vehículos en el año anterior.

Dada la gran restricción a la entrada de automotores al país, la variedad de productos era muy baja. Como muestra Tovar (2005), en promedio, 22 modelos eran ofrecidos entre los años 1986 y 1991.

2. Segunda etapa. 1990-1998: liberalización comercial

Como parte de la iniciativa de apertura comercial propuesta por el gobierno del Presidente Gaviria, varios mercados, entre los cuales se encuentra el sector automotriz, se abrieron al comercio internacional mediante una importante reducción y eliminación de barreras comerciales.

Tovar (2005) evidencia varios resultados de esta política en el mercado automotor colombiano. Por una parte, el arancel promedio de los vehículos importados cayó de 200% en 1988 a 38.83% en 1992. Esto llevó a una entrada masiva de marcas de vehículos en los tres segmentos del mercado colombiano (gama baja, media y alta). Asimismo, la variedad de vehículos ofrecidos aumentó ampliamente al pasar a 142 modelos en 1997. La composición de las participaciones del mercado cambió de forma inesperada, desde 1998 los vehículos importados, liderados por la firma coreana Hyundai, superaron la participación en ventas de los vehículos domésticos³ (ver los Gráfico 2 y 3 para el caso de automóviles). Por último, esta medida llevó a una disminución en el promedio de precios

de automóviles de US\$23.000 en 1986 a US\$19.000 en 1992, en dólares de 1996.

3. Tercera etapa. 1999: recesión doméstica

El país entró en crisis económica. El alto desempleo, las altas tasas de interés, la restricción al acceso al crédito, la caída del ingreso real disponible y la pérdida de confianza fueron factores que afectaron de forma negativa las ventas, las cuales disminuyeron 52.8% en 1999, es decir, de 126.062 a 59.473 unidades.

4. Cuarta etapa. 2000-2008: crecimiento del sector

El mercado automotor colombiano experimentó un aumento casi tendencial de las ventas durante los años 2000 a 2007, año en que el sector alcanza el pico histórico y rompe por primera vez la barrera de las 200.000 unidades, al vender 253.036. En este periodo nuevas firmas de origen asiático y europeo entraron al país y en 2008 las ventas cayeron un 16%, ubicándose en 217.040 unidades. De acuerdo con José Clopatofsky, director de la revista *Motor*, se espera una caída en la demanda a 180.000 unidades para 2009 por la actual crisis internacional (ver los Gráficos 1 y 2).

Por último, es importante observar el comportamiento de los vehículos mexicanos en las ventas

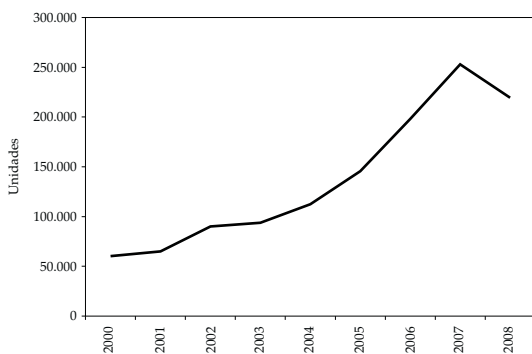
³ Esta afirmación no se ve reflejada en el Gráfico 2, pues el gráfico no muestra los datos para vehículos en general, sino solo para automóviles. Esto debido a que son los datos disponibles y utilizados para esta investigación.

EFFECTOS DE LA CUOTA COLOMBIANA A LA IMPORTACIÓN DE AUTOMÓVILES DESDE MÉXICO

colombianas. Como se puede apreciar en el Gráfico 4, las ventas de automóviles tuvieron un crecimiento importante desde 2005, año en que comenzó a regir la cuota de importación. Aunque la cuota

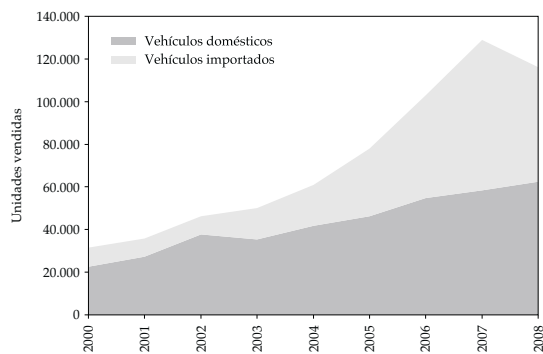
exhiba un aparente efecto sobre las ventas de los vehículos provenientes de México, no es posible hacer ninguna conclusión objetiva sobre el efecto real de la cuota, y menos en precios.

Gráfico 1
VENTAS DE VEHÍCULOS EN COLOMBIA 2000-2008



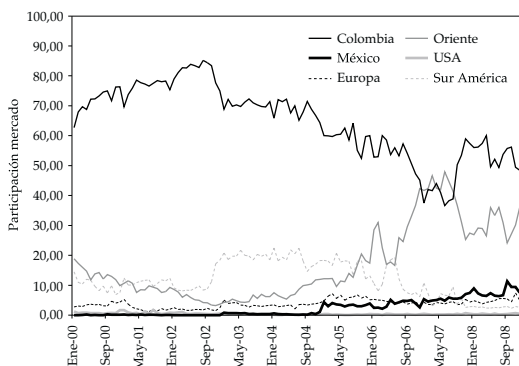
Fuente: Econometría S.A.

Gráfico 2
PARTICIPACIÓN DEL MERCADO AUTOMOTRIZ COLOMBIANO 2000-2007



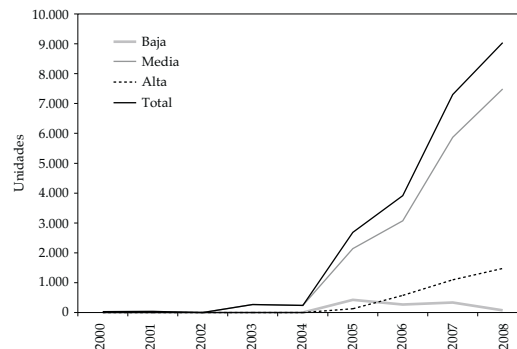
Fuente: Econometría S.A.

Gráfico 3
PARTICIPACIÓN POR REGIÓN EN EL MERCADO DE AUTOMÓVILES COLOMBIANO 2000-2008



Fuente: Econometría S.A.

Gráfico 4
VENTAS DE AUTOMÓVILES PROVENIENTES DE MÉXICO POR GAMA 2000-2008



Fuente: Econometría S.A.

III. Revisión de la literatura

A. Restricciones comerciales y modelos de competencia imperfecta

La literatura que evalúa los efectos de políticas comerciales sobre mercados de competencia imperfecta es abundante. Krishna (1990) recoge una selección relevante en el tema, haciendo énfasis en estudios que evalúan las VER en mercados de competencia imperfecta. Sin embargo, aunque las cuotas difieran conceptualmente de las VER, el análisis teórico y empírico de estas dos políticas es análogo.

De acuerdo con la literatura sobre cuotas voluntarias, dos resultados son robustos en los estudios que analizan los efectos de corto plazo: i) las cuotas tienden a aumentar los precios; ii) las restricciones no tienen que llegar a niveles restrictivos para generar efectos significativos. Por otro lado, al analizar los efectos a largo plazo no se puede hablar de la existencia de un modelo unificado que analice los efectos multidimensionales, y por ende, no es preciso hablar de resultados robustos en la literatura.

Aunque existen varios modelos que simulan la demanda, con el fin de estudiar el impacto de este tipo de restricciones en mercados de competencia imperfecta con productos diferenciados, los modelos más utilizados para el caso automotriz han sido los de precios hedónicos y elección discreta.

Feenstra (1984, 1985 y 1988) y Griliches (1971) son claros ejemplos de trabajos que utilizan el modelo de precios hedónicos. El primer autor lo utiliza para evaluar el efecto de las VER sobre el mercado

automotriz estadounidense, y el segundo, para evaluar la calidad del mercado. No obstante, este modelo de precios hedónicos tiene dos problemas fundamentales: i) esta aproximación asume que las características observables son buenas o malas desde un principio, lo cual impide que éstas sean buenas en unos modelos y malas en otros. ii) Características como la confiabilidad de cierto producto no están introducidas en el modelo.

Por otra parte, el modelo de elección discreta ofrece varias ventajas para este tipo de simulaciones. Como primera ventaja, este modelo permite que los precios estén correlacionados con factores no observados de la demanda, posibilitando la utilización de variables instrumentales. Los modelos que ignoran esta correlación generan estimadores sesgados y contra intuitivos. Berry (1994) ofrece una forma para evadir el problema de no linealidad entre los precios y las características no observables, pues tal relación puede no ser lineal, dificultando así la utilización tradicional de variables instrumentales.

Asimismo, este modelo permite hacer predicciones sobre la demanda de nuevos productos, conocer la demanda de productos disimilares encontrados en los diferentes mercados y moverse de forma trivial entre los supuestos de la demanda agregada y la utilidad de los consumidores. De esta forma, este modelo permite la interacción entre los consumidores y las características del producto con el uso de datos exógenos en la distribución del ingreso (Berry, Levinsohn y Pakes; 1995b). Mcfadden (1981) ofrece una revisión completa de la literatura sobre sistemas de demanda que utilizan este modelo para diversos mercados.

B. El modelo de elección discreta y la industria automotriz

Para el caso automotor, Bresnahan (1987) es uno de los primeros autores que utiliza el modelo de elección discreta para probar que los cambios en la cantidad y los precios del mercado automotriz americano en 1955 fueron causados por una guerra de precios. Los elementos innovadores en este análisis son la función de utilidad del consumidor individual, la cual está en función de características observables de los vehículos que no cambian con el tiempo (por ejemplo, transmisión, aire acondicionado, dirección hidráulica, caballos de potencia, etc.); características observables que cambian con el tiempo (precios) y características no observables (por ejemplo, reputación del vehículo). Asimismo, el consumidor tiene la opción de comprar un bien externo, es decir, no comprar carro.

Sumado al estudio anterior, es importante destacar dos trabajos relevantes para la presente investigación. Goldberg (1995) desarrolla un modelo de equilibrio parcial para el mercado automotriz americano con el fin de analizar el efecto de las VER y la sensibilidad que tienen los precios de los vehículos ante fluctuaciones del tipo de cambio. El modelo de elección discreta es utilizado para describir la demanda del sector automotriz de Estados Unidos, mientras que la oferta es modelada como un oligopolio con producción diferenciada.

Para el equilibrio del mercado se utiliza un equilibrio estratégico de Nash donde los precios son utilizados como variables estratégicas. En este trabajo se encuentra que las ventas de vehículos americanos aumentaron, aunque los productores domésticos sólo capturaron el 54% de las ventas japonesas. La cuota aumentó los precios y cambió los precios relativos, llevando a un mejoramiento en la calidad del mercado. Por último, se encuentra que un arancel equivalente hubiera traído mayores beneficios para los productores americanos.

El otro trabajo relevante es el de Berry et ál. (1999) donde se realiza un modelo de equilibrio para el mercado automotriz estadounidense con el fin de evaluar el impacto de las VER sobre el bienestar de los consumidores⁴, las ganancias de los productores y cómo estos factores del mercado cambian al haber aplicado un arancel equivalente. La demanda es descrita como la agregación de las elecciones discretas de los consumidores por comprar la opción que maximiza su utilidad (i. e. modelo de elección discreta) y la oferta se modela como un oligopolio con productos diferenciados. La aplicación empírica se hace con el método de coeficientes aleatorios completos. Los resultados de este trabajo evidencian una disminución en el excedente del consumidor, especialmente en los consumidores inelásticos de vehículos japoneses. Las ganancias de los productores estadounidenses aumentaron mientras que las de los japoneses dis-

⁴ Dardis y Decker (1984) es un trabajo importante sobre la especificación de modelos que pretenden evaluar la pérdida del excedente del consumidor causado por las VER.

minuyeron, aunque en una proporción muy baja. Por último, al igual que lo expresado por Goldberg (1995), un arancel equivalente hubiera favorecido más al bienestar en Estados Unidos.

Para el caso latinoamericano, los trabajos relevantes son pocos. O'Keefe y Haar (2001) estudian el efecto del MERCOSUR sobre la producción automotor en la región. Este trabajo concluye que durante el periodo 1995-2000, el MERCOSUR ha contribuido a modernizar la producción automotriz al pasar de una base de la producción obsoleta a factores de producción muchos más modernos y de talla mundial. Berry, Grilli y López (1992) simulan la demanda del mercado de vehículos mexicanos ante un posible acuerdo con Estados Unidos, actualmente conocido como NAFTA. Los autores encuentran que si México quitara las barreras a la importación de carros, la demanda mexicana se doblaría.

Finalmente, en el caso colombiano la literatura sobre comercio internacional y el sector automotor es escasa. Tovar (2005) es uno de los pocos ejemplos, el cual evalúa el efecto de la liberalización comercial a principio de los años 90 en el sector automotriz; Tovar (2005) analiza, en particular, los efectos sobre el bienestar de los consumidores y el desempeño de las firmas. El autor encuentra que el bienestar de los consumidores aumentó como consecuencia de la caída en precios y el aumento en la variedad. Asimismo, el autor concluye que los ensambladores colombianos enfrentaron la competencia extranjera con relativo éxito.

IV. Marco teórico

A. Modelo de demanda: elección discreta

El modelo de demanda se expone de forma análoga a la presentación de Berry (1994). Al igual que en ese trabajo, se hace omisión del subíndice de tiempo t para mayor facilidad en la escritura y presentación del modelo.

Los elementos básicos del modelo son las características del producto y las preferencias de los consumidores. Se asume que todos estos elementos son observables para todos los participantes del mercado; sin embargo, puede que no todas las características del mercado sean observables para el investigador, además de las decisiones de los consumidores individuales. Se supone que el econométrista puede observar las cantidades del mercado y los precios que vende cada firma.

La función de utilidad indirecta del consumidor i por el producto j depende de las características del producto y del consumidor: $U(x_j, \xi_j, p_j, v_j, \theta_i)$, donde x , ξ , p y θ son características observadas del producto, características no observadas por el investigador, los precios y los parámetros de la demanda respectivamente. v_i captura términos específicos de los consumidores que no son observados por el econométrista. Todos los estimadores requieren supuestos paramétricos sobre las variables del consumidor específico; estos supuestos son análogos a la forma funcional para una ecuación de demanda de bienes homogéneos. Las diferentes

elecciones de la función de utilidad y de la densidad de v tienen implicaciones pivotaes sobre el resultado del modelo.

La especificación de la utilidad es dada por:

$$u_{ij} = x_j \beta_i^* - \alpha p_j + \xi_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

donde β y ε son los parámetros de gusto de los consumidores específicos (los cuales no son observados para el econometrista). ξ es la media de las características del producto no observadas y ε es la distribución de las preferencias de los consumidores sobre ξ .

Dado que v_{ij} es un error heterocedástico con media 0, el cual captura los efectos de los parámetros aleatorios por el gusto, se denota la media de los niveles de utilidad del producto j , el cual juega un papel fundamental en este modelo, como:

$$\delta_j = x_j \beta - \alpha p_j + \xi_j \quad (2)$$

Dados los supuestos de la forma funcional, la elección discreta de la función de la participación del mercado es derivada en la forma usual. Cada consumidor compra una unidad del bien que le da la mayor utilidad; esto es, condicionada por las características (x, ξ) y los precios p ; el consumidor i comprará una unidad del bien j si y sólo si para todo $k \geq 0$ y $k \neq 0$: $U(x_j, \xi_j, p_j, v_j, \theta_d) > U(x_k, \xi_k, p_k, v_k, \theta_d)$. Esto implícitamente define el conjunto de parámetros de gusto no observables v_{ij} que resulta

en la compra del bien j . Se define como el conjunto de parámetros no observables de consumo que conducen al consumo del bien j como $A_j(\delta) = \{v_i \mid \delta_j + v_{ij} > \delta_k + v_{ik} \forall k \neq j\}$. La participación del mercado de la firma j se define como la probabilidad de que v_{ij} caiga en el conjunto A_j . Dada la distribución $F(\cdot, x, \sigma)$ para v_j con densidad $f(\cdot, x, \sigma)$, la participación del mercado es:

$$\Phi_j(\delta(x, p, \xi), x, \theta) = \int_{A_j(\delta)} f(v, x, \sigma_v) dv, \quad (3)$$

donde los límites de la integral están sobre el set de parámetros no observables del consumo, implícitamente definido en A_j .

B. Tamaño del mercado y el "bien externo"

El tamaño del mercado nos permite movernos entre las participaciones del mercado y las cantidades observadas en presencia de una alternativa externa. La medida de los consumidores en un mercado es definida como M , la cual puede ser la población observada de un mercado o un parámetro a estimar. La cantidad observada del producto de la firma es, por tanto:

$$q_j = M \Phi_j(x, p, \xi, \theta), \quad (4)$$

donde $\Phi_j(x, p, \xi, \theta)$ es la participación del mercado estimada para el automóvil j . Adicionalmente al número de vehículos que compiten $j = 1, \dots, J$, existe el bien externo $j = 0$. Los consumidores pueden escoger el bien externo en vez de uno de los J autos.

La distinción es que el precio del bien externo no está establecido en respuesta a los precios de los bienes internos o, en este caso, de los automóviles. Por tanto, en ausencia de la alternativa externa, los consumidores se verán forzados a escoger uno de los carros y por ende la demanda dependerá únicamente de la diferencia en precios. Entonces, un aumento general de los precios no hará que caiga la cantidad final. Esta ha sido una característica errónea de algunos modelos discretos que han sido aplicados al estudio empírico de mercados con productos diferenciados.

En este trabajo M se considerará observado de acuerdo con la forma en que Tovar (2005) lo asume. Es decir, el número de hogares que, dado su ingreso, pueden comprar por lo menos el vehículo más barato cada año, el cual equivale aproximadamente al 80% del número de hogares.

C. Estimación de los niveles medios de utilidad

El modelo de elección discreta que se expuso con anterioridad es totalmente tradicional a excepción del término ξ . La presencia de tal variable hace surgir un problema econométrico difícil. Sea la función que relaciona las participaciones del mercado observadas con las estimadas de la siguiente forma:

$$s_j = \Phi_j(x, p, \xi, \theta), \quad (5)$$

En esta ecuación, los precios y las características no observadas ξ están correlacionados. Por ende, es necesario utilizar variables instrumentales para corregir tal problema. Sin embargo, las características no observables entran en la ecuación (5) de una forma no lineal, lo que dificulta la aplicación tradicional de variables instrumentales.

Para solucionar dicho problema, se propone transformar las participaciones del mercado para que las características del producto no observables ξ aparezcan en una forma lineal⁵. Berry (1994) demuestra que para cada vector de las participaciones del mercado observadas, existe uno y sólo un vector de medias de utilidades que explican las participaciones. Es decir, se pueden calcular los niveles promedio de la utilidad teniendo únicamente las participaciones del mercado observadas. Cuando la densidad de v es conocida, la función de participaciones del mercado no depende de ninguna otra variable desconocida además del vector $\delta(s)$, por eso tal vector puede ser tratado como conocido y como una transformación no lineal de las participaciones del mercado s . De (2):

$$\delta_j(s) = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j, \quad (6)$$

la cual puede ser tratada como una ecuación de estimación, utilizando la técnica de variables instrumentales para hallar los parámetros desconocidos.

⁵ Para conocer en detalle la transformación y la demostración de este proceso, ver la cuarta sección y el apéndice de Berry (1994).

D. Modelo de oferta: oligopolio con producción diferenciada

Este modelo es el mismo que utiliza Nevo (2001) pero aplicado al mercado automotriz. Se supone que existen F firmas, que cada una produce F automóviles, de los $j = 1, \dots, J$ diferentes automóviles. Las ganancias de la firma f por el automóvil j están dadas por:

$$\Pi_j = \sum_{r \in F_f} (p_j - mc_r) [M s_j] - C_f$$

donde s_j es la participación del mercado observada de j , pues en este trabajo no se estiman las participaciones para cada j , y por ende, a diferencia de Nevo (2001), se utilizan las participaciones observadas en vez de las estimadas. C_f son los costos fijos de producción y mc_j son los costos marginales. Asumiendo la existencia de un equilibrio estratégico puro, tipo Bertrand-Nash en precios, y que para cada $p_j > 0$, la condición de primer orden es:

$$S_j + \sum_{r \in F_f} (p_r - mc_r) \frac{\partial s_r}{\partial p_j} = 0$$

donde $\partial s_r / \partial p_j$ proviene de la estimación de la demanda. Los costos marginales se pueden hallar definiendo la matriz $S_{jr} = \partial \Phi_r / \partial p_j$, $j, r = 1, \dots, J$,

$$\Omega_{jr}^* = \begin{cases} 1, & \text{si } \exists f: \{r, j\} \subset f \\ 0, & \text{si no} \end{cases}$$

y Ω es la matriz $J \times J$ tal que $\Omega_{jr} = \Omega_{jr}^* S_{jr}$. En notación matricial, las condiciones de primer orden son:

$$s - \Omega(p - mc) = 0 \quad (7)$$

siendo $s(\cdot)$, p y mc vectores de tamaño $J \times 1$. Despejando la diferencia entre el precio y el costo marginal (i. e. el markup) se llega a

$$p - mc = \Omega^{-1} s \quad (8)$$

despejando los costos marginales de (8) y utilizando las participaciones observadas, se obtiene que

$$mc^* = p - \Omega^{-1} s \quad (9)$$

Teniendo los costos marginales, es posible estimar los precios en el escenario sin G-3 y, por ende, conocer el efecto de la cuota sobre los precios de automóviles en Colombia. Suponiendo que el G-3 no afecta a las firmas sino sólo a través de la reducción del arancel para los vehículos provenientes de México, se tiene que las nuevas ecuaciones de costos marginales para la producción de automóviles domésticos, automóviles mexicanos y automóviles extranjeros no mexicanos son, respectivamente, en el escenario sin cuota:

$$mc_j^d = mc_j^* \text{ si } j \in \text{firma doméstica} \quad (10)$$

$$mc_j^{\text{mex}} = [1 + (\tau_{jt}^d - \tau_{jt}^{G-3})] mc_j^* \text{ si } j \in \text{firma mexicana} \quad (11)$$

$$mc_j^f = mc_j^* \text{ si } j \in \text{firma extranjera no mexicana} \quad (12)$$

siendo τ_{jt}^d (35%) el arancel colombiano para los automóviles y τ_{jt}^{G-3} el arancel de la cuota en el año t ($\tau_{jt}^d > \tau_{jt}^{G-3}$). Una vez se hallan estos nuevos costos marginales, se obtiene un nuevo vector $J \times 1$ de costos marginales mc^e , que reemplazándolo en (7) con las participaciones observadas y despejando

los precios, permite hallar los nuevos precios de equilibrio para el escenario sin G-3. Es decir:

$$P^{\text{sinG-3}} = mc^e + \Omega^{-1} s \quad (13)$$

Una vez teniendo los precios en el escenario con G-3 y sin G-3 ($P^{\text{G-3}}$ y $P^{\text{sinG-3}}$, respectivamente) se puede conocer el efecto de la cuota sobre los precios.

V. Metodología empírica: logit anidado

A. Estimación de la demanda

En esta sección se asume que la densidad de v_{ij} , $f(\cdot, x, \sigma)$ depende de un vector de parámetros no conocidos, σ , que se tiene que estimar. En particular, casi siempre no existe interés en hallar σ . Sin embargo, es importante preocuparse por no hacer supuestos erróneos sobre la distribución de los gustos de los consumidores que produzcan estimaciones no razonables en variables que pueden ser económicamente interesantes, como las elasticidades cruzadas.

Una vez la distribución de las características del consumidor es acondicionada para depender de los parámetros de densidad σ , la función de participaciones del mercado y, por ende, los niveles medios de la utilidad, también variarán de acuerdo con σ . En particular, la ecuación de los niveles medios de la utilidad estará definida por la ecuación $s_j = \Phi_j(\delta, \sigma)$. Invertiendo esta función para δ , la ecuación de demanda será:

$$\delta_j(s, \sigma) = x_j\beta + \alpha p_j + \xi_j, \quad (14)$$

Existen varios modelos que se pueden utilizar para este tipo de estimaciones. No obstante, Berry (1994) resalta dos modelos que son populares en la literatura: coeficientes aleatorios completos y el logit anidado. Aunque el primero permite estimar patrones más complejos de demanda, en este trabajo se utiliza el segundo, ya que: i) la carga computacional del primer modelo es significativamente alta y ii) al analizar los patrones de sustitución, el mercado automotor tiene clases de productos muy predeterminadas, que en nuestro caso son gama baja, media y alta. Esto hace que la utilización del logit anidado no difiera mucho en los resultados obtenidos con coeficientes aleatorios completos.

El logit anidado (*nested logit* por su nombre en inglés), conocido como el modelo de "árbol de valores extremos" (Mcfadden, 1978; Cardell 1991), asume que los gustos del consumidor tienen una distribución de valores extremos que permite que los gustos estén correlacionados de forma restrictiva entre los productos j , permitiendo patrones de sustitución mucho más razonables que el simple logit. Cardell (1991) hace una clara exposición de este modelo y Berry (1994) muestra cómo invertir la función de la participación del mercado utilizando este modelo. Este último llega a que el nivel medio de utilidad del automóvil j es:

$$\delta_j(s, \sigma) = \ln(s_j) - \sigma \ln(s_{j/g}) - \ln(s_\sigma), \quad (15)$$

que reemplazando en (14) y pasando $\sigma \ln(s_{j/g})$ al otro lado, se obtiene

$$\ln(s_j) - \ln(s_\sigma) = x_j\beta - \alpha p_j + \sigma \ln(s_{j/g}) + \xi_j, \quad (16)$$

donde S_o y $S_{j/g}$ es la participación del bien externo y la participación del vehículo j en la gama g , respectivamente. Esta ecuación permite estimar los parámetros β , α y σ , los cuales son obtenidos con una regresión de variables instrumentales lineales de diferencias entre logaritmos de las participaciones del mercado y las características de los carros, los precios y el logaritmo de las participaciones entre las gamas.

De acuerdo con Berry (1994), $\partial s_j / \partial p_j$ y $\partial s_r / \partial p_j$ se pueden diferenciar de la ecuación de las participaciones del mercado⁷ en el logit anidado, donde se obtienen:

$$\frac{\partial s_j}{\partial p_j} = - \frac{\alpha}{(1 - \sigma)} s_j [1 - \sigma s_{j/g} - (1 - \sigma) s_j] \quad (17)$$

$$\frac{\partial s_r}{\partial p_j} = - \frac{\alpha}{(1 - \sigma)} s_r [\sigma s_{j/g} + (1 - \sigma) s_j] \quad (18)$$

B. Instrumentos óptimos

Dado el supuesto sobre la exogeneidad de las características observables en este modelo, es posible utilizar funciones de tales características

como instrumentos. Por lo tanto, los instrumentos utilizados en este trabajo son los propuestos por Berry et ál. (1995b)⁸. Definiendo la k -ésima característica del automóvil j , x_{jk} , donde j es producido por la firma f , los instrumentos son:

$$X_{jk}, \sum_{r \neq j, r \in F} X_{jk}, \sum_{r \neq j, r \in F} f X_{jk} \quad (19)$$

Es decir, por cada característica se obtendrán tres instrumentos: i) la k -ésima característica para el vehículo j ; ii) la sumatoria de la k -ésima característica de los vehículos pertenecientes a la firma f , exceptuando la k -ésima característica de j ; iii) la sumatoria de la k -ésima característica para los vehículos de la competencia ($-f$, i. e. las demás firmas). Teniendo 12 características para cada vehículo j , se obtienen un total de $12 \times 3 = 36$ instrumentos⁹.

En síntesis, el procedimiento empírico es el siguiente: se estima el modelo de demanda de la ecuación (16) utilizando los instrumentos de la ecuación (19) y los datos que se describen en la siguiente sección. Con esta regresión se obtienen los coeficientes que acompañan a las variables precio y logaritmo de $s_{j/g}$. (i. e. α y σ , respectivamente), los cuales son reemplazados en (17) y (18) para así hallar las derivadas cruzadas y propias de las

⁶ Las gamas en este trabajo se clasifican en tres categorías: baja, media y alta. En la sección VI se detalla sobre tal clasificación.

⁷ La ecuación de las participaciones del mercado estimadas no se expone en este trabajo. Tal ecuación está explicada detalladamente en el capítulo 5 de Berry (1994). Por otro lado, Train (1993) ofrece una forma para facilitar la derivación de (17) y (18).

⁸ Ver la discusión sobre la calidad óptima de estos instrumentos en Berry et ál. (1995b).

⁹ No se utilizaron los indicadores de origen para construir los dos últimos términos de la ecuación (19), debido a que generarían problemas de multicolinealidad perfecta con las características de origen en la estimación.

participaciones con respecto al precio. Después de reemplazar estas elasticidades en la matriz de propiedad¹⁰, invertirla y multiplicarla por s_j , con lo cual se obtiene el vector de *markups* de la ecuación (8), se reemplaza este vector en (9) para hallar los costos marginales en el escenario con G-3. Para hallar los precios en el escenario sin G-3, se utilizan los costos marginales estimados (i. e. en el escenario con G-3) y los reemplazamos en (10), (11) y (12) para simular los costos marginales en el caso sin G-3. Utilizando la ecuación (13), es posible volver a maximizar las ganancias de las firmas por cada modelo y obtener el vector de precios para el escenario sin G-3. Por último, se comparan los vectores de precios de acuerdo con las preguntas a resolver.

VI. Datos

Los datos de ventas del sector automotriz colombiano provienen de Econometría S.A., firma consultora encargada de recoger esta información. Se tomó la información de ventas al detal de los vehículos vendidos en el país durante el periodo comprendido entre 2000 y 2008, con frecuencia mensual. Esta información está discriminada por marca y modelo. Los precios de los vehículos fueron tabulados de la revista *Motor*. Como esta publicación es quincenal, se tomó una revista intercalada para tabular los precios por mes, desde enero de

2000 hasta diciembre de 2008. Los precios fueron deflactados con el Índice de Precios al Consumidor, tomando diciembre de 2008 como mes base.

Las características aire acondicionado y full equipo fueron tabuladas utilizando series de la revista *Car and Driver* para los primeros seis años y la revista *Automóvil* para los tres últimos años, dado que las series de Econometría S.A. no contenían esta información completa, y no existe una única fuente para todos los periodos. Las características sobre tipo de carrocería, transmisión¹¹, número de puertas, cilindraje y origen de ensamblaje provienen de la misma base de datos de Econometría S.A. En estos mismos datos se tomó la segmentación internacional para clasificar los vehículos en tres gamas: los vehículos con la segmentación *SUB B* y *B* se clasificaron como "gama baja"; *B+* y *C* como "gama media"; y *C/D*, *premium* y *sport cars* como "gama alta".

Se tomó el PIB trimestral desde 2000 hasta 2008 para controlar por ingreso de los consumidores, donde se desarrolló una interpolación para hallar el crecimiento mensual. Asimismo, teniendo el número de hogares de la Encuesta Nacional de Hogares para septiembre de 2000 y para mayo de 2005 (Censo), se hizo interpolación con el fin de hallar el número de hogares para cada mes, donde el 80%

¹⁰ Dada la gran carga computacional para calcular la matriz de propiedad $J \times J$ e invertirla, se desarrolló una forma equivalente a ésta y fue calcular la matriz de propiedad para cada mes, y con esto hallar el vector de *markups* para las observaciones correspondientes a cada mes.

¹¹ Se supone que sólo existen dos tipos de transmisiones: automática y manual. Por ende, las transmisiones secuencial, triptronic y multitronic se tomaron como automáticas.

EFFECTOS DE LA CUOTA COLOMBIANA A LA IMPORTACIÓN DE AUTOMÓVILES DESDE MÉXICO

de estos es tomado como el tamaño del mercado de automóviles. Los vehículos de la marca *Geely* fueron excluidos por no estar discriminados por modelo en la base de datos, lo cual hacía imposible la tabulación de sus precios. Los taxis fueron excluidos de la muestra.

Las estadísticas descriptivas están expuestas en el Cuadro 2. Las variables que comienzan con

los caracteres "s." y "sc." son el segundo y tercer término de los instrumentos de la ecuación (19), respectivamente.

VII. Resultados

Los coeficientes α y σ tienen los signos esperados de la ecuación (16), y son significativos al 99% de nivel de significancia. El modelo es robusto para

Cuadro 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS
Número de observaciones: 16.343

Variable	Media	Mínima	Máxima	Desviación estándar	Variable	Media	Mínima	Máxima	Desviación estándar
Ventas	35.15	1.00	1457.00	76.27	s. Automático	14.58	0.00	63.00	13.84
Precio	71359.99	15990.00	676645.00	50099.41	s. Puertas	223.46	21.00	380.00	97.03
Año	2004.72	2000.00	2008.00	2.56	s. C.C	98.44	17.70	225.30	50.17
Trimestre	2.54	1.00	4.00	1.12	s. Europa	14.22	0.00	64.00	22.33
A.A	0.76	0.00	1.00	0.43	s. Asia	12.33	0.00	54.00	16.57
Full equipo	0.79	0.00	1.00	0.41	s. EE.UU.	1.48	0.00	23.00	4.92
Baja	0.28	0.00	1.00	0.45	s. Suramérica	9.47	0.00	39.00	11.75
Media	0.48	0.00	1.00	0.50	s. México	4.13	0.00	28.00	8.50
Alta	0.24	0.00	1.00	0.42	s. Colombia	12.51	0.00	51.00	19.58
Hatchback	0.33	0.00	1.00	0.47	sc. A.A	796.03	752.00	831.00	20.11
Coupe	0.15	0.00	1.00	0.36	sc. Full equipo	820.56	777.00	856.00	18.34
Sedan	0.48	0.00	1.00	0.50	sc. Baja	205.45	178.00	221.00	13.96
SW	0.04	0.00	1.00	0.19	sc. Media	374.63	355.00	400.00	15.80
Automático	0.27	0.00	1.00	0.44	sc. Alta	379.79	308.00	394.00	21.00
Puertas	4.18	2.00	5.00	0.76	sc. Hatchback	292.07	275.00	309.00	10.13
C.C	1.72	0.80	5.00	0.46	sc. Coupe	172.49	153.00	182.00	7.79
Europa	0.21	0.00	1.00	0.40	sc. Sedan	446.57	425.00	470.00	14.79
Asia	0.26	0.00	1.00	0.44	sc. SW	48.74	41.00	51.00	2.87
EE.UU.	0.04	0.00	1.00	0.19	sc. Automático	322.16	274.00	337.00	14.01
Suramérica	0.19	0.00	1.00	0.39	sc. Puertas	3925.36	3770.00	4128.00	97.01
México	0.08	0.00	1.00	0.27	sc. C.C	1916.63	1789.90	1994.90	50.30
Colombia	0.22	0.00	1.00	0.42	sc. Europa	386.58	337.00	401.00	22.63
s. A.A	41.21	6.00	85.00	20.05	sc. Asia	211.40	170.00	224.00	16.88
s. FE	41.65	6.00	85.00	18.28	sc. EE.UU.	33.49	12.00	35.00	5.06
s. Baja	15.27	0.00	43.00	13.82	sc. Suramérica	162.34	132.00	172.00	11.98
s. Media	24.89	0.00	45.00	15.65	sc. México	56.79	33.00	61.00	8.68
s. Alta	13.97	0.00	85.00	20.73	sc. Colombia	109.27	71.00	122.00	19.86
s. Hatchback	16.61	0.00	34.00	10.07	Sj	0.0000042	0.00000013	0.0001667	0.0000089
s. Coupe	9.36	0.00	29.00	7.69	Sjg	0.0173755	0.0001567	0.465	0.0355
s. Sedan	25.95	2.00	48.00	14.70	So	0.9999959	0.999833	0.999999	0.0000089
s. SW	2.22	0.00	10.00	2.83	PIB	59825971.60	47833988.00	70962810.00	7661263.92

un gran número de especificaciones. Los resultados de la estimación de (16) están expuestos en el Cuadro 3¹². La estimación de la demanda se hizo con variables instrumentales y errores estándar robustos. El número de observaciones utilizado

para tal estimación fue de 16.343. Las variables excluidas por problemas de multicolinealidad fueron varios de los instrumentos construidos: las sumas entre la misma marca de las características full equipo, transmisión automática, puertas, aire

Cuadro 3
RESULTADOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA: VI. LOGIT ANIDADO

Variable dependiente: $\ln(s_j) - \ln(s_o)$

Variable instrumentada: precios

Variable	Coefficiente	Valor p	Error estándar (Robusto)
Precio (α)	-3.52e-06	0.000 ***	4.01e-07
$\ln(s_{j/g})$ (σ)	.9769131	0.000 ***	.0016988
$\ln(\text{PIB})$.8279191	0.000 ***	.1210371
Aire acondicionado	.0437645	0.000 ***	.0045943
Full equipo	.0172841	0.001 ***	.0051361
Gama media	.0616715	0.000 ***	.0051911
Gama alta	-1.976946	0.000 ***	.0110273
Hatchback	-.0086008	0.340	.0090121
Sedan	.0288279	0.000 ***	.0065661
Transmisión automática	.0044607	0.365	.0049191
Número de puertas	-.0010324	0.837	.0050203
Centímetros cúbicos	.1660856	0.000 ***	.0230226
Europa	.103364	0.000 ***	.0242678
Asia	.0689299	0.000 ***	.0187316
Suramérica	.0371703	0.071 *	.0205929
México	.0610146	0.002 ***	.0197477
Colombia	.0210656	0.309	.0207052
Año	.0967843	0.000 ***	.0050573
Trimestre	.062592	0.000 ***	.0021009
Constante	-217.2798	0.000 ***	8.070305
Número de observaciones	16343		
Estadístico LR corr. Anderson Canon	940.777	0.0000	
Estadístico Hansen J	3.476	0.1759	

*** Significativo al 99%; ** Significativo al 95%; * Significativo al 90%.

¹² Aunque se utilizaron los indicadores por cada marca como controles, no se pusieron en la Tabla III por el gran número de marcas utilizadas en la regresión. Sin embargo, estos resultados están a disposición del lector bajo petición, al igual que cualquier otro cálculo o resultado.

acondicionado; y la sumatoria entre la competencia de las características full equipo, aire acondicionado, transmisión automática, puertas, hatchback y sedan¹³. Las variables "año" y "trimestre" se utilizaron como controles de ciclos económicos anuales y trimestrales, respectivamente.

Como se puede observar en la parte inferior del cuadro, en el test de subidentificación del modelo (estadístico Anderson Cannon) se rechaza la hipótesis nula al 99% de nivel de significancia, lo cual indica que el modelo tiene la especificación correcta. Asimismo, en el test de sobreidentificación de todos los instrumentos (estadístico Hansen

J)), es evidente que no se rechaza la hipótesis nula, no se rechaza que los instrumentos utilizados son los correctos.

Los resultados de precios con G-3 versus precios sin G-3 están expuestos en los Cuadros 4, 5 y 6. De acuerdo con las preguntas a responder en el trabajo, las respuestas son:

A. Efecto en el mercado doméstico

Como se puede observar en el Cuadro 4, el G-3 redujo los precios del mercado automotriz colombiano en un 1,7% durante el periodo 2005-2008, en

Cuadro 4
PROMEDIO DE LOS PRECIOS
(Ponderados por ventas)

Año	Sin cuota ($P^u_{\text{sin G-3}}$)	Con cuota ($P^u_{\text{G-3}}$)	Cambio porcentual (%) ($P^u_{\text{G-3}} - P^u_{\text{sin G-3}} / P^u_{\text{sin G-3}}$)
2000	47151,651	47151,651	0,000%
2001	48873,9587	48873,9587	0,000%
2002	48564,2461	48564,2461	0,000%
2003	52921,9036	52921,9036	0,000%
2004	51702,4156	51702,4156	0,000%
2005	48952,1359	48610,4956	-0,698%
2006	46410,2973	45913,5429	-1,070%
2007	44423,1881	43545,259	-1,976%
2008	41661,5288	40515,6651	-2,750%
00-04	50211,5116	50211,5116	0,000%
05-08	44944,9496	44180,3661	-1,701%

¹³ Adicionalmente a la exclusión de estas variables, se excluyó una variable por cada característica cualitativa que pudiera sumar uno con otros vectores y, por ende, generara problemas de multicolinealidad perfecta con el vector de la constante de la regresión. Los indicadores excluidos fueron: baja (de gama), coupe y station wagon (de carrocería), Estados Unidos (de origen) y Cinascar, Jaguar y otras (de marca).

el que ha regido la cuota, teniendo como pico el año 2008, cuando redujo los precios en casi un 3%. Se podría afirmar que este efecto no es muy significativo, si se tiene en cuenta que existen choques en el mercado doméstico que afectan los precios en magnitudes mucho mayores, por ejemplo, fluctuaciones en la tasa de cambio nominal.

Como se comentó en la sección II, la justificación de la cuota era reducir el impacto de la liberalización comercial, dada la diferencia en competitividad y tamaño del mercado entre México y Colombia en el caso del sector automotor. Si se tiene en cuenta que en este modelo las firmas domésticas se ven afectadas con el G-3, solamente por la reducción en precios de los automóviles provenientes de México, el efecto del G-3 sobre los precios del mercado no cambia más de 2% cada año. Además, de acuerdo con los resultados

se podría afirmar que la reducción en precios del mercado en 2010, último año en que se aplica la cuota, será aproximadamente 10%.

B. Distribución del efecto sobre el origen de ensamblaje

El G-3 no afectó los precios de los automóviles domésticos ni el de los importados no mexicanos. Como se puede observar en el Cuadro 5, el G-3 redujo los precios sobre los automóviles provenientes de México en un 21,1% durante el periodo de la cuota, teniendo como pico el año 2008, donde redujo los precios más de un 23%. De acuerdo con lo anterior, es posible afirmar que el G-3 ha generado una reducción drástica en los precios de estos automóviles, pues para un consumidor promedio, la opción de comprar un automóvil mexicano es significativamente mejor bajo G-3,

Cuadro 5
PROMEDIO DE LOS PRECIOS: AUTOMÓVILES PROVENIENTES DE MÉXICO
(Ponderados por ventas)

Año	$P^u_{\text{sin G-3}}$	$P^u_{\text{G-3}}$	Cambio porcentual (%) $(P^u_{\text{G-3}} - P^u_{\text{sin G-3}}) / P^u_{\text{sin G-3}}$
2000	94477,7083	94477,7083	0,000%
2001	105184,861	105184,861	0,000%
2002	-	-	-
2003	48135,0759	48135,0759	0,000%
2004	54775,3172	54775,3172	0,000%
2005	60398,2801	50748,467	-15,977%
2006	73107,9708	60350,9013	-17,450%
2007	69051,9594	53558,3095	-22,438%
2008	62915,9084	48260,703	-23,293%
00-04	57053,6832	57053,6832	0,000%
05-08	66308,3767	52295,9197	-21,132%

que sin G-3. Por ejemplo, para comprar el carro mexicano promedio en 2000 se necesitaban más de \$94 millones de pesos a precios de diciembre de 2008, mientras que en 2008 se necesitaban menos de \$49 millones en el escenario con G-3. Asimismo, haciendo una comparación más balanceada, para comprar ese mismo carro en 2008 en el escenario sin G-3 se necesitarían \$63 millones, es decir, más de un 30% con respecto al caso con G-3.

De igual forma, el G-3 hizo que los consumidores tuvieran acceso a vehículos de mayor calidad por un menor valor que el promedio de ese tipo de carros, pues como el resto de marcas extranjeras y domésticas tienen que seguir enfrentando los mismos costos marginales, las marcas mexicanas ven una reducción de sus costos marginales en la diferencia entre el arancel normal y el de la cuota y por lo tanto reflejan este ahorro en los nuevos precios.

Por último, según este modelo, no es posible afirmar que el ahorro que el G-3 generó en la producción marginal de los carros mexicanos importados a Colombia se puede traducir como un aumento en las ganancias de las firmas mexicanas, pues se supone que el markup por modelo siempre es el mismo. Sin embargo, este resultado se puede poner en duda en otros modelos multidimensionales. En este modelo de corto plazo, el supuesto que sólo los precios cambian, puede llegar a ser

muy fuerte si se tiene en cuenta que en la actualidad las ensambladoras ajustan rápidamente su producción de acuerdo con sus expectativas del mercado, y todavía más, en cuatro años que es el periodo evaluado de la cuota¹⁴.

C. Distribución del efecto sobre los segmentos

Como se puede observar en el Cuadro 6, durante el periodo de la cuota, el G-3 ha reducido en un 20,2%, 21,4% y 20,25% los precios de los automóviles provenientes de México pertenecientes a la gama baja, media y alta respectivamente. Sin embargo, vale la pena notar que este no es el caso en cuanto a las variaciones anuales. Se observa que las tasas de variación anuales difieren para una misma gama, por ejemplo para la gama baja, y entre gamas para algunos años. Asimismo, se puede observar que más del 60% de las ventas de automóviles provenientes de México pertenecen a vehículos de gama media, fenómeno que se mantiene en el tiempo (ver Gráfico 4). Así, la reducción de los precios en el contexto del acuerdo del G-3 no depende de la participación de los vehículos mexicanos en cierto segmento, sino de otros factores. Esto implica que el G-3 no es una amenaza para los segmentos donde más se venden los automóviles provenientes de México (es decir, para gama media), sino para todas las gamas.

¹⁴ No obstante, aunque en este modelo se suponga que los markups no cambian, el margen de ganancia de los vehículos sí cambia en el escenario con G-3 frente al escenario sin G-3, pues la derivada del margen con respecto a los precios siempre es positiva en este modelo, aunque no sea lineal, pues un cambio en los costos marginales va siempre en la misma dirección que un cambio en los precios. Sin embargo, aunque es posible utilizar este modelo para observar el efecto del G-3 sobre el margen de ganancia de las firmas, este análisis está fuera del objetivo de este trabajo.

Cuadro 6
PROMEDIO DE LOS PRECIOS: AUTOMÓVILES PROVENIENTES DE MÉXICO
(Ponderados por ventas)

Año	Precio						Cambio porcentual (%)		
	Baja		Media		Alta		Baja	Media	Alta
	$P^i_{sin G-3}$	P^i_{G-3}	$P^i_{sin G-3}$	P^i_{G-3}	$P^i_{sin G-3}$	P^i_{G-3}			
2000	43129	43129	95558,6667	95558,6667	108802	108802	0,000%	0,000%	0,000%
2001	-	-	105184,861	105184,861	-	-	-	0,000%	-
2002	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2003	-	-	48135,0759	48135,0759	-	-	-	0,000%	-
2004	-	-	54775,3172	54775,3172	-	-	-	0,000%	-
2005	48330,1624	42833,7507	59961,2198	50126,703	105581,172	86340,1818	-11,373%	-16,401%	-18,224%
2006	47456,7632	44528,0232	66741,2415	55042,3051	121486,285	97845,9152	-6,171%	-17,529%	-19,459%
2007	63272,3193	41090,7156	63064,5018	49006,5643	101103,514	80495,0643	-35,057%	-22,291%	-20,384%
2008	51537,8099	39761,5205	58563,2445	44499,4877	86057,3284	68184,2443	-22,850%	-24,015%	-20,769%
00-04	43129	43129	56881,7601	56881,7601	108802	108802	0,000%	0,000%	0,000%
05-08	53224,1956	42478,322	61480,7709	48306,2994	98031,2466	78177,1172	-20,190%	-21,429%	-20,253%

VIII. Conclusiones

La cuota de importación de los automóviles provenientes de México ha evitado una reducción no mayor al 2% anual de los precios, ponderando por ventas. Para 2010, la cuota habrá evitado una reducción en el promedio de precios del mercado de aproximadamente 10%. Teniendo esta política un propósito de protección, sin la cuota, las firmas domesticas tendrían que afrontar un 10% menos en el promedio de los precios del mercado, lo cual podría afectar negativamente sus utilidades operacionales de forma significativa.

Por otra parte, los precios de los automóviles domésticos e importados no mexicanos no presen-

taron ningún cambio. La cuota redujo en un poco más de 20% los precios de automóviles mexicanos, reducción que se traduce en un mayor beneficio para los consumidores por un acceso de vehículos de mayor calidad por menor precio. Es interesante observar que la distribución de la reducción de precios sobre los segmentos de vehículos no es uniforme, sino que todos segmentos sufrirían una reducción en caso de que no existiera cuota.

Finalmente, sería interesante utilizar este modelo de equilibrio parcial para evaluar los efectos de la cuota de importación sobre otras dimensiones como ventas, ganancias de las firmas, participación

del mercado, entrada de nuevos modelos, o bien, enriquecer el modelo con efectos indirectos sobre los costos marginales de las firmas domésticas y extranjeras no mexicanas. También, trabajos que

comparen la cuota con otras medidas de política permitirían conocer cuál sería la herramienta de política más eficiente y efectiva.

Bibliografía

- Berry, S. (1994). "Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation". *The RAND Journal of Economics*, 25 (2), 242-262.
- Berry, S., Grilli, V. y López-De-Silanes, F. (1992). *The Automobile Industry and the Mexico - U.S. Free Trade Agreement*. National Bureau of Economics (Cambridge, MA), Working Paper No. 4152.
- Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A. (1995a). *Voluntary Export Restraints on Automobiles: Evaluating a Strategic Trade Policy*. National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA), Working Paper No. 5235.
- _____(1995b). "Automobile Prices in Market Equilibrium" *Econometrica*, 63 (4), 841-890.
- _____(1999). "Voluntary Export Restraints on Automobiles: Evaluating a Trade Policy," *The American Economic Review*, 89 (3), 400-430.
- Bresnahan, T. (1987). "Competition and Collusion in the American Auto Industry: The 1955 Price War," *Journal of Industrial Economics*, 35, 457 - 482.
- Cardell, N. (1991). *Variance Components Structure for the Extreme Value and Logistic Distributions*. Mimeo, Washington State University.
- Dardis, R. y Decker, S. (1984). "The Welfare Loss of the Voluntary Export Restraint for Japanese Automobiles". *The Journal of Consumer Policy*, 18 (1), 47 - 63.
- Echavarría, J. y Gamboa, C. (2001). "Colombia y Venezuela: Reformas de Política Comercial y Ajustes Institucionales Después de la Ronda de Uruguay". *Coyuntura Económica*, 21, 159 -192.
- Feenstra, R. (1984). "Voluntary Export Restraint in U.S. Autos 1980-81: Quality, Employment and Welfare Effects," en Robert E. Baldwin y Anna I. Krueger, eds., *Structure and Evolution of Recent U.S. Trade Policy*. Chicago: University of Chicago Press, 35-59.
- _____(1985). "Automobile Prices and Protection: The U.S.-Japan Trade Restraint". *Journal of Policy Modeling*, 7, 49-68.
- _____(1988). "Quality Change under Trade Restraints in Japanese Autos". *Quarterly Journal of Economics*, 103, 131-146.
- Goldberg, P. (1995). "Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry". *Econometrica*, 63 (4), 811 - 951.
- Griliches, Z. (1971). *Prices Indexes and Quality Change*. Harvard University Press (Cambridge, MA).
- Krishna, K. (1990). *Export Restraints with Imperfect Competition: A Selective Survey*. National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA), Working Paper No. 3244.
- Levinsohn, J. (1994). "International Trade and the U.S. Automobile Industry: Current Research, Issues, and Questions". *Japan and the World Economy*, 6 (4), 335 - 57.
- Mcfadden, D. (1978). *Modelling the Choice of Residential Location*. En A. Karlqvist, et al., eds., *Spatial Interaction Theory and Planning Models*. Amsterdam: North-Holland.
- _____(1981). *Econometric Models of Probabilistic Choice*. En C.F. Manski y D. McFadden eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. MIT Press (Cambridge, MA).
- Nevo, A. (2001). "Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry". *Econometrica*, 69(2), 307-342.
- O'keefe, T. y Haar, J. (2001). *The Impact of MERCOSUR on the Automobile Industry*. The North - South AGENDA, University of Miami (Miami, FL), Working Paper No 50.
- Train, K. (1993). *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*. MIT Press (Cambridge, MA).