

**LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA COMERCIAL:
EL CASO DEL G-3 Y LA CUOTA DE
IMPORTACIÓN EN EL MERCADO
AUTOMOTRIZ COLOMBIANO***

***THE EFFECTS OF TRADE POLICY:
THE CASE OF THE G-3 AND THE IMPORT QUOTA
IN THE COLOMBIAN AUTOMOBILE MARKET***

*Manuel Alejandro Restrepo-Cardona***

*Fecha de recepción: 27 de julio de 2010
Fecha de aceptación: 4 de agosto de 2010*

* Artículo ganador del premio Ulpiano Ayala de la Universidad de los Andes.

* Economista de la Universidad de los Andes y BSM Finance Candidate de la A.B. Freeman School of Business de Tulane University.
Contacto: mrestrep@tulane.edu

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, la cuota no muestra ser la mejor herramienta de política para cumplir los intereses domésticos. 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 autor: industria automotriz, cuotas de importación, automóviles, G-3, Colombia.

Clasificación JEL: F13, F14, L62, D12, D20.

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 evidence 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 is independent of market-shares. Therefore, the import quota does not accomplish the goals of domestic policy-makers. These results are relevant in order to make trade policies in targeted industries and are useful for firms of the Automobile market when they undertake strategic decisions.

Key words author: *automobile industry, import quotas, automobiles, G-3, Colombia.*

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

SUMARIO

Introducción.- I. Antecedentes.- A. El Grupo de los 3 (G-3).- El sector automotriz colombiano.- 1. 1950-1990: ausencia de vehículos importados.- 2. 1990-1998: liberalización comercial.- 3. 1999: recesión doméstica.- 4. 2000-2008: crecimiento del sector.- II. Revisión de la literatura.- III. Marco teórico.- A. Modelo de demanda: elección discreta.- B. Tamaño del mercado y el “bien externo”.- C. Estimación de los niveles medios de utilidad.- D. Modelo de oferta: oligopolio con producción diferenciada.- IV. Metodología empírica: Logit Anidado.- A. Estimación de la demanda.- V. Datos.- VI. Resultados.- A. Efecto en el mercado doméstico.- B. Distribución del efecto sobre el origen de ensamblaje.- C. Distribución del efecto sobre los segmentos.- Conclusiones.- Bibliografía.- Anexos.

INTRODUCCIÓN

El fenómeno de la integración global de los mercados de bienes y factores, más conocido como globalización, representa la tendencia de la economía mundial desde los tiempos posteriores a la Segunda Guerra Mundial. Esta situación resulta evidente al observar cómo una serie de negociaciones han llevado a una baja pronunciada de las tarifas arancelarias en este periodo, que en promedio se ubican en un 4% para los bienes manufacturados. Sin embargo, desde 1970 la globalización ha venido acompañada de un 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 diferentes acuerdos alcanzados 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, para varios sectores, entre ellos el automotriz, se tienen cláusulas especiales.

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 ya habían acordado eliminar de forma bilateral las barreras a la importación de vehículos. Esto implica que el G-3 es relevante en este trabajo únicamente en lo que se refiere a la relación entre México y Colombia.

De manera específica, el presente trabajo tiene como objetivo evaluar el efecto de la cuota de importación de los vehículos provenientes de México 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 al origen de las firmas?, ¿cómo ha sido la distribución del efecto en precios de acuerdo a los segmentos de automóviles?

Cabe resaltar la importancia de esta contribución a la literatura sobre política comercial, en particular para el caso colombiano. Como primer elemento, Goldberg (1995) enfatiza en 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 las firmas 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 de 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. El caso de estudio en este trabajo tiene un perfil muy diferente al caso anterior, pues no sólo los mercados japonés y norteamericano son estructuralmente diferentes al mexicano y al colombiano, sino que el diseño de la cuota diverge en varios aspectos. Finalmente, es escasa la literatura sobre el comercio internacional y el sector automotor en Colombia.

Para desarrollar esta contribución se utiliza un modelo de elección discreta con miras a 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 sección III se reseña 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.

I. ANTECEDENTES

A. EL GRUPO DE LOS 3 (G-3)

El G-3 es un acuerdo comercial firmado entre México, Venezuela y Colombia en junio de 1994, con el objeto 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, reglas sobre 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 ter-

1 Ver una revisión completa de esta literatura en J. Levinsohn, J., *International Trade and the U.S. Automobile Industry: Current Research, Issues, and Questions*, 6 *Japan and the World Economy*, No. 4, 335-357 (1994).

minaría a finales de 2004. No obstante, dado que el acuerdo violaba ciertos intereses nacionales en Venezuela y Colombia debido a 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 específico. Si antes de 2005 no se establecía ninguna estrategia de liberalización para el caso automotor, desde el 1° 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 acordó la conveniencia de una re-negociación del acuerdo, la cual se concretó en este mismo año. Mediante el Decreto 4666 de 2005 del Ministerio de Comercio, Industria y Turismo, se instituyeron 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:

TABLA 1
CUOTA DE IMPORTACIÓN DE LOS VEHÍCULOS CON PBV
MENOR A 4.4 TON. 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 del Ministerio de Comercio, Industria y Turismo.

Desde el 1° 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 durante el tiempo en que rige la cuota, cuando los vehículos provenientes de México excedan dicho cupo tendrán un arancel mayor, el cual estará sujeto a un progresivo proceso de desgravación. En cambio, los vehículos con PBV igual o mayor a 15 toneladas (es decir, camiones y tractocamiones) fueron sujetos a un proceso de desgravación que comenzó el 1° de enero de 1997 y destinado a terminar 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 de 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 dos 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 lección del fenómeno de los Tigres Asiáticos. Por lo tanto, como se comentó con anterioridad, el único efecto del G-3 en el mercado automotriz colombiano consiste en 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 (lo que derivó en el G-2). El segundo suceso fue la decisión del gobierno venezolano de restringir las importaciones de vehículos provenientes de Colombia mediante una cuota de importación, introducida a principios de 2008, política que fue seguida por el gobierno ecuatoriano. La razón de estas restricciones 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 el presente estudio ya 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, y iii) Colombia no respondió con medidas de retaliación, por lo que las políticas de importación de vehículos no cambian en el periodo de análisis.

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.

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

1. 1950-1990: AUSENCIA DE VEHÍCULOS IMPORTADOS

En este periodo, 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, con aranceles hasta del 200%, hacían prohibitivo el acceso a los mismos. 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).

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

2. 1990-1998: LIBERALIZACIÓN COMERCIAL

Como parte de la iniciativa de apertura comercial propuesta por el gobierno Gaviria, varios mercados, entre ellos el sector automotriz, se abrieron al comercio internacional gracias a una importante reducción y hasta 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 del 200% en 1988 al 38.83% en 1992. Esto llevó a una entrada masiva de marcas de vehículos en los tres segmentos del mercado colombiano (es decir, gama baja, media y alta). Por último, esta medida condujo a una disminución promedio en los precios, de US\$23.000 en 1986 a US\$19.000 en 1992, en dólares de 1996.

3. 1999: RECESIÓN DOMÉSTICA

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

4. 2000-2008: CRECIMIENTO DEL SECTOR³

El mercado automotor colombiano experimentó un aumento casi tendencial de las ventas durante los años 2000 a 2007. En 2007 el sector alcanza el pico histórico, al vender 253.036 unidades, además de romper por primera vez la barrera de las 200.000 unidades. En este periodo nuevas firmas de origen

3 Ver el comportamiento de las ventas en las figuras 1 y 2.

asiático y europeo entran al país. En 2008 las ventas caen un 16%, ubicándose en 217.040 unidades. De acuerdo con José Clopatofsky, director de la revista *Motor*, se esperaba una caída en la demanda a 180.000 unidades para 2009 por la crisis internacional.

Por último, es importante observar el comportamiento de los vehículos mexicanos en las ventas colombianas. Como se puede apreciar en la Figura 3, las ventas de automóviles tuvieron un crecimiento importante desde 2005, año en que comenzó a regir la cuota de importación para este tipo de vehículos. Aunque la cuota exhiba un aparente efecto sobre las ventas de los vehículos provenientes de México, no es posible extraer ninguna conclusión objetiva sobre el efecto real de la cuota, y menos en cuanto a precios.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Ver revisión de la literatura sobre evaluación de políticas comerciales en el sector automotriz y ventajas del modelo de elección discreta en la versión completa.

III. MARCO TEÓRICO

A. MODELO DE DEMANDA: ELECCIÓN DISCRETA

El modelo de demanda se expone de forma análoga a la presentación de Berry (1994). En esta presentación se omite el subíndice de tiempo t .

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: $U(x_j, \xi_j, p_j, v_i, \theta_d)$, 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:

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

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

Dado que v_{ij} es un error heterocedástico con media 0, que 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:

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

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, ζ) y los precios p , el consumidor i comprará una unidad del bien j si y sólo si para todo $k \geq 0$ y $k \neq 0$: $U(x_j, \zeta_j, p_j, v_j, \theta_d) > U(x_k, \zeta_k, p_k, v_k, \theta_d)$. 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 .

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:

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

donde $\Phi_j(x, p, \zeta, \theta)$ 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 vehículos y por ende la demanda dependerá únicamente de la diferencia en precios. Así pues, un aumento general de los precios no hará que caiga la cantidad final, al contrario de lo que suponen erróneamente algunos modelos discretos que han sido aplicados al estudio empírico de mercados con productos diferenciados.

En este trabajo M se considera observado de acuerdo a la manera en que Tovar (2005) lo asume. Es decir, como 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.

A. ESTIMACIÓN DE LOS NIVELES MEDIOS DE UTILIDAD

El modelo de elección discreta que se expuso con anterioridad es totalmente tradicional, a excepción del término ζ . 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:

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

En esta ecuación, los precios y las características no observadas ζ están correlacionados. Por ende es necesario utilizar variables instrumentales para corregir dicho 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 el problema, se propone transformar las participaciones del mercado para que las características del producto no observables ζ aparezcan en una forma lineal⁴. Berry (1994) demuestra que para cada vector de las participaciones del mercado observadas, existe uno y sólo un vector de medias de utilidad que explica 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 dicho vector puede ser tratado como conocido y como una transformación no lineal de las participaciones del mercado s . De (2):

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

4 Para conocer en detalle la transformación y la demostración de este proceso, ver la cuarta sección y el apéndice de S. Berry, *Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation*, 25 *The RAND Journal of Economics*, No. 2, 242-262 (1994).

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

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, cada una produce F_j automóviles, de los $j = 1, \dots, J$ diferentes automóviles. Las ganancias de la firma f por el automóvil j están dadas por:

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

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_j 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:

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

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

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

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 (es decir, 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 el 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:

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

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

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

siendo τ_j^d (35%) es el arancel colombiano para los automóviles y τ_{jt}^{G-3} es el arancel de la cuota en el año t ($\tau_j^d > \tau_{jt}^{G-3}$). 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 el G-3. Es decir:

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

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

IV. METODOLOGÍA EMPÍRICA: LOGIT ANIDADO 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 introducir 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 parametrizada 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 . De manera específica, 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:

$$\delta_j(s, \sigma) = x\beta + \alpha p_j + \zeta_j \quad (14)$$

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: el de coeficientes aleatorios completos y el de Logit Anidado. Aunque el primero permite estimar patrones más complejos de demanda, en este trabajo se utiliza el Logit Anidado 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 relación con los resultados obtenidos con coeficientes aleatorios completos.

El Logit Anidado (*Nested Logit*), 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 el mismo. Berry llega a establecer que el nivel medio de utilidad del automóvil j es:

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

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

$$\ln(s_j) - \ln(s_o) = x\beta - \alpha p_j + \sigma \ln(s_{j/g}) + \zeta_j \quad (16)$$

donde s_o y $s_{j/g}$ es la participación del bien externo y la participación del vehículo j en la gama g^5 , 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

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

del mercado y las características de los vehículos, 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 mercado⁶ en el Logit Anidado, donde se obtienen:

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

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

Ver la discusión sobre los instrumentos óptimos utilizados en la versión completa.

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 $s_{j/g}$ (es decir, α y σ respectivamente), los cuales son reemplazados en (17) y (18) para así hallar las derivadas cruzadas y propias de las participaciones con respecto al precio. Después de reemplazar estas elasticidades en la matriz de propiedad⁷, 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 el G-3, se utilizan los costos marginales estimados (esto es, en el escenario con el G-3) y los reemplazamos en (10), (11) y (12) para simular los costos marginales en el caso sin el G-3. Por último, 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 el G-3. Por último, se comparan los vectores de precios de acuerdo a las preguntas a resolver.

6 La ecuación de las participaciones del mercado estimadas no se expone en este trabajo. Tal ecuación está explicada en detalle en el Capítulo 5 de S. Berry, ob. cit., supra nota 4. Por otro lado, K. Train, *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand* (MIT Press, Cambridge, MA, 1993) ofrece una forma para facilitar la derivación de (17) y (18).

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

V. 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 2000-2008, con frecuencia mensual. Esta información está discriminada por marca y modelo. Los precios de los vehículos fueron tabulados de la revista *Motor*. Como la publicación de esta revista 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 las revista *Car and Driver* para los primeros 6 años y la revista *Automóvil* para los 3 últimos años⁸.

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 interpoló para hallar el número de hogares para cada mes, y el 80% de hogares de cada mes se tomó como el tamaño del mercado de dicho mes.

VI. RESULTADOS

Los coeficientes α y σ tienen los signos esperados de la ecuación (16), y son significativos al 99%. El modelo es robusto para un gran número de especificaciones. Los resultados de la estimación de (16) están expuestos en la Tabla 3⁹. 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.

Como se puede observar en la parte inferior de la tabla, en el test de sub-identificación 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 sobre-identificación de todos los instrumentos (estadístico Hansen J), es evidente que no se rechaza la hipótesis nula, lo cual indica que los instrumentos utilizados son los correctos y que los instrumentos excluidos son los idóneos para serlo.

8 Ver mayores detalles sobre la construcción de variables en la edición completa.

9 Aunque se utilizaron dummies por cada marca como controles, no se incluyeron en la Tabla 3 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.

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

A. EFECTO EN EL MERCADO DOMÉSTICO

Como se puede observar en la Tabla 4, el G-3 redujo los precios del mercado automotriz colombiano en un 1,7% durante el periodo 2005-2008, periodo en que rigió la cuota, teniendo como pico el año 2008, donde se redujeron 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 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, la Tabla 2 muestra que el efecto del G-3 sobre las firmas domésticas no es significativo pues aun ponderando por ventas, se puede observar que la reducción de precios en promedio no cambia mucho de año a año, donde corresponde una caída anual en el arancel de la cuota. De acuerdo con esto, se podría afirmar que la reducción en precios del mercado en 2010, último año de aplicación de la cuota, no será mayor a un 10%. Por lo tanto, la cuota no es la mejor herramienta de política comercial para reducir o aplazar los efectos de la liberalización en el mercado automotriz colombiano, pues la diferencia entre los dos escenarios es muy pequeña.

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 la Tabla 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 en 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 con el G-3 que sin el G-3. Por ejemplo, para comprar el carro mexicano promedio en 2000 se necesitaban más de \$94 millones a precios de diciembre de 2008, mientras que en 2008 se necesitaban menos de \$49 millones en el caso con G-3. Asimismo, haciendo una comparación

más balanceada, para comprar ese mismo automóvil en 2008 en el escenario sin el G-3 se necesitaban \$63 millones, es decir, más de un 30% adicional con respecto al caso con el 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 automóviles, 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. De acuerdo con lo anterior, es evidente que la cuota de importación no es la mejor herramienta para evitar la reducción de precios de un origen en específico.

Por último, según este modelo, no es posible afirmar que el ahorro que el G-3 generó en la producción marginal de los vehículos mexicanos importados a Colombia se traduce 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, pues este modelo de corto plazo donde sólo los precios cambian, puede llegar a ser un supuesto muy fuerte si se tiene en cuenta que en la actualidad las ensambladoras ajustan rápidamente su producción de acuerdo a sus expectativas del mercado, y todavía más en cuatro años que es el periodo evaluado de la cuota¹⁰.

C. DISTRIBUCIÓN DEL EFECTO SOBRE LOS SEGMENTOS

Como se puede observar en la Tabla 6, durante el periodo de la cuota, el G-3 ha reducido en un 20,2%, un 21,4% y un 20,25% los precios de los automóviles provenientes de México pertenecientes a la gama baja, media y alta respectivamente.

A la luz de lo anterior, es posible afirmar que no sólo la diferencia en la reducción de precios no es muy diferente entre gamas, sino que la distribución de la reducción de precios no es para nada uniforme, y todavía más si se tienen en cuenta dos elementos fundamentales: i) la Tabla 5 muestra un promedio ponderado por ventas, y ii) más del 60% de las ventas de automóviles provenientes de México corresponden a vehículos de gama media, fenómeno que sí es uniforme en todos los periodos (Figura 3). Por lo tanto, la reducción de los precios bajo el G-3 no depende de la participación de los

10 No obstante que 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, porque un cambio en los costos marginales va siempre en la misma dirección que un cambio en los precios. Aunque es posible utilizar este modelo para observar el efecto del G-3 sobre el margen de ganancia de las firmas, dicho análisis está fuera del objetivo del presente trabajo.

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, los de gama media), sino para todas las gamas, y por ende, ofrece evidencia sobre la falta de eficiencia de la cuota de importación como herramienta para proteger un segmento en específico.

CONCLUSIONES

La cuota de importación de los automóviles provenientes de México no tuvo un efecto significativo sobre los precios del mercado automotriz colombiano, pues la reducción en el periodo en que comenzó a regir la cuota no es mayor al 2%, ponderando por ventas. Asimismo, se espera que en 2010, último año de la cuota, la reducción de precios del mercado colombiano en el escenario con el G-3 *versus* el escenario sin el G-3 no sea mayor al 10%. La cuota no tiene un efecto significativo para frenar el efecto de la liberalización comercial en el sector automotriz, pues ante una reducción anual del arancel para los vehículos mexicanos, la reducción en precios no cambia significativamente, además de la alta concentración que todavía tienen las firmas domésticas y asiáticas en el mercado (Figura 4). Esta conclusión es consistente con los resultados de Goldberg (1995) y BLP (1999) para el caso de las VER de los vehículos japoneses en el mercado automotriz estadounidense.

Por otra parte, los precios de los automóviles domésticos e importados no mexicanos no presentaron ningún cambio. La cuota redujo en un poco más del 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. También es posible afirmar que la cuota no es efectiva para impedir la reducción de precios de los automóviles de un origen específico.

Es interesante observar que la distribución de la reducción de precios sobre los segmentos de vehículos no es uniforme, y por tanto las cuotas de importación no son la mejor herramienta para proteger un segmento específico.

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. No obstante, es evidente que la cuota de importación enmarcada en el G-3 para el caso automotriz no genera los efectos deseados por parte de los hacedores de política, sugiriendo que, en caso de proteger una industria o segmento específico, otro tipo de herramientas, por ejemplo, un arancel equivalente, pueden cumplir mejor tales objetivos.

BIBLIOGRAFÍA

- Berry, S., *Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation*, 25 *The RAND Journal of Economics*, No. 2, 242-262 (1994).
- Berry, S., Grilli, V. y López de Silanes, F., *The Automobile Industry and the Mexico - U.S. Free Trade Agreement* (National Bureau of Economics, Cambridge, MA, Working Paper No. 4152, 1992).
- Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A., *Voluntary Export Restraints on Automobiles: Evaluating a Strategic Trade Policy* (National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, Working Paper No. 5235, 1995a).
- Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A., *Automobile Prices in Market Equilibrium*, 63 *Econometrica*, No. 4, 841-890 (1995b).
- Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A., *Voluntary Export Restraints on Automobiles: Evaluating a Trade Policy*, 89 *The American Economic Review*, No. 3, 400-430 (1999).
- Bresnahan, T., *Competition and Collusion in the American Auto Industry: The 1955 Price War*, 35 *Journal of Industrial Economics*, 457-482 (1987).
- Cardell, N., *Variance Components Structure for the Extreme Value and Logistic Distributions* (mimeo, Washington State University, 1991).
- Dardis, R. y Decker, S., *The Welfare Loss of the Voluntary Export Restraint for Japanese Automobiles*, 18 *The Journal of Consumer Policy*, No. 1, 47-63 (1984).
- Echavarría, J. y Gamboa, C., *Colombia y Venezuela: Reformas de Política Comercial y Ajustes Institucionales Después de la Ronda de Uruguay*, *Coyuntura Económica*, No. 21, 159-192 (2001).
- Feenstra, R., *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* 35-59 (University of Chicago Press, Chicago, 1984).
- Feenstra, R. (1985), *Automobile Prices and Protection: The U.S.-Japan Trade Restraint*, *Journal of Policy Modeling*, No. 7, 49-68.
- Feenstra, R. (1988), *Quality Change under Trade Restraints in Japanese Autos*, *Quarterly Journal of Economics*, No. 103, 131-146.
- Goldberg, P., *Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry*, 63 *Econometrica*, No. 4, 811-951 (1995).
- Griliches, Z., *Prices Indexes and Quality Change* (Harvard University Press, Cambridge, MA, 1971).
- Krishna, K., *Export Restraints with Imperfect Competition: A Selective Survey* (National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, Working Paper No. 3244, 1990).
- Levinsohn, J., *International Trade and the U.S. Automobile Industry: Current Research, Issues, and Questions*, 6 *Japan and the World Economy*, No. 4, 335-357 (1994).
- McFadden, D., *Modelling the Choice of Residential Location*, en A. Karlqvist et al., eds., *Spatial Interaction Theory and Planning Models* (North-Holland, Amsterdam, 1978).
- McFadden, D., *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, 1981).

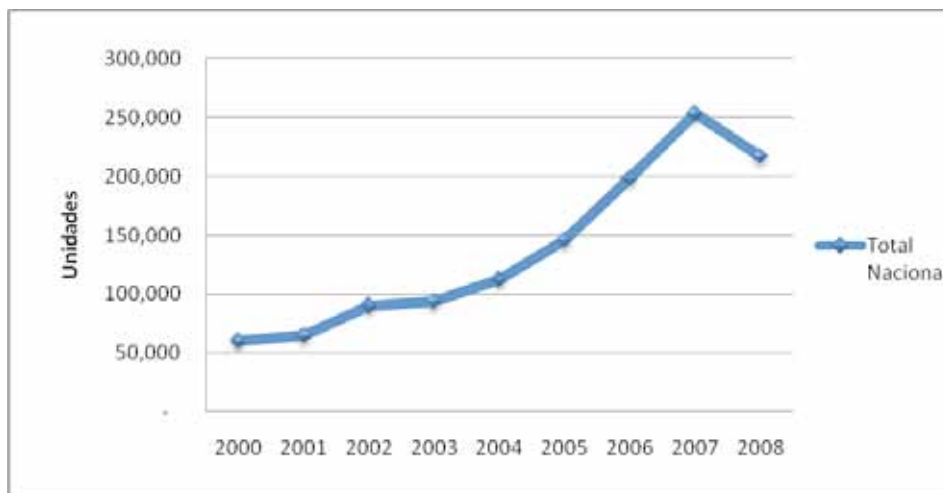
Nevo, A., *Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry*, 69 *Econometrica*, No. 2, 307-342 (2001).

O'Keefe, T. y Haar, J., *The Impact of MERCOSUR on the Automobile Industry* (The North-South Agenda, University of Miami, Miami, FL, Working Paper No. 50, 2001).

Train, K., *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand* (MIT Press, Cambridge, MA, 1993).

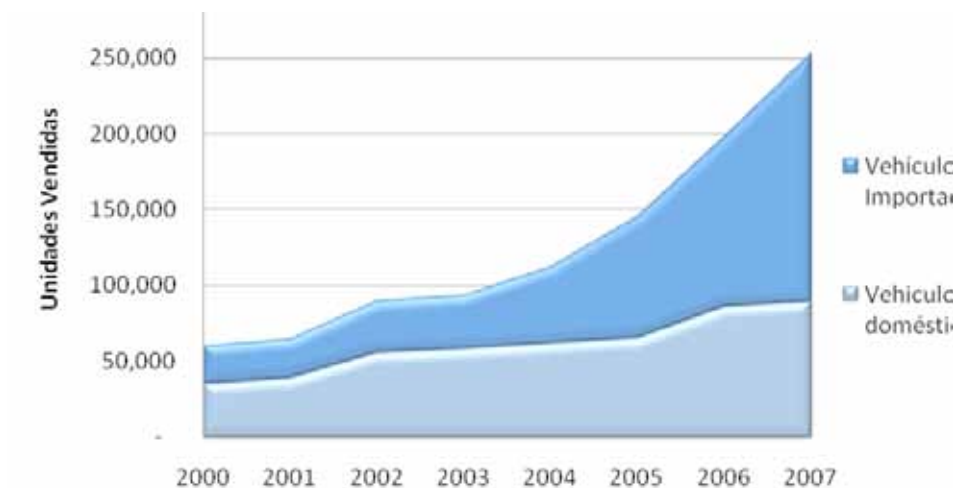
ANEXOS

**FIGURA 1
VENTAS DE VEHÍCULOS EN COLOMBIA
2000-2008**



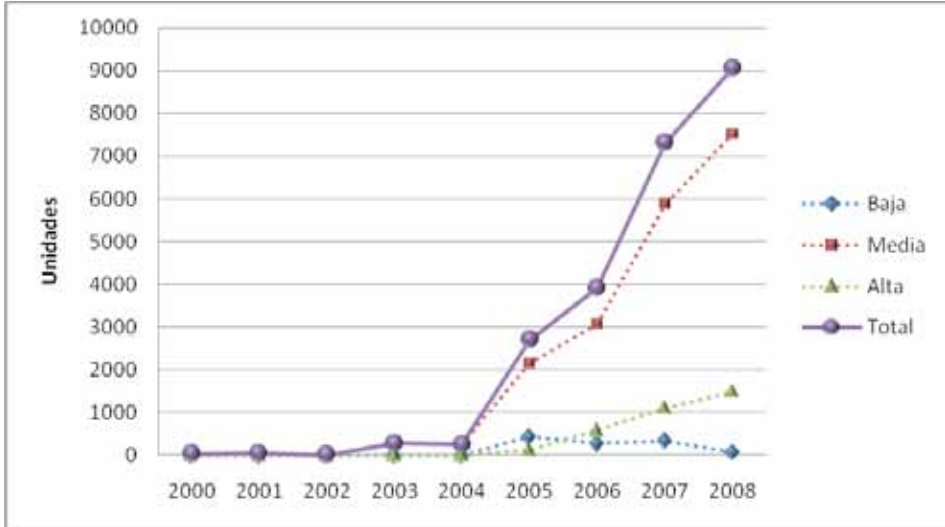
Fuente: Econometría S.A.

**FIGURA 2
PARTICIPACIÓN DEL MERCADO AUTOMOTRIZ COLOMBIANO
2000-2007**



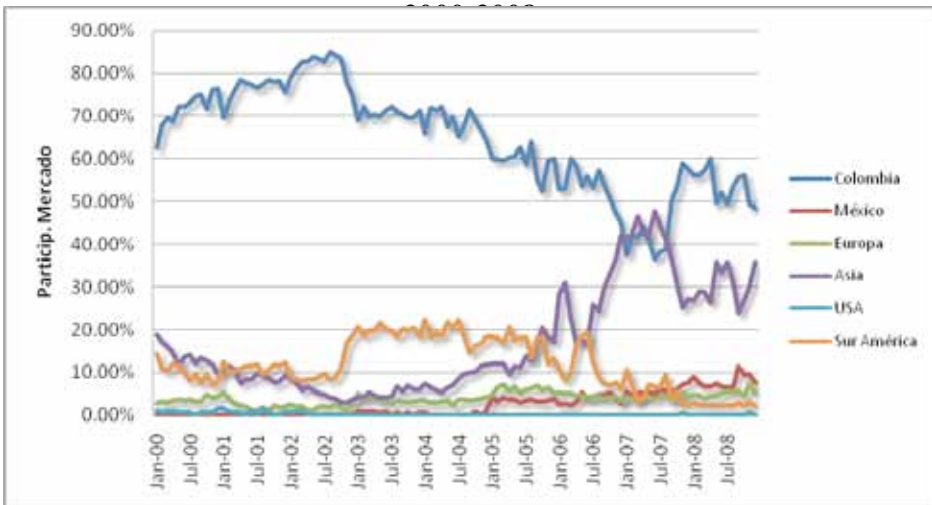
Fuente: Econometría S.A.

FIGURA 3
VENTAS DE AUTOMÓVILES PROVINIENTES DE MÉXICO: POR GAMA 2000-2008



Fuente: Econometría S.A.

FIGURA 4
PARTICIPACIÓN DEL MERCADO DE LOS AUTOMÓVILES EN COLOMBIA Por origen



Fuente: Econometría S.A

TABLA 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS
Número de observaciones: 16.343

Variable	Media	Min.	Max.	Desv. Estándar
Ventas	35.15	1.00	1457.00	76.27
Precio	71359.99	15990.00	676645.00	50099.41
Año	2004.72	2000.00	2008.00	2.56
Trimestre	2.54	1.00	4.00	1.12
A.A	0.76	0.00	1.00	0.43
Full Equipo	0.79	0.00	1.00	0.41
Baja	0.28	0.00	1.00	0.45
Media	0.48	0.00	1.00	0.50
Alta	0.24	0.00	1.00	0.42
Hatchback	0.33	0.00	1.00	0.47
Coupe	0.15	0.00	1.00	0.36
Sedan	0.48	0.00	1.00	0.50
SW	0.04	0.00	1.00	0.19
Automático	0.27	0.00	1.00	0.44
Puertas	4.18	2.00	5.00	0.76
C.C	1.72	0.80	5.00	0.46
Europa	0.21	0.00	1.00	0.40
Asia	0.26	0.00	1.00	0.44
USA	0.04	0.00	1.00	0.19
Sur América	0.19	0.00	1.00	0.39
México	0.08	0.00	1.00	0.27
Colombia	0.22	0.00	1.00	0.42
s. A.A	41.21	6.00	85.00	20.05
s. F.E	41.65	6.00	85.00	18.28
s. Baja	15.27	0.00	43.00	13.82
s. Media	24.89	0.00	45.00	15.65
s. Alta	13.97	0.00	85.00	20.73
s. Hatchback	16.61	0.00	34.00	10.07
s. Coupe	9.36	0.00	29.00	7.69
s. Sedan	25.95	2.00	48.00	14.70
s. SW	2.22	0.00	10.00	2.83
s. Automático	14.58	0.00	63.00	13.84
s. Puertas	223.46	21.00	380.00	97.03
s. C.C	98.44	17.70	225.30	50.17

Variable	Media	Min.	Max.	Desv. Estándar
s. Europa	14.22	0.00	64.00	22.33
s. Asia	12.33	0.00	54.00	16.57
s. USA	1.48	0.00	23.00	4.92
s. Sur América	9.47	0.00	39.00	11.75
s. México	4.13	0.00	28.00	8.50
s. Colombia	12.51	0.00	51.00	19.58
sc. A.A	796.03	752.00	831.00	20.11
sc.Full Equipo	820.56	777.00	856.00	18.34
sc. Baja	205.45	178.00	221.00	13.96
sc. Media	374.63	355.00	400.00	15.80
sc. Alta	379.79	308.00	394.00	21.00
sc. Hatchback	292.07	275.00	309.00	10.13
sc. Coupe	172.49	153.00	182.00	7.79
sc. Sedan	446.57	425.00	470.00	14.79
sc. SW	48.74	41.00	51.00	2.87
sc. Automático	322.16	274.00	337.00	14.01
sc. Puertas	3925.36	3770.00	4128.00	97.01
sc. C.C	1916.63	1789.90	1994.90	50.30
sc. Europa	386.58	337.00	401.00	22.63
sc. Asia	211.40	170.00	224.00	16.88
sc. USA	33.49	12.00	35.00	5.06
sc. Sur América	162.34	132.00	172.00	11.98
sc. México	56.79	33.00	61.00	8.68
sc. Col	109.27	71.00	122.00	19.86
Sj	0.0000042	0.00000013	0.0001667	0.0000089
Sjg	0.0173755	0.0001567	0.465	0.0355
So	0.9999959	0.999833	0.999999	0.0000089
PIB	59825971.60	47833988.00	70962810.00	7661263.92

TABLA 3
RESULTADOS DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA: V.I. LOGIT
ANIDADO

Variable dependiente: $\ln(s_j) - \ln(s_0)$

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
No. 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%.

TABLA 4
PROMEDIO DE LOS PRECIOS (PONDERADOS POR VENTAS)

Año	Sin cuota ($P^u_{\text{sin } G-3}$)	Con cuota (P^u_{G-3})	Cambio porcentual (%) ($P^u_{G-3} - P^u_{\text{sin } G-3}$) / $P^u_{\text{sin } G-3}$)
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%

TABLA 5
PROMEDIO DE LOS PRECIOS:
AUTOMÓVILES PROVENIENTES DE MÉXICO (PONDERADOS
POR VENTAS)

Año	$P^u_{\text{sin } G-3}$	P^u_{G-3}	Cambio porcentual (%) ($P^u_{G-3} - P^u_{\text{sin } G-3}$) / $P^u_{\text{sin } G-3}$)
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%

TABLA 6
PROMEDIO DE LOS PRECIOS: DISCRIMINADO POR GAMA (PONDERADOS POR VENTAS)

Año	Precio						Cambio Porcentual (%)		
	Baja		Media		Alta		Baja	Media	Alta
	P ^m _{sin G-3}	P ^m _{G-3}	P ^m _{sin G-3}	P ^m _{G-3}	P ^m _{sin G-3}	P ^m _{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%