

Efecto de la tasa de cambio y el IVA sobre la demanda de vehículos nuevos en
Colombia

Alejandra Ximena González Ramírez

Trabajo de Grado para optar por el título de Magíster en Economía

Director del trabajo de Grado:

Juan Esteban Carranza

Universidad Icesi

Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas

Santiago de Cali, Octubre de 2013

Contenido

1. Introducción	6
2. Estudios empíricos de estimaciones de demanda	11
3. El mercado de vehículos en Colombia	21
3.1. Datos	22
3.2. La reforma tributaria	29
3.3. Análisis Descriptivo	30
4. El modelo	43
4.1. El lado de la demanda	43
4.1.1. Consumidores homogéneos en su ingreso	46
4.1.2. Consumidores heterogéneos	48
4.2. El problema de las firmas	53
4.3. Algoritmo de estimación	55
5. Resultados	61
5.1. Resultados de las estimaciones	62
5.2. Escenarios contrafactuales	67
5.2.1. Reforma tributaria	70
5.2.2. El tipo de cambio	79
6. Conclusiones	82
Referencias	84

Anexos	89
A. Computo de δ	89
B. Minimización de la función de criterio	91

Efecto de la tasa de cambio y el IVA sobre la demanda de vehículos nuevos en Colombia

Resumen

El objetivo de este documento es evaluar el efecto de los impuesto y de la tasa de cambio en la demanda colombiana de carros nuevos entre 2001 y 2011. El análisis es basado en la estimación de la función de demanda de vehículos de los hogares colombianos. Para esto, se recuperan los parámetros estructurales y luego se evalúa el efecto que tuvo la reforma tributaria de 2006, en la cual se modifico el IVA de los vehículos, y el efecto que habría tenido un incremento permanente de la tasa de cambio. Para esto, se utiliza el modelo propuesto por Berry, Levinsohn y Pakes (1995). De las estimaciones se concluye que la elasticidad precio de la demanda es significativa, que el cambio en la demanda dada la reforma tributaria tiene un efecto muy pequeño en la composición de las ventas de vehículos observadas, y que un incremento del tipo de cambio explica en gran medida la composición de las ventas observadas.

Palabras Claves: *Vehículos, Utilidad del consumidor, Demanda, Impuestos, Aranceles.*

Abstract

The objective of this document is to evaluate the effect of tax policies and the exchange rate on car demand in Colombia between 2001 and 2011. The analysis is

based on an estimation of the demand function for vehicles by Colombian households. For this is necessary to recover the demand's structural parameters, and to use them to evaluate the impact of the 2006 tax reform, which changed the VAT paid for vehicles, and the potential effect that a permanent increase in the exchange rate. To do so, the demand function is estimated following the methodology proposed by Berry, Levinsohn, and Pakes (1995). The estimated parameters imply that the price elasticity of demand is significant, that a change in the composition of sales due to lower taxes is small, and an increase in the exchange rate explains better the composition of the sales than tax reform.

Keywords: *Vehicles, Consumer Utility, Demand, Taxes, Tariffs.*

1. Introducción

Durante los años 2001 a 2011 el mercado de vehículos tuvo un gran crecimiento en ventas y tuvo una participación en las importaciones de alrededor del 15%. Este crecimiento coincide con varias reformas tributarias que afectaron los impuestos de los vehículos y corresponde a un periodo de constante apreciación de la moneda colombiana. En este documento, estimamos la función de demanda de vehículos nuevos de los hogares colombianos usando datos correspondientes a los años 2001 a 2011. Recuperando los parámetros estructurales de la función de demanda estimamos el efecto de los impuestos y la tasa de cambio en la demanda colombiana de carros nuevos en el periodo de estudio. Específicamente, evaluamos el efecto que tuvo la reforma tributaria de 2006, en la cual se modificó el IVA de los vehículos, y el efecto de un aumento permanente del tipo de cambio durante los años de análisis.

Para la estimación de la demanda, la información que consideraremos corresponde a las ventas de vehículos nuevos que no sean de uso público o aquellos que, en principio, no puedan generar un beneficio económico.¹

En el caso colombiano, se ha estudiado la demanda de vehículos de otras formas. Las principales diferencias entre este documento y los demás es el método de estimación y los datos usados. En otros casos, se han hecho análisis descriptivos (León, 2008) y se

¹Siendo más precisos, los carros que incluimos son automóviles (diferentes a taxis), utilitarios (dentro de los que están las camionetas y camperos) y pick-ups. Las ventas de estos vehículos corresponden a más del 70% del total de las ventas en cada año.

han estimado modelos similares al nuestro pero con métodos de estimación diferentes, por ejemplo, el Logit anidado (Restrepo, 2010), el cual es un método de estimación que consiste en establecer un orden de decisión: el individuo elige una característica y condicional en ésta decide otras características más específicas.² La ventaja del método que usamos en este documento son los criterios planteados al momento de estimar el modelo, pues dado estos y de acuerdo con Dubé, Fox y Su (2012) los estimadores que se obtiene con este método son insesgados. Así que, esperamos que además de que los resultados sean insesgados, no dependan del orden de decisión, como sí ocurre en el caso del Logit anidado.

Adicionalmente, el número de observaciones con las que contamos en los datos nos permite realizar estimaciones donde incluimos efectos fijos de año y por modelo, con los cuales capturamos gran parte del problema de endogeneidad que se genera entre los precios y las cantidades demandadas. En otras palabras, dado el número de observaciones, la inclusión de efectos fijos permite capturar la parte de la demanda que se debe a características propias del modelo del vehículo o del año y que genera una correlación entre el precio y la cantidad demandada.

Para la estimación de la función de demanda utilizamos el modelo propuesto por Berry, Lenvinsohn, and Pakes (1995), para referirse a este documento en la literatura

²Para una descripción un poco más detallada sobre otros estudios realizados en Colombia, vea la sección 2

citan BLP. La idea detrás de dicho modelo es resolver un problema de elección discreta, que genera una probabilidad de que la utilidad de comprar un bien sea mayor que la de no comprarlo o la de comprar un bien diferente.

El crecimiento en ventas que se registró entre 2001 y 2011 coincidió con dos reformas tributarias. Una fue en 2002 y la otra en 2006. Justo después de la reforma tributaria de 2006 observamos un cambio en la composición de las ventas de vehículos de acuerdo al cilindraje. Esto en principio nos hace pensar que dicho cambio se debió a que la reforma tributaria dejó de dar un trato preferencial a los carros de cilindraje diferente. Pero además durante estos años el peso colombiano en promedio, anualmente se ha apreciado desde 2003. Considerando la importancia del sector externo en el mercado de carros, las variaciones del tipo de cambio probablemente también pueden haber afectado las ventas de vehículos. Partiendo de estos dos cambios, estimaremos la función de demanda de carros nuevos en el mercado colombiano, para después evaluar sus efectos en las ventas de carros.

Este modelo nos permite estimar la función de demanda para evaluar el efecto que tuvo la reforma tributaria de 2006 en la que se modificó el IVA pagado por la venta de vehículos nuevos, y un cambio permanente de la tasa de cambio. Para el primer caso, construimos un escenario contrafactual donde consideramos qué habría pasado si los precios finales de los carros hubieran reflejado un IVA igual al de 2006, es decir, si no hubiera cambiado. Los resultados encontrados nos permiten afirmar que los pre-

cios habrían sido mayores a los observados, que las cantidades tranzadas en el mercado menores, y el recaudo del gobierno habría sido mayor. Pero el tamaño de los cambios observados dado este escenario contrafactual nos permite concluir que el comportamiento de la demanda no está completamente determinado por el cambio en los precios generado a partir de la reforma tributaria. De hecho, la tendencia de las ventas, independiente de la reforma tributaria de 2006, habría sido muy parecida a la que se observó en realidad.

Considerando que la elasticidad precio de la demanda es alta, y el poco efecto de la reforma tributaria suponemos que el cambio en la composición de las ventas estuvo impulsado por otros factores. Un ejemplo de estos es la revaluación que enfrenta el peso colombiano desde 2003. Así que, evaluamos un segundo escenario contrafactual donde asumimos que el tipo de cambio fue constante e igual al máximo observado en el periodo de estudio (2877,5 COP/USD). Los resultados de este escenario contrafactual nos permiten concluir que el efecto de una apreciación explica mejor el comportamiento de las ventas. De hecho, el resultado relevante en este caso es que un incremento en los precios por un tipo de cambio alto, se habría reflejado en un aumento de la venta de carros con cilindraje bajo y una disminución en la venta de vehículos de mayor cilindraje.

Este documento consta de seis secciones, siendo la primera ésta introducción. La segunda es una revisión bibliográfica sobre estudios empíricos de estimaciones de demanda. En la tercera, hacemos una descripción del mercado automotor colombiano.

En la cuarta sección explicamos el modelo y el algoritmo de estimación. En la quinta, presentamos los resultados y en la última sección exponemos las conclusiones.

2. Estudios empíricos de estimaciones de demanda

La literatura sobre el estudio de la demanda de vehículos supone que la función de utilidad del individuo es probabilística. Estos modelos incorporan la idea de que los individuos se enfrentan a la toma de dos decisiones. La primera es elegir entre comprar o no comprar un vehículo. La segunda es escoger el vehículo a comprar dado que ya eligió comprar uno.³ McFadden (1980) describe los principales modelos de este tipo: Luce (1961), Thurstone (1927), Tversky (1972) y McFadden (1978). La diferencia principal entre este tipo de modelos es la distribución que asumen al modelar la parte de las decisiones de los individuos que son no observadas por el econometrista; lo que confluje en el uso de diferentes metodologías de estimación.

El estudio formal de la demanda de vehículos empírico inicia con Bresnahan (1981). En su artículo seminal, estudia los precios del mercado oligopólico de automóviles en Estados Unidos entre 1977 y 1978. El modelo que utiliza le permite considerar tanto

³Este tipo de modelos tiene la ventaja de permitir considerar casos en los que las elecciones de los individuos no parecen ser completas y transitivas, sin que esto implique suponer individuos no racionales. La explicación a elecciones de los individuos aparentemente no óptimas es que el econometrista no observa todos los factores que afectan las decisiones de los individuos, y que además, los consumidores en realidad no siempre cuentan con información completa en el momento de tomar decisiones. Por lo anterior, se utilizan modelos donde la función de utilidad depende de un componente aleatorio que recoge los gustos de los consumidores que no son observados por el econometrista.

el lado de la demanda como el de la oferta. Los vehículos demandados por los consumidores se diferencian espacialmente de acuerdo con la calidad. La medida de calidad utilizada es una proxy a las especificaciones técnicas del vehículo; como, por ejemplo, la longitud, el peso, el cilindraje, entre otras. El autor supone que los consumidores compran un vehículo o ninguno. Además los consumidores se distinguen unos de otros por sus gustos y su decisión se basa en escoger el vehículo con la calidad más cercana a sus preferencias. Así que la demanda estará determinada por la agregación de las decisiones individuales y no por una cantidad consumida por un agente representativo. Por el lado de la oferta, Bresnahan (1981) considera que las firmas son multi-producto y supone que estas compiten vía precios en un mercado oligopolístico.

A partir del artículo de Bresnahan (1981), se desarrollaron diferentes documentos que estudian empíricamente el mercado de automóviles en Estados Unidos. Por ejemplo, Feenstra and Levinsohn (1995) ampliaron la aplicación de Bresnahan a un escenario donde los productos se diferencian en un espacio de n características del producto. En ese documento ellos usan mínimos cuadrados no lineales para estimar el margen de precios de los productos. Para lo anterior, consideran las n dimensiones en que se diferencian los productos.

Los anteriores modelos se parecen porque corresponden a modelos de elección discreta y por suponer un escenario de diferenciación vertical, es decir, asumen que la calidad de cada producto es diferente y los consumidores distinguen los bienes de alta y baja

calidad. Modificaciones adicionales al documento de Bresnahan (1981), adoptada por varios estudios subsiguientes, cambian los modelos de diferenciación vertical por modelos donde además de que los productos son diferenciados, los consumidores tienen distintas preferencias por cada producto y la clasificación entre productos de alta y baja calidad no es tan clara.

Una forma usual de estimar estos últimos modelos es propuesta por Berry et al. (1995). El modelo que utilizan estos autores es un modelo de coeficientes aleatorios. La base de dicho modelo es el modelo Logit. Existen dos problemas fundamentales al estimar funciones de demanda con modelos Logit, estos son: i) no consideran que existe un problema de endogeneidad de los precios, y ii) los patrones de sustitución no son razonables.⁴ BLP además de usar la solución propuesta por Berry (1994) al problema de endogeneidad de los precios, propone un algoritmo que le permite estimar un modelo de coeficientes aleatorios que soluciona el problema de los patrones de sustitución poco razonables.⁵

Algunas de las extensiones de BLP son Nevo (2001), Petrin (2002) y Goolsbee and Petrin (2004). Nevo (2001) estudia el mercado de cereales con un modelo similar al de BLP, pero con tres variaciones. Primero, tiene suficientes datos para agregar un efecto

⁴Volveremos sobre este tema más adelante, pero por el momento es preciso tener en cuenta que los patrones de sustitución poco razonables ocurren porque estos, en el modelo Logit, dependen sólo de las participaciones de mercado.

⁵Berry (1994) soluciona el problema de endogeneidad de los precios del modelo Logit usando variables instrumentales.

fijo por marca; lo que contribuye a solucionar el problema de endogeneidad de los precios. Segundo, separa los efectos de demanda entre aquellos observados y no observados. Y, tercero, modela la heterogeneidad de los consumidores como una función empírica no paramétrica de los datos demográficos. Petrin (2002) estudia el mercado de carros para ver el efecto de la entrada de las minivans al mercado de vehículos en Estados Unidos. El modelo es similar al utilizado por BLP pero este agrega información a nivel de consumidores. Goolsbee and Petrin (2004) estudian el mercado de satélites de difusión de TV directa. El modelo de elección discreta que utilizan es un probit multinomial que, al no tener una solución analítica, es computacionalmente muy pesado. Sin embargo, este modelo permite obtener patrones de sustitución razonables.

Dentro de las más recientes publicaciones que se basan en la metodología propuesta por BLP esta el documento de Houde (2012) y el de Dubé et al. (2012). En el primer caso, el autor utiliza un modelo de diferenciación horizontal tipo Hotelling para diferenciar a los individuos y estima la función de demanda de gasolina, para evaluar el efecto de las fusiones verticales en este mercado. En el segundo caso los autores hacen un experimento de montecarlo y usan los datos de cereales de Nevo (2001) para probar la robustez del estimador de BLP. Ellos proponen un método de estimación alternativo. Los resultados sugieren que los estimadores usando el método usado por BLP son robustos. Dependiendo de los datos el método alternativo que ellos proponen puede ser mejor en lo que respecta al tiempo de estimación, pero finalmente los estimadores obtenidos en ambos casos son iguales.

Para considerar la heterogeneidad de los individuos y conseguir patrones de sustitución creíbles, este tipo de modelos, además de ser estimados con el método de coeficientes aleatorios, pueden ser estimados utilizando un Logit anidado. Para emplear un Logit anidado se requiere definir un orden de decisión y subconjuntos de características, de tal forma que los individuos deciden respecto a una clasificación general. Condicionados a esas decisiones, ellos eligen dentro de las características más específicas de esos bienes. Cuando se emplea el método de coeficientes aleatorios, como veremos más adelante, se interactúan las características individuales con las de los productos y de esa forma se integra al modelo el gusto de cada individuo por cada característica.

De acuerdo con Grigolon and Verboven (2011) ninguno de los dos métodos, mencionados antes, es mejor que el otro. Estos autores consideran que el más adecuado depende de los datos y del objetivo de la investigación. En cualquier caso, los resultados relacionados con los precios suelen ser robustos. La principal diferencia en términos de resultados son los patrones de sustitución obtenidos. El Logit anidado es mejor cuando las relaciones entre grupos son importantes, pero cuando estas relaciones no son tan claras, los parámetros estimados con el método de coeficientes aleatorios utilizado por BLP son mejores. Consistente con la idea de la importancia de las relaciones entre grupos para estimar un Logit anidado, Tovar (2012), en el contexto de una estimación de la demanda de vehículos, sugiere que este método de estimación tiene una desventaja relacionada con la sensibilidad de los parámetros estimados al orden de los grupos.

En esta misma línea de investigación, se han propuesto otro tipo de modelos. Arguea, Hsiao y Taylor (1994) proponen un modelo no discreto en el que se hace una regresión en dos etapas con datos a nivel del mercado. En la primera etapa, se mapean los precios a la calidad utilizando el método de precios hedónicos. En la segunda, se estima un sistema de demanda y de oferta lineal donde el vector de precios corresponde a los estimados en la primer etapa. Sin embargo, Bajari and Benkard (2005) muestran que este tipo de modelos no permiten recuperar un único patrón de preferencias de los consumidores a menos de que se tenga información sobre todas las características del producto.

En Colombia, el mercado de vehículos ha sido estudiado formalmente desde diferentes perspectivas. Tovar (2012) evalúa el efecto de la liberalización comercial de la industria automotriz colombiana ocurrida durante 1991. Para esto, estima una función de demanda con un modelo de elección discreta que es el generalizado de valor extremo. Este estudio concluye que la liberalización tuvo un impacto significativo en el mercado de vehículos. Por un lado, los precios de los carros disminuyeron y, por otro, los consumidores tuvieron acceso a una mayor variedad de vehículos. Estos efectos se tradujeron en mayores beneficios para los consumidores. La principal diferencia con este documento es que Tovar (2012) dentro de su modelo no considera la interacción entre las características del producto y los gustos de los individuos.

Restrepo (2010) evalúa el impacto del acuerdo comercial “El grupo de los tres” (G-3) en el mercado automotriz colombiano. En este caso, el autor utiliza un modelo de elección discreta parecido al utilizado en este documento, pero lo estima como un Logit anidado. Los resultados implican que el precio de los vehículos cayó 3% y que, como era de esperarse, la principal diferencia se evidencia en el precio de los vehículos de procedencia mexicana.

Finalmente, León (2008) estudia los efectos que tendría en este mercado la unificación del IVA pagado por los vehículos.⁶ Para esto, realiza un estudio descriptivo donde define diferentes escenarios de elasticidades precios de la demanda por segmento, las cuáles le permiten identificar los efectos en el recaudo, dado cambios en el tributo, en cada uno de los escenarios propuestos. Los resultados indican que cuando esta medida afecta el precio final de los vehículos, dejando lo demás constante, los carros más demandados son aquellos cuya tarifa disminuye más. Por el lado de las ensambladoras nacionales, encuentra un efecto positivo debido al incremento en el número de vehículos ensamblados en el país. El efecto en el recaudo del gobierno es ambiguo, pues la disminución del impuesto a la venta de algunos vehículos podría compensarse con el incremento del número de vehículos vendidos. El efecto neto de la medida depende de la elasticidad precio de la demanda. Así, cuánto más elástica sea la demanda de vehículos, mayor será el cambio en el recaudo.⁷ En otras palabras, el efecto en el recaudo depende

⁶Los vehículos en Colombia han sido gravados dependiendo del cilindraje, el lugar de origen y su valor FOB. Para mayor información véase la sección 3.

⁷Además, el incremento en la demanda generará un choque positivo en el recaudo, porque al entrar más vehículos al país los dineros producto de las restricciones arancelarias se incrementan.

de la magnitud de la variación en las cantidades demandadas, dado un cambio en los precios.

3. El mercado de vehículos en Colombia

El mercado de vehículos en Colombia creció entre 2001 y 2011, de hecho, la tasa de crecimiento año a año, en promedio, durante el periodo de estudio fue aproximadamente 20 %. Este mercado se caracteriza por ofrecer una gran variedad de modelos que han ido cambiando a través de los años. El número de compañías que han participado en este mercado durante los últimos años son alrededor de 50. Algunas de las más importantes son: General Motors, Sofasa, CCA, Hyundai, Nissan, Kia plaza y Ford Motor. Aunque hay muchas compañías, el 90 % de las ventas durante los años de estudio (2001-2011) se pueden atribuir a sólo 9 de ellas, por lo que, más adelante, asumiremos que las firmas tienen un comportamiento oligopólico y son multi-producto.

Dentro de los factores que han afectado el mercado de vehículos encontramos las reformas tributarias y la apreciación del peso colombiano. Una vez estimamos la demanda de vehículos, evaluamos el efecto que tuvo la reforma tributaria y el efecto que habría tenido un aumento del tipo de cambio. Por lo tanto, en esta sección describimos los datos, los cambios de las reformas tributarias que afectaron a los vehículos durante el periodo de estudio, y mostramos un análisis descriptivo.

3.1. Datos

La información disponible para estimar el modelo usado en este documento son las ventas al detal entre 2001 y 2011 de los vehículos nuevos que son comprados por los hogares colombianos; es decir, los automóviles y comerciales (sin incluir camiones, doble troques, tractores, buses, taxi, etc); además de algunos atributos de los carros. Estos son el cilindraje, el origen, si son o no ensamblados en Colombia, el segmento al que pertenecen y el precio.⁸ Con esta información construimos un panel (no balanceado) a partir del cuál realizamos todas las estimaciones que fueron necesarias.⁹ Además de las características de los carros, para la estimación del modelo que describiremos en las secciones 4.1 y 4.2, necesitamos información sobre al menos una variable que sirva de instrumento para el precio y sobre la distribución de las diferencias entre los hogares.

Las ventas al detal de vehículos nuevos y sus características son obtenidas de la base de datos de Econometría S.A. En esta base, tenemos información de las ventas de vehículos mensual, el segmento, la marca, la familia (ej. Aveo, Picanto, etc.) y el país de donde es importado el carro.¹⁰ Considerando la pregunta de investigación fue necesario

⁸En este documento cuando se hable de segmento o tipo es porque nos estamos refiriendo a la diferencia entre carros que son automóviles y los demás (comerciales) que son considerados en la muestra utilizada.

⁹Este panel consta de 5367 observaciones de ventas de 490 modelos en promedio durante cada uno de los 11 años. El panel es desbalanceado porque los modelos de carros están entrando y saliendo durante todos los años de estudio.

¹⁰A pesar de la disponibilidad de datos mensuales, en este caso se trabajó con datos anuales para evitar problemas de estacionalidades.

obtener información relacionada con el cilindraje de los vehículos, porque en la base de datos ésta variable no estaba disponible para todos los modelos de carros; así que, fue necesario reconstruirla a partir de la información disponible en la Revista Motor, que es la fuente usada para los precios.

Para los casos en los que la información de la revista Motor no fue suficiente para determinar el cilindraje del vehículo, utilizamos información de los clasificados de venta de vehículos usados para saber el cilindraje de los modelos para los cuales no teníamos esta variable. Lo anterior porque aunque hayan vehículos que se llaman igual en dos años diferentes esto no implica que tengan el mismo cilindraje. Así que, otra fuente para identificar el cilindraje de los vehículos que se vendieron años atrás es: los clasificados de carros usados.

Al considerar el cilindraje establecimos dos categorías de acuerdo al trato diferenciado que se daba a los vehículos en el pago del IVA, los de cilindraje menor o igual a 1400 c.c. y los de cilindraje mayor que 1400 c.c. Dado que la información usada fue construida a partir de dos bases de datos y considerando que hay modelos de carros cuyas ventas son muy cercanas a cero, para tener datos más representativos, las estimaciones las realizamos sólo con la información correspondiente a los modelos que suman 95% de las ventas anuales. Dentro del 5% restante excluido están los vehículos cuyas ventas anuales son muy pequeñas, similar a Berry et al. (1995), donde no se incluyeron carros cuya participación en el mercado era muy pequeña.

Como se menciono antes, los precios se construyeron emparejando la información histórica disponible en la Revista Motor y los datos suministrados por Econometría S.A. La frecuencia de esta revista es quincenal, por eso, se escogió la publicación de la misma en un mes dado o el más cercano que tuviera información sobre el vehículo que se estaba observando, ese mes fue marzo.¹¹ Para evitar ruidos en la estimación usamos precios con año base 2001, además para deflactar la serie de precios disponibles utilizamos el Índice de Precios al Consumidor (IPC).

En las estimaciones usamos una variable instrumental para el precio. Esta es la tasa de cambio real bilateral, que corresponde a cálculos del autor a partir de las series de tasa de cambio nominal de los países versus el dólar y los índices de precios al consumidor disponibles en el Banco Mundial. Para el caso de Chile y de Venezuela los índices de precios fueron obtenidos en la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

La tasa de cambio real bilateral es un buen instrumento para el precio porque recoge las variaciones en el precio dependiendo del país de origen y del año. Los precios y el tipo de cambio real bilateral están correlacionados porque todos los carros vendidos en Colombia, o al menos sus componentes principales, son importados. La diferencia entre unos y otros es si son o no ensamblados en nuestro país. De tal forma que es razonable

¹¹El mes de marzo fue escogido porque es el mes más lejano de septiembre, mes en el que empiezan a salir los nuevos modelos de vehículos así que uno podría esperar alguna distorsión en los precios observados.

pensar que la tasa de cambio real bilateral afecta los precios nacionales. Así que, si asumimos que Colombia es un país pequeño y que tiene un efecto menor en el mercado de carros mundial, es decir, mayores ventas de vehículos en Colombia no genera cambios significativos en los precios extranjeros, entonces podemos afirmar que ésta variable, además de estar correlacionada con los precios, no es endógena (en otras palabras, la tasa de cambio no es determinada por las cantidades de carros vendidas).

Las fuentes para los datos a nivel de consumidores son la Encuesta Continua de Hogares (ECH) hasta el segundo trimestre de 2006 y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para los siguientes años. Esta es una encuesta representativa que es realizada por el DANE. En esta se indaga sobre el nivel educativo, las condiciones de vivienda, los ingresos, los gastos y la situación laboral de los principales miembros del hogar. Usamos específicamente la información correspondiente al número de hogares colombianos, que suponemos es el número potencial de consumidores en el mercado, y el ingreso de cada uno de estos hogares para obtener una distribución empírica del ingreso.

Es importante aclarar que dicha encuesta ha cambiado su metodología en los últimos años, de ahí que, el indicador de ingresos utilizado en este documento es una proxy que no incluye todos los ingresos reportados por los hogares en cada año. Los ingresos utilizados corresponden a la suma mensual de los ingresos laborales de los miembros de cada hogar y la suma mensual de los ingresos correspondientes a otra actividad económica, negocio o ingresos provenientes de fincas o cosechas. El ingreso laboral nos

da una medida de los ingresos de los asalariados y los otros ingresos una medida de la ganancia de los independientes. Sin embargo, es importante tener en cuenta que, dado el cambio en la metodología, intentamos construir un indicador del ingreso para tener una distribución aproximada de las diferencias entre los hogares para cada uno de los años de estudio, de tal forma que aunque el ingreso no está medido exactamente, si esperamos que la distribución que encontremos no este sesgada.

En el análisis descriptivo veremos que los niveles del ingreso parecieran estar afectados por el cambio en la metodología de las encuestas de hogares. Así que los efectos fijos que ponemos por año en la estimación del modelo deberían capturar parte de dicho cambio metodológico. Pero además, suponemos que si bien hubo un cambio metodológico, este cambio debió afectar el nivel de ingreso y no la distribución del mismo, que es lo que importa en la estimación del modelo que vamos a utilizar. De hecho, a partir de los ingresos muestrales (1000 individuos), sin considerar el nivel, encontramos que la distribución muestral observada es sesgada a la derecha, lo que quiere decir que el grueso de los hogares colombianos tienen ingresos bajos; supuesto que es creíble dado los niveles de desigualdad del país.¹²

¹²De acuerdo con la información disponible en el banco mundial, en promedio, el coeficiente de Gini de Colombia ha sido 57,8 durante los años de estudio. De ahí que se mencione que los niveles de desigualdad en el país son altos y tengamos una distribución del ingreso sesgada a la derecha.

3.2. La reforma tributaria

En la Ley 488 de 1998 se establece que el IVA de los vehículos nuevos vendidos en Colombia se cobra de acuerdo a cuatro características: el tipo de vehículo, el cilindraje, el origen y el valor FOB. Los camperos y automóviles de menos de 1400 c.c. de ensamble nacional o andino y los camperos cuyo valor FOB era 30000 USD pagaban 20 %. La tarifa del 45 % se aplicó a los automóviles con valor FOB superior o igual a 40000 USD. El resto de vehículos pagan un IVA del 35 %.

En el año 2002, se puso en marcha una reforma tributaria donde el IVA de los vehículos importados pasó a ser independiente de su origen. La reforma tributaria fue oficializada por la Ley 788 de 2002. De acuerdo con esta, el IVA de los automóviles con valor FOB superior o igual a 40000 USD pasó progresivamente del 45 % al 25 %. Igualmente, ocurrió con el IVA de los vehículos importados con cilindraje menor a 1400 c.c. que paso de ser 35 % (en el caso de los importados) y 20 % (en el caso de los nacionales o andinos) a ser 25 %. Los demás vehículos pagaban una tarifa de 35 %.

Posteriormente, la reforma tributaria del 2006 (Ley 1111 de 2006) contempló tres tratamientos diferentes. Los vehículos con valor FOB mayor o igual a 30000 USD pagan un impuesto de 35 %, los automóviles y los camperos con valor FOB menor a 30000 USD pagan 25 % y 20 %, respectivamente.

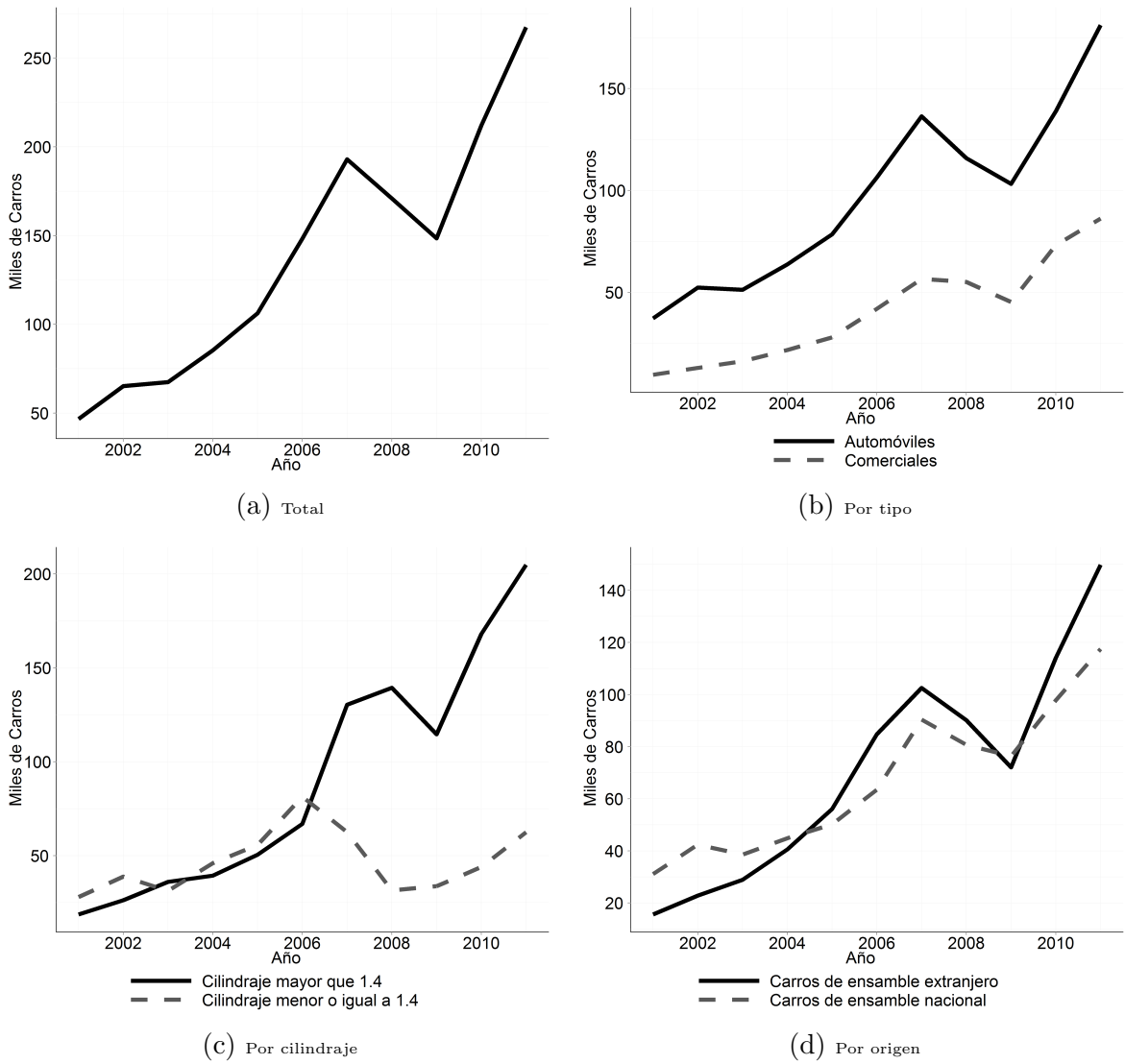
3.3. Análisis Descriptivo

Como se menciona en la sección 3.2, el IVA pagado por los vehículos en Colombia depende del valor FOB y de algunas características de los carros. Estos atributos son el segmento, el cilindraje y el origen. En esta sección, se hará una breve descripción de la composición de las ventas y de los precios de los vehículos de acuerdo con dichas características.

La cantidad de vehículos vendidos en Colombia es proporcionalmente menor a la cantidad de hogares, de tal forma que podemos suponer que este es un mercado potencialmente en crecimiento. De acuerdo con la figura 1a, el mercado de vehículos en Colombia registró un crecimiento en ventas entre 2001 y 2011 de alrededor del 400%. Excepto por la caída en el número de las unidades vendidas entre 2008 y 2009, la tendencia en la venta de vehículos es positiva durante los años de estudio. Probablemente, la única caída de las ventas se debió a la crisis financiera internacional.

El sector automotor se puede dividir en dos segmentos: los automóviles y los vehículos comerciales. Dentro de los comerciales se clasifican los utilitarios (camionetas y camperos) y pick-up. De acuerdo con la figura 1b, en Colombia son más los hogares que dada su restricción presupuestal prefieren comprar automóviles que vehículos comerciales.

Figura 1: Ventas de vehículos nuevos al Detal



FUENTE: Econometría S.A.

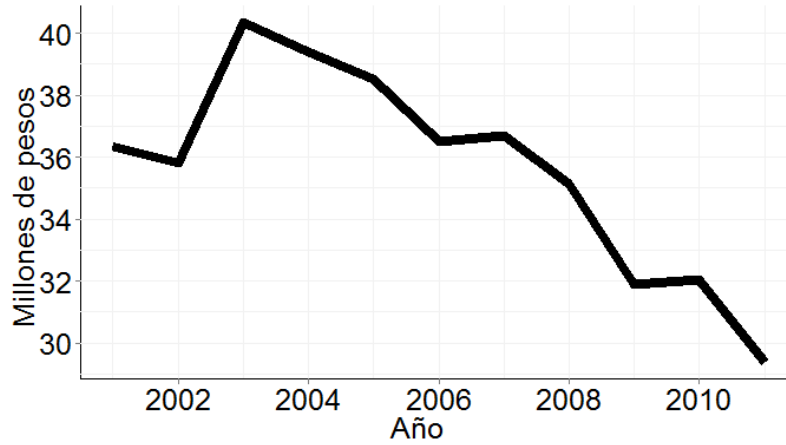
La figura 1c muestra que la venta de carros independiente del cilindraje fue muy parecida hasta el 2006, a partir de este año los carros que más se vendieron fueron los de cilindraje mayor a 1400 c.c. Este cambio coincide con la reforma tributaria de 2006 donde se dejó de dar un trato diferencial a los vehículos con cilindraje menor o igual a 1400 c.c. Esto es un indicio de que este cambio pudo ser causado por el cambio en el impuesto a las ventas de los vehículos. Pero como veremos más adelante, ésta es una afirmación que no podemos confirmar con los resultados de las estimaciones.

El comportamiento de las ventas de los vehículos que fueron ensamblados en el país y los que no, se puede observar en la figura 1d. En esa figura vemos que si bien la tendencia de ambas series ha sido creciente, la cantidad de vehículos de ensamble nacional fue mayor entre 2001 y 2004, y en el 2009. El resto de años ha sido menor que la cantidad de carros de ensamble extranjero que se han vendido.

En términos generales, las cantidades de carros vendidas han estado creciendo durante el periodo de análisis, y que la composición de las ventas se ha modificado un poco.

Del lado de los precios, en la figura 2 mostramos el precio promedio ponderado por las cantidades vendidas en cada año. Esta aproximación permite ver que los precios de los vehículos tuvieron un pico en 2003, y de ahí en adelante han caído en promedio, lo anterior sin controlar por la calidad.

Figura 2: Precio Promedio Ponderado por Cantidades



FUENTE: Econometría S.A.

Dado que el cambio en el IVA de los vehículos no fue igual para todos los carros, un promedio ponderado no es suficiente. Por eso, para caracterizar los precios durante el periodo de análisis, vamos a realizar estimaciones de precios hedónicos. Esta metodología supone que los precios de los bienes pueden ser explicados por cada una de sus características. En este caso, la regresiones de precios hedónicos se basaron en la ecuación (1).

$$P_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \mathbf{X}_{jt} + \theta_t + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

Donde P_{jt} es el precio del producto j en el año t , θ_0 es una constante, \mathbf{X}_{jt} es una matriz de características del producto (entre estas se incluye la tasa de cambio real, el segmento, el país de origen y la marca del vehículo), θ_t es un efecto fijo de año y ϵ_{jt} son las características no observada por el econometrista.

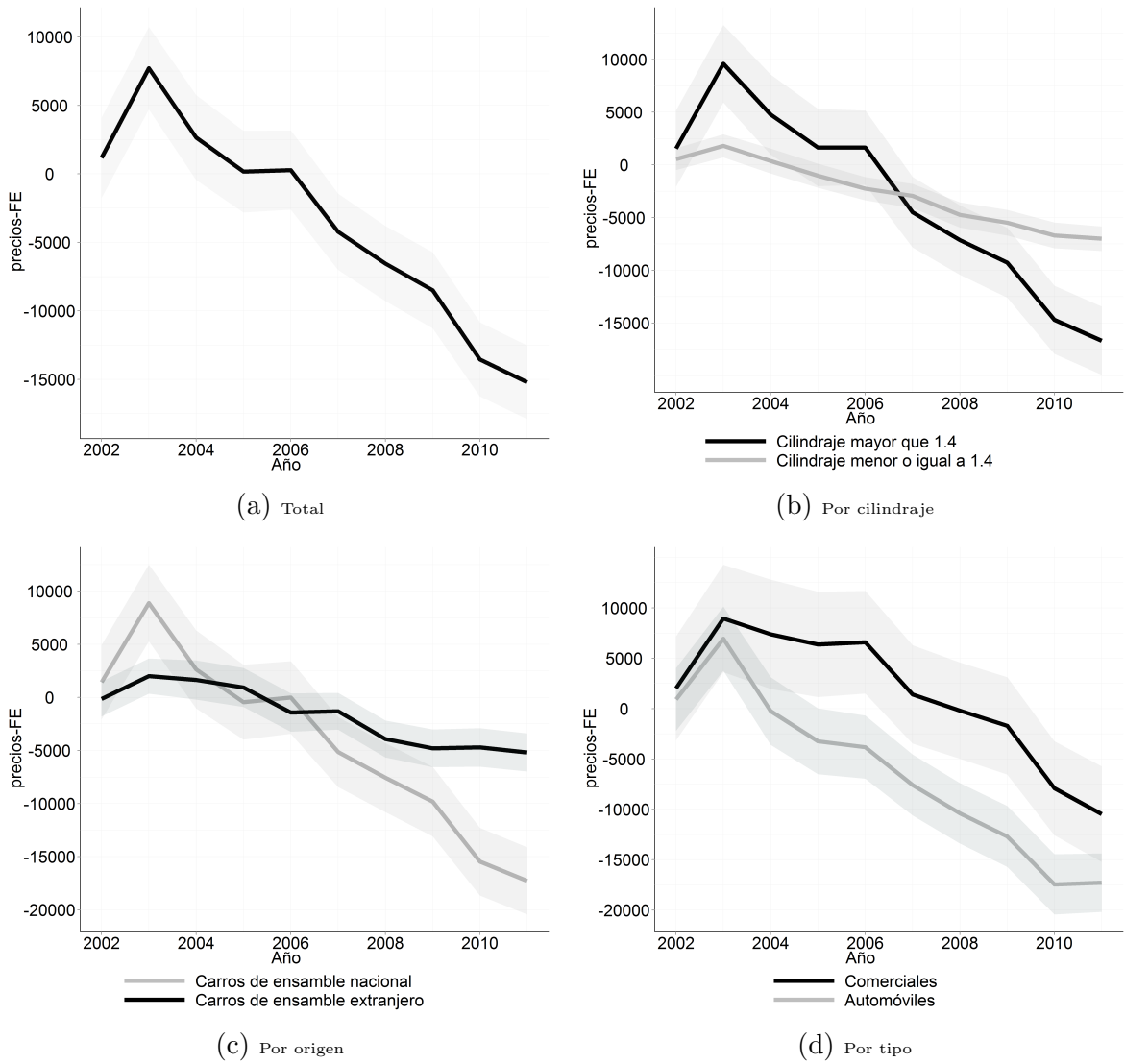
La ecuación (1) fue evaluada para cuatro casos. El primero considera todos los datos. En el segundo, hacemos dos estimaciones, una para los vehículos con cilindraje menor o igual a 1400 c.c. y otra para los de cilindraje mayor a 1400 c.c. En el tercero, también realizamos dos estimaciones, pero en este caso los datos se dividen entre los carros clasificados como comerciales y los automóviles. En el último caso, la distinción que hacemos es entre los vehículos de ensamble nacional y los de ensamble extranjero. Las figuras 3a a 3d muestran los coeficientes asociados al efecto fijo de año de cada una de las estimaciones mencionadas y el intervalo de confianza de estos estimadores a un nivel de significancia del 5 %.

Comparando los precios de los vehículos con los de 2001, el precio en el 2003 fue significativamente mayor, pero en adelante la tendencia ha sido a la baja. De acuerdo con la figura 3a, la caída se ha pronunciado especialmente después de 2005.

En la figura 3b, observamos que el precio tanto de los carros con menor cilindraje como los de mayor cilindraje ha disminuido. Aunque también podemos ver que los cambios y fluctuaciones han sido mayores para los vehículos con cilindraje mayor a 1400 c.c. De hecho, en esta figura observamos que el cambio de los precios de los carros de menor cilindraje es estadísticamente cercano a cero.

Algo similar ocurre con la diferencia entre los precios de los vehículos ensamblados

Figura 3: Diferencia en los precios esperados respecto a 2001



FUENTE: Econometría S.A.

en Colombia y los de ensamble extranjero (ver figura 3c). La variación de los precios de los carros ensamblados en Colombia ha tenido un cambio cercano a cero, mientras que la de los de ensamble extranjero tienden, y principalmente después de 2006, a presentar una mayor caída de los precios.

En cuanto al comportamiento de los precios por segmento (ver figura 3d), lo que es claro es que a partir de 2004, el precio de los carros comerciales ha disminuido estadísticamente menos que el de los automóviles (esto en general después de 2006), aun así su tendencia es parecida.

En resumen, estas figuras nos permiten ver que, por un lado, las ventas agregadas de vehículos crecieron durante el periodo de análisis y que su composición ha cambiado un poco después del 2006; y por otro que los precios han caído sustancialmente entre 2003 y 2011. Por lo tanto, no podemos hacer ninguna afirmación concreta respecto a lo que pasó con el recaudo del gobierno proveniente de las ventas de carros, pues debido al incremento en unidades vendidas se supone debería crecer; pero por la caída de los precios este podría haber caído.

En la tabla 1, mostramos otras variables de interés para el presente documento, estas son: el promedio del ingreso de la muestra utilizada, el tipo de cambio nominal, la participación de los vehículos en el total de las importaciones, la tasa de crecimiento año a año de la entrada de nuevos modelos de carros y un estimado del recaudo del gobierno.

Tabla 1: Otras variables de interés

Año	Ingresos (Millones COP)^a	TRM	Part. (%) Impo.	Crecimiento (%) Modelos	Recaudo (Millones COP)^b
2001	8.5132	2299.77	13.8358		327675.43
2002	8.4089	2507.96	14.8877	1.7650	478765.89
2003	8.9273	2877.50	14.4998	-0.7191	698685.42
2004	8.7276	2626.22	13.8921	0.5539	870101.34
2005	9.3891	2320.77	14.1272	1.9915	1062300.34
2006	10.4477	2357.98	15.3314	1.3710	1433325.12
2007	9.4225	2078.35	16.3226	4.5492	1858041.66
2008	9.3349	1966.26	14.0775	1.9600	1669354.64
2009	8.9412	2156.29	17.3724	-0.9227	1373147.23
2010	9.2540	1897.89	15.6405	4.0745	1987579.82
2011	9.1998	1848.17	18.5863	3.6913	2397141.34

FUENTE: Encuesta de Hogares y Banco de la República.

a: Promedio muestral de los ingresos laborales anuales, año base 2001.

b: Recaudo calculado a partir de los precios sin IVA del modelo de coeficientes aleatorios que incluye el ingreso.

Los ingresos que usamos corresponden a los de 1000 individuos diferentes cada año. El escenario ideal corresponde a utilizar en las estimaciones todas las observaciones posibles de individuos, sin embargo, considerando el tiempo que puede demorarse el computo del algoritmo de estimación decidimos usar una submuestra de 1000 individuos, que aunque no comprende la cantidad total de los ingresos, si genera una distribución similar a la de todos los ingresos disponibles. En promedio, estos ingresos crecieron hasta 2006, en el 2007 caen comparado con el año inmediatamente anterior, y luego la tendencia varía poco. Omitiendo el pico del 2006, los ingresos promedio de los hogares colombianos, según nuestra muestra de 1000 individuos, estuvo entre 8.4 y 9.4 millones de pesos durante el periodo de análisis. En esta parte debemos tener en cuenta la tendencia observada en esta variable durante los años de estudio se puede deber al

cambio de metodología que describimos anteriormente. Sin embargo, esta variable la usamos como un indicador de la distribución del ingreso de los hogares dentro de cada año.

El tipo de cambio nominal muestra la revaluación del peso colombiano entre 2003 y 2011. Esta tendencia decreciente coincide con la caída de los precios de los carros. En las figuras de los precios hedónicos observamos como los precios en promedio y comparado con el año 2001 crecieron hasta el 2003 pero de ahí en adelante han caído. Esto es un buen indicador de la importancia de los precios extranjeros en los precios de los carros vendidos en Colombia. Lo anterior se puede explicar por la dependencia del sector automotor colombiano de las importaciones, pues aunque en Colombia se ensamblan carros, los componentes principales para su ensamble son importados.

En la columna 4 de la tabla 1, observamos la participación del sector automotor en las importaciones totales. Comparando la participación en el 2001 con la de 2011 observamos que ésta se ha incrementado alrededor de 5 puntos porcentuales. En promedio, la participación durante el periodo de estudio fue de 15 %. Aunque en este documento no estamos considerando todo el sector automotor, esto nos permite hacernos una idea de la importancia del sector en el comercio exterior colombiano.

Otra característica importante de este mercado es que aunque en principio los vehículos son para un mismo uso, existen muchos componentes diferenciadores. Cada

característica diferente entre un carro y otro lleva a que estos se clasifiquen en diferentes modelos. En la columna 5 de la tabla 1 mostramos el crecimiento año a año del número de modelos ofrecidos en Colombia durante el periodo de análisis. En promedio, el crecimiento ha sido de 1.8 %, el pico superior fue entre 2006 y 2007 y el inferior entre 2008 y 2009.

Finalmente, en la última columna de la tabla 1 podemos observar el recaudo del gobierno calculado a partir de los precios sin IVA obtenidos con el modelo de coeficientes aleatorios con ingreso. La tendencia que vemos en estos datos es parecida a la de las cantidades vendidas, en general crecieron durante el periodo de estudio, excepto por el año 2009 donde disminuyeron respecto al año inmediatamente anterior.

4. El modelo

El modelo de demanda y oferta usado en este documento es el desarrollado por BLP.¹³ La idea de este modelo es utilizar información disponible sobre características de bienes y de individuos, entre el 2001 y el 2011, para estimar los parámetros estructurales de la función de demanda asociados al precio y a cada uno de los determinantes del equilibrio del mercado. En las siguientes subsecciones describiremos el modelo y el algoritmo de estimación, por simplicidad en todas las ecuaciones se omite el subíndice

¹³Si el lector ya conoce el modelo puede pasar a leer la sección 4.3.

t , que indica que toda la información es anual.

4.1. El lado de la demanda

Suponga un consumidor i cuya función de utilidad depende de un vector de características individuales (ς), de los precios (p_j), de las características (x_j) del producto j , y de un vector de parámetros θ :

$$U_{ij}(\varsigma_i, p_j, x_j, \xi_j; \theta) \quad (2)$$

Cada consumidor i , condicional a que compra un vehículo, elige el carro j cuando la utilidad de comprarlo es mayor que la utilidad de comprar cualquier otro vehículo k (consumidores con diferentes ς toma decisiones diferentes).

$$U_{ij}(\varsigma_i, p_j, x_j, \xi_j; \theta) \geq U_{ik}(\varsigma_i, p_k, x_k, \xi_k; \theta) \forall j \neq k \in \mathcal{J} \quad (3)$$

Este modelo permite considerar la posibilidad de que existan individuos que no compran carro nuevo, es decir, supone que hay un mercado de potenciales compradores de carros, pero son sólo algunos de los individuos los que finalmente deciden comprar un carro. No tener en cuenta esta opción implicaría obtener estimadores sesgados, pues sería equivalente a suponer que la demanda total no cambia; pero este es un supuesto no creíble, ya que la cantidad de vehículos vendidos, en Colombia, durante el 2011 fue más de 4 veces la de 2001.

La función de demanda agregada se deriva al integrar la función de decisión respecto a la distribución poblacional de ς . ς puede seguir una distribución conocida o una distribución empírica que depende de las características de los individuos. Se puede probar que existe un conjunto de elecciones, A_j , que corresponde a todos los valores de ς tales que inducen al consumidor a comprar el bien j .

$$A_j = \{\varsigma : U_{ij} \geq U_{ik} \forall j \neq k\} \quad (4)$$

La participación en el mercado del producto j corresponderá entonces a las decisiones agregadas de los individuos. Asumiendo que los individuos siempre prefieren estrictamente un bien respecto a otro, y dado que $P_o(d\varsigma)$ es la densidad de ς en la población, s_j la participación en el mercado del bien j como función de los $J + 1$ bienes compitiendo en el mercado esta dada por (5). A partir de la participación en el mercado del bien j , y asumiendo que M es el tamaño total del mercado, la demanda del bien j será $M s_j(p_j, x_j, \xi_j; \theta)$.

$$s_j(p, x, \xi, ; \theta) = \int_{\varsigma \in A_j} P_o(d\varsigma) \quad (5)$$

4.1.1. Consumidores homogéneos en su ingreso

El caso más sencillo corresponde a aquel en el que los consumidores son homogéneos en las características individuales. Cuando se habla de consumidores homogéneos en

este documento se hace referencia a consumidores iguales en sus características individuales pero cuyas decisiones son afectadas por un choque aleatorio específico a cada bien y a cada consumidor ($\varsigma_i = \epsilon_{ij}$). Esto implica que su función de utilidad depende de las características observadas y no observadas del producto (x_j y ξ_j respectivamente), del precio (p_j) y de un error idiosincrático (ϵ_{ij}).

$$U_{ij}(p_j, x_j, \xi_j; \theta) = \underbrace{x_j\beta + \alpha p_j + \xi_j}_{\delta_j} + \epsilon_{ij} \quad (6)$$

En la ecuación (6), δ_j representa la utilidad media de los consumidores cuando eligen el vehículo j . Sin embargo, como se mencionó anteriormente, no todos los consumidores deciden comprar un vehículo, así que sin perder generalidad, se supone que la utilidad media de no comprar ningún vehículo puede normalizarse a $\delta_0 = 0$. Por lo tanto, (6) puede reescribirse

$$U_{ij}(p_j, x_j, \xi_j; \theta) = \begin{cases} \delta_j + \epsilon_{ij} & \text{si } i \text{ elige el producto } j = 1, 2, \dots, J \\ \epsilon_{i0} & \text{si } i \text{ no compra ningún vehículo.} \end{cases} \quad (7)$$

Si suponemos que ϵ_{ij} es independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.) valor extremo tipo I, entonces la participación en el mercado del producto j se puede expresar como

$$s_j = \frac{e^{\delta_j}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j}} \quad (8)$$

para $j = 0, 1, \dots, J$ (McFadden, 1974). Análogamente, la participación en el mercado de no comprar será:

$$s_0 = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j}} \quad (9)$$

Para la estimación del modelo se parte de la premisa de que las participaciones de mercado predichas ($s_j(p, x, \xi)$) deben ser iguales a las observadas (S_j), y haciendo una breve manipulación algebraica se encuentra que la utilidad media de los individuos por cada producto j depende de las participaciones del mercado observadas (10).

$$\delta_j = \ln S_j - \ln S_0 \quad (10)$$

Dado que $\delta_j = \alpha p_j + \beta x_j + \xi_j$ entonces es posible tener un modelo donde los parámetros son lineales y estimarlos vía el método de variables instrumentales. El problema con este modelo es que los patrones de sustitución no son creíbles. Este modelo predice que la elasticidad precio cruzada de la demanda depende de las participaciones del mercado de los bienes y del parámetro asociado al precio. Dicho resultado no es creíble porque querría decir que los bienes más sustituibles entre sí son aquellos cuya participación en el mercado es más parecida.¹⁴

¹⁴Piense por ejemplo en un Mercedes Benz de alta gama y el Chevrolet más barato de un color que a nadie le guste, probablemente ambos tengan participaciones en el mercado parecidas, y por lo tanto este modelo permitirá concluir que estos dos vehículos son muy sustituibles. Pero, lo que no se está teniendo en cuenta es que estos dos vehículos en la realidad no son sustituibles, porque las razones por las que no los compran son diferentes; el primero probablemente por restricción presupuestaria y el segundo porque a las personas no les gusta el color.

4.1.2. Consumidores heterogéneos

El caso anterior puede generalizarse con el modelo de coeficientes aleatorios. Este permite a cada individuo tener diferentes preferencias por cada característica observada. La forma de hacerlo es permitiendo la interacción entre las características del individuo y las del producto, así que en este caso la utilidad del individuo i por comprar el producto j está dada por:

$$U_{ij}(\varsigma_i, p_j, x_j, \xi_j; \theta) = x_j \bar{\beta} + \alpha p_j + \xi_j + \sum_r \sigma_r x_{jr} \nu_{ir} + \epsilon_{ij} \quad (11)$$

donde $\varsigma_i = (\nu_i, \epsilon_i) = (\nu_{i1}, \dots, \nu_{ir}, \epsilon_{i0}, \dots, \epsilon_{iJ})$ es un vector de variables aleatorias con media cero que proviene de una función de distribución conocida. La utilidad marginal del individuo respecto a cada característica (r) del producto será $(\bar{\beta}_r + \sigma_r \nu_{ir})$, la cual varía entre los consumidores. Separando la utilidad media de los componentes idiosincráticos como se hizo antes, la utilidad del individuo i al consumir el bien j puede reescribirse como

$$U_{ij}(\varsigma_{ij}, p_j, x_j, \xi_j; \theta) = \delta_j + \mu_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

es decir, la utilidad del individuo i al comprar el bien j dependerá de su utilidad media,

$$\delta_j = x_j \beta + \alpha p_j + \xi_j \quad (13)$$

de una desviación de la media,

$$\mu_{ij} = \sum_r \sigma_r x_{jr} v_{ir} \quad (14)$$

y del término de error idiosincrático, ϵ_{ij} .

Dado que μ_{ij} depende de la interacción entre las preferencias del consumidor y las características del producto, los consumidores que prefieran una determinada característica sobre las demás, tendrán mayor utilidad cuando compren el vehículo que tiene dicha característica. Por ejemplo, los consumidores quienes prefieren los vehículos pequeños, tendrán mayor utilidad cuando compren un vehículo pequeño, y esto permitirá que el grado de sustitución entre los diferentes vehículos pequeños disponibles en el mercado sea mayor. En este caso, entonces, la probabilidad de que el individuo i compre el producto j estará dada por:

$$f_j(v_i, \delta, p, x, \theta) = \frac{e^{\delta_j + \mu(x_j, p_j, v_i, \theta_2)}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j + \mu(x_j, p_j, v_i, \theta_2)}} \quad (15)$$

Considerando que $P_o(dv)$ es la densidad de v , la participación en el mercado del producto j condicionada solamente a las características del producto es

$$s_j(p, x, \xi, \theta, P_0) = \int f_j(v_i, \delta(x, p, \xi), p, x, \theta) P_o(dv) \quad (16)$$

El problema en este caso es que no existe una solución analítica para (16). Una posi-

ble solución, propuesta por Pakes (1986) es resolver el problema vía simulación. Al igual que en el caso de los consumidores homogéneos, la idea es combinar las participaciones del mercado observadas, con la función de participaciones del mercado predichas para resolver δ en función de los parámetros θ :

$$\delta' = \underbrace{\delta + \ln(s_j) - \ln[s_j(p, x, \delta, P_{ns}; \theta)]}_{\delta'} \quad (17)$$

en BLP muestran que este es un “contraction mapping”, el cual tiene una única solución. Esto implica que δ se puede resolver recursivamente. Primero se evalúa el lado derecho de la ecuación (17) para cualquier δ . Con este se obtiene un nuevo δ' , y se repite este proceso hasta que la distancia entre δ' y δ se acerque suficientemente a cero (Para más detalle vea el anexo A). A partir del δ' encontrado volvemos al escenario donde podemos estimar $\delta_j = \alpha p_j + \beta x_j + \xi_j$ vía el método de variables instrumentales.

Hasta el momento sólo se han considerado escenarios donde la utilidad del individuo depende de las características observadas y no observadas de los carros y de una interacción entre las preferencias del consumidor y las características del producto. Dado que los consumidores pueden comprar otros bienes suponemos que la función de utilidad depende también del ingreso, es decir, $\varsigma_i = (v_i, \epsilon_i, y_i)$. Incluyendo este supuesto en el anterior escenario, tendremos que la función de utilidad del individuo está dada por la

relación presentada en la siguiente ecuación:

$$U_{ij}(y_i, s_{ij}, p_j, x_j, \xi_j; \theta) = \gamma y_i + \delta_j + \mu_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (18)$$

En otras palabras, la utilidad del individuo no sólo depende de la utilidad media generada por comprar un carro δ_j y la desviación de la media μ_{ij} ; sino también de su ingreso, el cuál se espera tenga un efecto positivo en la utilidad. En este caso, y_i es el ingreso del individuo i y γ representa la utilidad marginal respecto al ingreso.

4.2. El problema de las firmas

Del lado de la oferta se supone que existen \mathcal{F} firmas en el mercado, donde cada una produce un subconjunto \mathcal{F}_f de productos j . Por simplicidad, y siguiendo a BLP, se supone que el costo marginal de producir los bienes disponibles en el mercado no depende de los niveles de producción, sino que depende linealmente de las características del producto. El costo marginal (cm) del producto j se puede escribir como

$$cm_j = w_j \eta + \omega_j \quad (19)$$

donde η es el vector de parámetros que será estimado, w_j son las características observadas del producto y ω_j son las características del producto que el econometrista no puede observar.

Considerando que la cantidad demanda del producto j está dada por $M s_j(p, x, \xi; \theta)$ entonces la función de beneficios de la firma f es:

$$\Pi_f = \sum_{j \in \mathcal{F}_f} (p_j(1 - t_j) - cm_j) M s_j(p, x, \xi; \theta) \quad (20)$$

Suponiendo que este es un oligopolio multi-producto y que las firmas compiten en precios, entonces la j -ésima condición de primer orden que maximiza la función de ganancias de la firma es:

$$s_j(p, x, \xi; \theta) + \sum_{j \in \mathcal{F}} (p_k - cm_k) \frac{\partial s_k(p, x, \xi; \theta)}{\partial P_j} = 0 \quad (21)$$

de tal forma que si se define una matriz Ω_{jk} de J por J :

$$\Omega_{jk} = \begin{cases} -\frac{\partial s_k}{\partial P_j} & \text{si } k \text{ y } j \text{ son producidos por la misma firma} \\ 0 & \text{En otros casos} \end{cases} \quad (22)$$

la condición de primer orden se puede expresar matricialmente de la siguiente manera:

$$\bar{s}(p, x, \xi; \theta) - \Omega(p, x, \xi; \theta)[\bar{p} - \bar{c}m] = 0 \quad (23)$$

Resolviendo para los precios en función de los costos y del margen de ganancias se tiene:

$$\bar{p} = \bar{c}m + \Omega^{-1}(p, x, \xi; \theta)\bar{s}(p, x, \xi; \theta) \quad (24)$$

así que es posible definir el margen de ganancias $b(p, x, \xi; \theta)$ en función de los parámetros del sistema de demanda y del vector de precios de equilibrio del mercado.

$$b(p, x, \xi; \theta) = \Omega^{-1}(p, x, \xi; \theta) \bar{s}(p, x, \xi; \theta) \quad (25)$$

A partir de la condición de (23) y (25), podemos sustituir los costos marginales en (19) para obtener la ecuación de precios que será estimada.

$$\bar{p} - b(p, x, \xi; \theta) = w_j \eta + \omega_j \quad (26)$$

4.3. Algoritmo de estimación

A partir del modelo económico descrito en las subsecciones anteriores se definieron cuatro escenarios. La diferencia entre cada uno de ellos son los supuestos realizados respecto a los consumidores.

Para todos los casos se supone que los individuos se diferencian unos de otros por un choque aleatorio que asumimos es i.i.d. valor extremo tipo I. En el caso más simple, que corresponde al modelo mostrado en la sección 4.1.1, suponemos que el error idiosincrático es la única diferencia entre los consumidores. La función de utilidad relevante, cuando el individuo decide comprar un carro, es la mostrada en la siguiente ecuación:

$$U_{ij} = \delta_j + \epsilon_{ij} \quad (27)$$

En el segundo caso, asumimos que los individuos se diferencian porque tienen preferencias distintas respecto a cada una de las características del producto. Para esto, suponemos un escenario donde hay mil individuos cuya preferencia por las características se encuentran descritas por la interacción entre los atributos del producto y un choque aleatorio que suponemos es normal estándar. Esto hace referencia a lo que llamamos la desviación de la media (sección 4.1.2). Por simplicidad, y dado el objeto de estudio de este documento se decidió interactuar solamente una característica, esta es el cilindraje de los vehículos. La utilidad del individuo de comprar un carro en este caso se presenta en la siguiente ecuación:

$$U_{ij} = \delta_j + \mu_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (28)$$

En el tercer escenario, los consumidores se diferencian porque suponemos una distribución del ingreso a partir de los datos disponibles en la encuesta de hogares. Para esto, escogemos una muestra aleatoria de mil consumidores. De tal forma que si Y_i representa el ingreso del individuo i , la utilidad asociada al individuo que compra un carro se puede expresar como en la siguiente ecuación:

$$U_{ij} = \delta_j + \gamma Y_i + \epsilon_{ij} \quad (29)$$

En el último escenario, que es el más completo, se incorporan todos los anteriores supuestos. Los individuos se diferencian por un choque aleatorio i.i.d. valor extremo

tipo I, las preferencias de los individuos por el cilindraje del vehículo y los ingresos de los consumidores son diferentes. La función de utilidad en este caso se puede ver en la siguiente ecuación:

$$U_{ij} = \delta_j + \mu_{ij} + \gamma Y_i + \epsilon_{ij} \quad (30)$$

Las variables que utilizamos para caracterizar los gustos del individuo son el ingreso (Y_i) y un vector de variables aleatorias (v_{ir}) que determina la desviación de la utilidad media de los individuos. Para el ingreso hicimos un muestreo aleatorio simple con reemplazo de 1000 de los hogares reportados en la ECH y la GEIH. Y v_{ir} es una variable aleatoria que proviene de una distribución normal estándar y que está definida como un choque aleatorio que cambia a través de los mil consumidores y de las características de los productos.

Para todas las estimaciones realizadas se consideraron como características del producto si él era o no ensamblado en Colombia, el país de origen, el cilindraje, el tipo de vehículo (comercial o automóvil) y el precio.¹⁵ La variable dependiente son las participaciones de mercado de cada modelo en cada año. Dado que los precios y las participaciones en el mercado son decisiones que se establecen simultáneamente, podemos hablar de que existe un problema de endogeneidad, así que utilizamos la tasa de cambio real bilateral como variable instrumento para el precio.

¹⁵En los resultados el cilindraje se denomina como $CC < 1400$ y es una dummy que toma el valor de 1 cuando el cilindraje del vehículo es menor o igual a 1400 c.c. y 0 en caso contrario.

Si bien el econometrista no conoce ξ_j , las firmas y los consumidores sí lo hacen. Esto genera un problema de endogeneidad similar al que observamos en el análisis de demanda y oferta con bienes homogéneos y consumidores representativos (Greene, 2012a). En este mercado, ξ_j puede representar características como el prestigio, la reputación, aspectos del estilo, pasadas experiencias, entre otras. Aunque no conocemos estas variables, ellas afectan los precios. No incluirlas genera un problema de endogeneidad porque el precio y la utilidad media δ dependen de esas características no observadas. Es decir, estas dos variables se están determinando simultáneamente.

La tasa de cambio real bilateral es un buen instrumento para el precio porque recoge las variaciones en el precio dependiendo del país de origen y del año. Los precios y el tipo de cambio real bilateral están correlacionados porque todos los carros vendidos en Colombia son importados, la diferencia entre unos y otros es si son o no ensamblados en nuestro país, de tal forma que es razonable pensar que la tasa de cambio real bilateral afecta los precios nacionales. Así que asumiendo que Colombia es un país pequeño y que tiene un efecto muy pequeño en el mercado mundial, es decir, mayores ventas de vehículos en Colombia no tiene efectos significativos en los precios extranjeros, entonces podemos afirmar que ésta variable, además de estar correlacionada con los precios, no es endógena (en otras palabras, la tasa de cambio no es determinada por las cantidades de carros vendidas).

Además de usar el tipo de cambio real bilateral como instrumento para el precio,

incluimos, efectos fijos por año y por modelo, lo que nos permite también recoger parte de la heterogeneidad no observada que pueda estar incrementando el problema de endogeneidad.

A partir del modelo económico y considerando la disponibilidad de información, utilizamos un método numérico. La idea del método numérico utilizado es hacer una búsqueda aleatoria acelerada (Appel, Labarre y Radulovic, 2003) (para mayor detalle sobre el método de estimación revise el anexo B).

Suponiendo que \mathbf{Z} es una matriz de $n * (k + 1)$ donde n es el número de observaciones y $k + 1$ son las k variables explicativas más la variable instrumento, entonces los $k + 1$ momentos muestrales estarán dados por:

$$\bar{m}_k = \begin{pmatrix} \mathbf{Z} \\ \mathbf{Z} \end{pmatrix}^t * \begin{pmatrix} \bar{\xi} \\ \bar{\omega} \end{pmatrix} \quad (31)$$

y la función objetivo que evaluaremos, asumiendo que la matriz de ponderaciones es la identidad, será:

$$\min_{\bar{\alpha}, \bar{\gamma}, \bar{\sigma}} Q = \bar{m}_k^t \bar{m}_k \quad (32)$$

De tal forma que los parámetros estimados corresponderán a aquellos que minimicen la anterior función de criterio.

5. Resultados

En esta sección presentamos los resultados de los parámetros estimados con los cuatro modelos propuestos en este documento. A partir de estas estimaciones mostraremos un análisis contrafactual. De estos resultados debemos resaltar que de acuerdo a las estimaciones, el cambio en la composición de las ventas no se debió al cambio del IVA como se habría podido pensar de los resultados mostrados en la sección de estadísticas descriptivas, sino probablemente a la caída de la tasa de cambio.

5.1. Resultados de las estimaciones

En la tabla 2 mostramos los coeficientes estimados asociados a la utilidad del individuo en cada uno de los cuatro modelos. En la columna 2 están los resultados del modelo de consumidores homogéneos, en la 3 el modelo con ingreso, en la 4 el modelo de coeficientes aleatorios sin ingreso y en la 5 el modelo de coeficientes aleatorios incluyendo el ingreso.

Tabla 2: Parámetros Estimados

	Sin Ingreso	Con Ingreso	CA-Sin Ingreso	CA-Con Ingreso
Precio	-0.062546***	-0.062546***	-0.063170***	-0.082225***
CC<1400	-0.525545***	-0.525545***	4.815370***	7.272091***
Ingreso		1.164170***		4.300417***
σ			3.476991***	6.236094***

FUENTE: Cálculos propios

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

En la tabla 2 observamos que todos los coeficientes de interés son significativos al

1%.¹⁶ Los signos del precio, el ingreso y el coeficiente aleatorio son los esperados e indican el cambio en la utilidad media dado un cambio en la magnitud de cada uno de ellos. El coeficiente asociado al precio muestra cuánto disminuye la utilidad media cuando se incrementa el precio de los vehículos. El del ingreso se puede interpretar como el incremento en la utilidad del individuo cuando el individuo tiene un mayor ingreso. El estimador asociado a σ es la magnitud de la desviación de la utilidad media dada una característica del vehículo, que en este caso es una variable dummy que toma el valor de 1 cuando el cilindraje del vehículo es mayor a 1400 c.c. y 0 en caso contrario, así que este coeficiente es la diferencia en el aumento de la utilidad cuando el vehículo es de cilindraje alto versus cuando el carro es de cilindraje bajo.

El coeficiente asociado al cilindraje puede ser positivo o negativo dependiendo del modelo ($CC < 1400$), y lo que dice es la diferencia en la utilidad cuando el vehículo que compra el individuo es de cilindraje menor o igual a 1400 c.c. versus la utilidad de cuando el vehículo comprado tiene un cilindraje mayor a 1400 c.c. La diferencia en el signo de este último coeficiente la podemos atribuir a la ausencia del término que hemos denominado la desviación de la media, pues al no incluir este componente aleatorio, estamos suponiendo que en alguna medida los patrones de sustitución entre los vehículos

¹⁶El estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros que utilizamos está basado en la matriz de varianzas y covarianzas consistente propuesta por White (Para mayor información ver Greene (2012b)). Este estimador nos permite afirmar que los coeficientes estimados en los cuatro modelos son significativos. El método utilizado en este caso es el empleado usualmente cuando se hacen estimaciones con el método de momentos. En este tema aún no hay un consenso respecto a la mejor forma de estimar la matriz de varianzas y covarianzas pues los errores estándar que se obtienen son números muy pequeños.

dependen sólo de las participaciones del mercado, dejando de lado la preferencia individual por el cilindraje.

Dado que las utilidades son ordinales, para ser más precisos computamos para cada modelo la elasticidad precio de la demanda durante cada año. Estos resultados se presentan en la tabla 3.

Tabla 3: Elasticidad Precio de la Demanda

Año	Sin Ingreso	Con Ingreso	CA-Sin Ingreso	CA-Con Ingreso
2001	2.231	0.227	2.247	0.227
2002	2.195	0.174	2.208	0.139
2003	2.468	0.250	2.480	0.143
2004	2.407	0.359	2.418	0.398
2005	2.351	0.265	2.362	0.194
2006	2.222	0.154	2.225	0.149
2007	2.224	0.149	2.221	0.052
2008	2.134	0.274	2.112	0.279
2009	1.944	0.218	1.924	0.181
2010	1.944	0.159	1.925	0.103
2011	1.778	0.183	1.753	0.120
Todos los años	2.097	0.206	2.088	0.162

FUENTE: Cálculos propios

De acuerdo con la tabla 3, cuando consideramos los modelos sin ingreso (Columnas 2 y 4) la elasticidad precio de la demanda en valor absoluto es mayor que 1, lo que significaría que la demanda es elástica al precio, e indicaría que pequeños cambios en los precios generan un gran impacto en las cantidades vendidas. Pero una vez consideramos el ingreso (columnas 3 y 5), la elasticidad precio de la demanda es menor que 1, es decir, grandes cambios en los precios llevan a cambios “pequeños” en el nú-

mero de unidades vendidas. Estos cambios son de alrededor del 5% y del 40% dada una disminución del precio en 1%. Así que en cualquiera de los cuatro modelos un cambio de precios genera un cambio considerable en el número de unidades vendidas. Sin embargo, al parecer el ingreso tiene un efecto bastante significativo en la sensibilidad de la demanda al precio, pues una vez se incluye el ingreso, la elasticidad precio de la demanda es aproximadamente 10 veces menor que cuando no se incluye el ingreso.

Teniendo en cuenta que los consumidores pueden destinar su ingreso a la compra de vehículos u otros bienes es de esperarse que la elasticidad precio de la demanda de carros disminuya al incluir el ingreso en la estimación, pues el gasto que representa la compra de un carro en el ingreso del hogar es significativamente mayor que el que representa la compra de otros bienes. De tal forma que, al no incluir el ingreso, no estaríamos considerando el resto de bienes, ni alguna restricción presupuestaria. En estos casos la elasticidad precio estimada estaría sesgada hacia arriba como ya habíamos dicho antes.

En general, lo que podemos observar de estos resultados es que el coeficiente del precio es menos sesgado hacia cero en la medida que el modelo es más completo. Además si suponemos que este es un mercado con algún poder de fijación de precios, y dado el tipo de bienes que son los carros, las elasticidades más creíbles son las de los modelos con ingreso. En otras palabras, esas elasticidades reflejan un menor cambio en las cantidades demandadas cuando cambian los precios, lo que nos lleva a pensar que las firmas probablemente tienen un mayor poder de fijación de precios, como lo

suponemos desde el comienzo en este documento. Y además estas elasticidades reflejan la naturaleza de estos bienes, pues los vehículos podrían ser considerados bienes de lujo o bienes durables dado su precio.

Excepto por el coeficiente asociado con la dummy $CC < 1400$, los resultados de los estimadores son similares con los cuatro modelos, aunque esto conlleva a que las elasticidades precio encontradas puedan diferir bastante si se incluye o no el ingreso en las estimaciones. Dado lo anterior, para el análisis contrafactual utilizamos los dos modelos de coeficientes aleatorios y comparamos los resultados con cada uno de ellos.

5.2. Escenarios contrafactuales

En esta sección evaluaremos dos escenarios contrafactuales: i) el comportamiento de las ventas que se habría observado si en 2006 no se hubiese dado la reforma tributaria, de tal forma que el IVA pagado por los vehículos se hubiera mantenido igual al del 2006 y ii) el comportamiento de las ventas si el tipo de cambio se hubiera mantenido constante e igual a 2877,5 COP/USD.

En el escenario de la reforma tributaria, lo que hacemos es suponer que los precios finales que se habrían observado entre 2007 y 2011, de los carros que fueron afectados por dicha reforma, reflejan el IVA que había hasta 2006. En el segundo escenario, lo que suponemos es que los precios finales de los carros fueron mayores producto de un tipo

de cambio aproximadamente igual a 2800 COP/USD durante todos los años de estudio.

Para este análisis debemos identificar cuál fue el arancel y la tarifa de IVA pagada por cada vehículo. En el caso del arancel, con la información disponible en el arancel de aduanas, las notas aclaratorias de los acuerdos comerciales puestos en vigencia en el periodo de análisis y el lugar de origen del vehículo es suficiente. Pero para el caso del IVA es necesario conocer el valor FOB de los carros, que es una variable con la que no contamos. Por lo tanto, supondremos que el costo marginal es igual al valor FOB más el arancel ($CM_j = FOB_j(1 + \tau_j^*)$), asumiendo que $cm_j = CM_j$, entonces tenemos que el valor FOB estará dado por la ecuación (33). Así que a partir de esta información y de la de las características del vehículo es posible identificar el IVA del vehículo.

$$F\hat{O}B_j = \frac{p - b(p, x, \hat{\xi}; \hat{\theta})}{1 + \tau_j^*} \quad (33)$$

Pero existe una complicación adicional, y es considerar el hecho de que los precios utilizados incluyen IVA. En cuyo caso, al resolver las condiciones de primer orden del problema de optimización de la firma y encontrar la ecuación de precios, realmente estamos obteniendo

$$(p - b(p, x, \xi; \theta)) * (1 + \tau_j) = w_j\eta + \omega_j \quad (34)$$

donde τ_j es el IVA pagado por el vehículo j .

Para recuperar el valor FOB, evaluamos las posibles tarifas de IVA que podría tener cada vehículo y, a partir de esto, verificamos cuál valor FOB coincide con la tarifa aplicada. En la mayoría de los casos, fue posible identificar la tarifa de IVA asociada a cada vehículo, sin embargo, en otros no fue posible. Para tratar estos casos, suponemos que la tarifa que se aplica en caso de ambigüedad es la más alta.¹⁷

Una vez se completó toda la información necesaria fue posible resolver el equilibrio de precios cuando cambia el IVA. Considerando que para resolver esta ecuación de precio se requiere conocer $b(P, x, \xi; \theta)$, donde P es cualquier vector de precios (aunque para este caso suponemos que son los observados), entonces utilizamos un algoritmo de punto fijo para resolver los precios (ecuación 35). Dada esta ecuación de precios y los parámetros estimados se verificaron los escenarios donde cambiamos el IVA y el valor FOB en dólares dado el nuevo tipo de cambio para identificar cuántos vehículos se habrían vendido en el mercado.

$$P' = \frac{cm(S_{iniciales}, \cdot)}{1 + \tau_j} + b(P, x, \hat{\xi}; \hat{\theta}) \quad (35)$$

5.2.1. Reforma tributaria

Teniendo en cuenta la reforma tributaria de 2006 y considerando la sensibilidad de la demanda de vehículos a los precios, la premisa de que el cambio en la composición de

¹⁷Los resultados que se presentarán a continuación fueron evaluados también para el caso en que se asumía que en caso de ambigüedad la tarifa que se aplicaba era la más baja, y encontramos que estos cambiaban muy poco.

las ventas de este mercado pudo ser por el cambio en el IVA producto de dicha reforma tributaria pierde fuerza. En esta sección veremos por qué.

En este escenario contrafactual mostramos la diferencia entre las cantidades que se habrían observado si el IVA no hubiera cambiado y las cantidades que se observaron realmente. Para mostrar estas diferencias, presentamos los resultados de cuando cambiamos solamente el precio de los vehículos que fueron afectados directamente por el cambio del IVA (IVA 2006) y, para el caso donde consideramos que una vez cambia el precio de algunos vehículos, este afecta los demás precios y a partir de la ecuación de precios proveniente del problema de maximización de beneficios de la firma resolvemos los precios (IVA 2006 CPO max beneficios firma). El no considerar que el cambio de precios de un vehículo puede afectar el de otro hace que los resultados tiendan a estar sobrestimados. En las figuras 5 a 12 podemos observar que las diferencias en las cantidades y en los precios promedio se sobrestiman cuando suponemos que el cambio en los precios de un vehículo no afecta los demás (IVA 2006). En el caso del recaudo lo que observamos es que si no resolvemos los precios con la ecuación de precios, estos tiende a estar sobrestimados cuando se mira el modelo con ingreso y subestimados cuando se observa el modelo sin ingreso. De ahí la importancia de resolver los precios a partir de la condición de primer orden del problema de maximización de la firma.

En la figura 4a y 4b observamos que el número de unidades que se habría vendido en el equilibrio habrían sido menos que las que observamos. La magnitud de la dismi-

Figura 4: Diferencia en unidades de carros que se habrían vendido respecto a las observadas

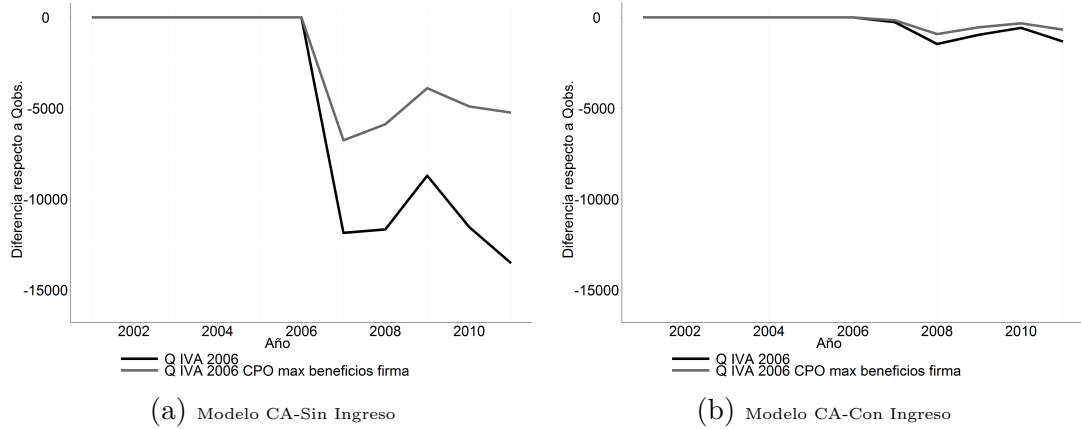


Figura 5: Diferencia precio promedio

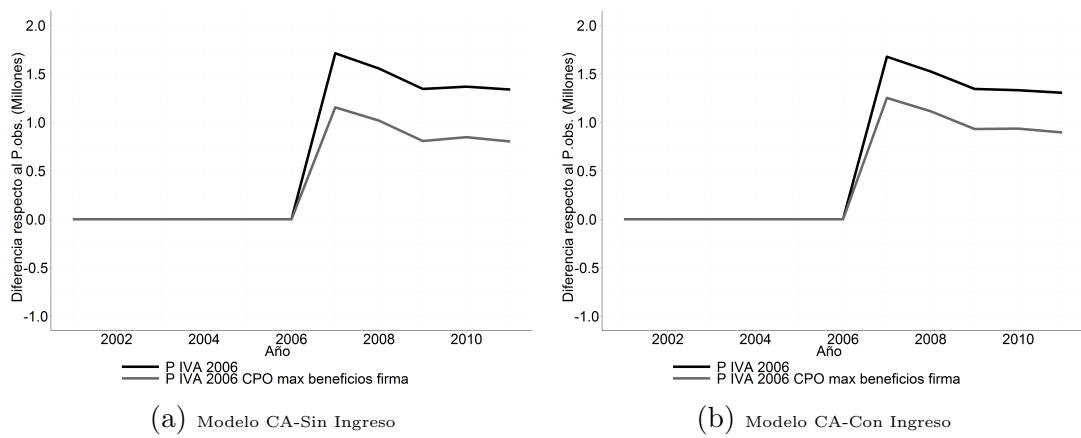
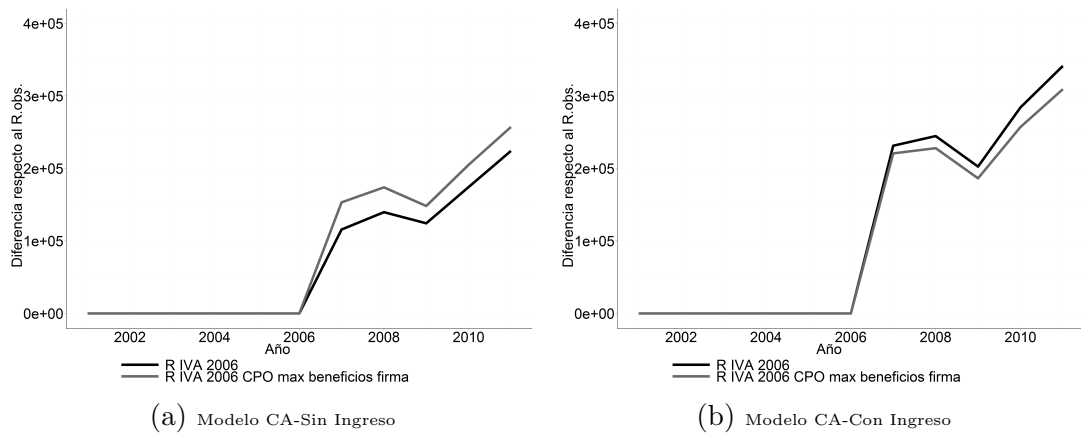


Figura 6: Diferencia en el recaudo del IVA



nución difiere entre un modelo y otro, pues el efecto mayor se observa en el modelo que no incluye ingreso. Esta diferencia se puede atribuir a las diferencias en la elasticidad precio de la demanda.

Por el lado de los precios encontramos que ambos modelos predicen que, independiente del cambio en el IVA, los precios habrían caído aunque dicha disminución habría sido menor que la observada (figura 5). De ahí la importancia de calcular el comportamiento del recaudo del gobierno, pues por un lado, vemos que los precios habrían sido mayores a los observados pero por otro que las cantidades de equilibrio habrían sido menores. En la figura 6 vemos que en equilibrio, nuestro escenario contrafactual predice que habríamos observado que el recaudo hubiera sido mayor al observado.

Lo anterior nos permite hacernos una idea de lo que habría ocurrido si los precios no hubiesen cambiado, dada la reforma tributaria. La reforma tributaria de 2006, en términos generales y comparado con el IVA que se pagaba en 2002. Por un lado, incrementó el IVA de los camperos con valor FOB mayor a 30000 USD, y el de los automóviles con valor FOB menor a 30000 USD cuyo cilindraje fuera menor o igual a 1400 c.c. Por otro lado, disminuyó el IVA de los demás automóviles.

Así que para caracterizar mejor nuestro escenario contrafactual, a continuación observamos cómo habría sido la diferencia entre las cantidades que habríamos observado y las que realmente observamos de acuerdo al tipo (ó segmento) y al cilindraje del vehículo.

Figura 7: Diferencia en unidades de carros que se habrían vendido respecto a las observadas por tipo

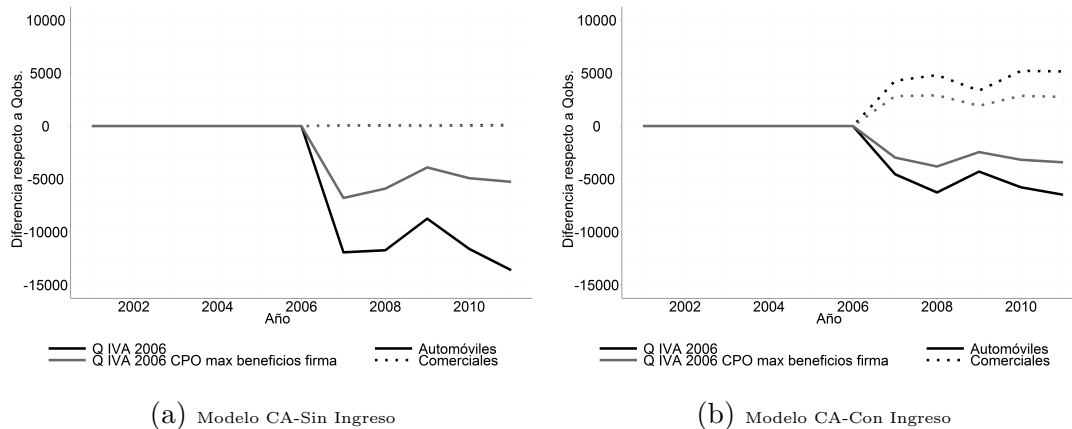


Figura 8: Diferencia precio promedio por tipo

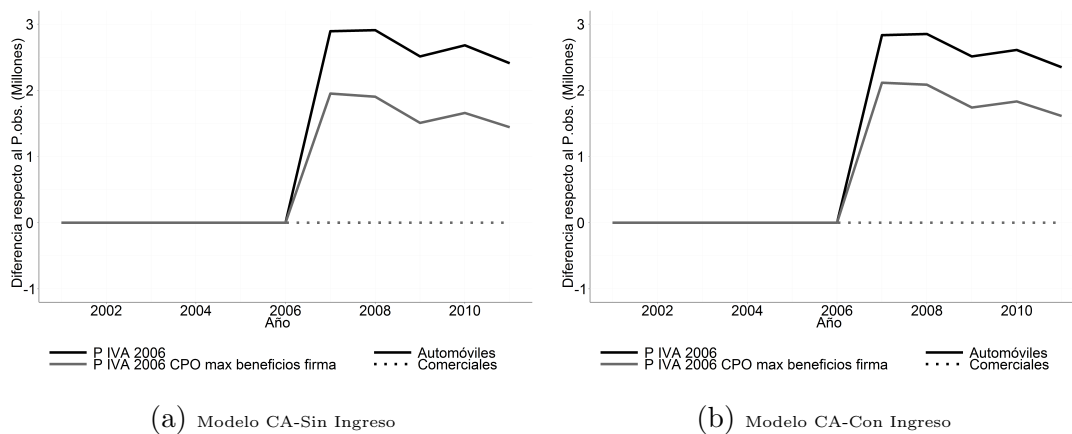
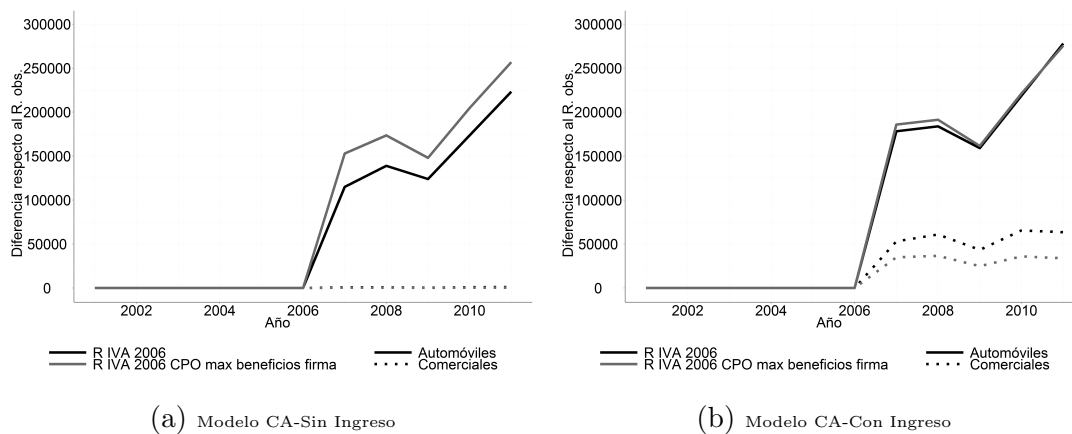


Figura 9: Diferencia en el recaudo del IVA por tipo



Para el caso del tipo de vehículo, en las figuras 7 a 9 observamos de acuerdo al modelo de coeficientes aleatorios sin ingreso, que se habrían vendido menos automóviles, a un mayor precio y esto generaría un recaudo mayor; mientras que las cantidades, el precio y el recaudo asociado a los carros comerciales habría permanecido más o menos constante. En el modelo que incluye el ingreso las conclusiones son parecidas para los automóviles, pero en el caso de los carros comerciales, los resultados difieren un poco. En el equilibrio de este escenario contrafactual, habríamos observado que si bien el precio se mantiene, el recaudo y las cantidades vendidas observadas habrían sido mayores.

Los resultados relacionados con el segmento nos permiten ver que si bien la reforma pudo tener un efecto en las ventas, ese cambio en precios no determina completamente lo que pasó en el mercado. Pues aún sin un cambio muy significativo en precios de los vehículos comerciales, las cantidades vendidas de carros comerciales habrían sido mayores. Esto se debe muy probablemente a que el número de modelos de carros de tipo comercial que ha ingresado a Colombia ha crecido significativamente y en especial después de 2006, donde se incrementó aproximadamente en 27 % respecto al año inmediatamente anterior; al incremento del ingreso; y a la caída de la tasa de cambio.

La diferencia en cantidades, precios y recaudo desagregados a nivel de cilindraje se pueden ver en las figuras 10 a 12. Al ver el escenario para los vehículos con cilindraje menor o igual a 1400 versus los de mayor cilindraje, y de acuerdo al modelo sin ingre-

so observamos que en el equilibrio, si el IVA pagado por estos productos no hubiera cambiado en el 2006, las cantidades que se habrían vendido de carros con cilindraje mayor a 1400 serían menores, los precios mayores y el recaudo del gobierno mayor; mientras que las cantidades, precios y recaudo de los vehículos con cilindraje menor a 1400 pareciera que habrían sido los mismos. Los resultados son similares en el modelo con ingreso, excepto por el número de unidades de carros vendidas de cilindraje menor o igual a 1400 c.c., que predice que se habrían vendido más de las que observamos.

Lo que notamos una vez desagregamos las ventas a nivel del cilindraje confirma lo que ya habíamos mencionado antes. El cambio en la composición de las ventas y la caída de los precios no dependió directamente de los cambios en precios producto de la reforma tributaria. En busca de una explicación a esta caída y al cambio en la composición de las ventas de acuerdo al cilindraje, revisamos los datos y encontramos que este comportamiento se podría deber al incremento en el número de modelos ofrecidos en Colombia justo entre 2006 y 2007. A partir de ese año, el número de modelos observados creció mucho más que en otros años, y de hecho, el crecimiento de los modelos de carros que se importaron, ensamblados o sin ensamblar, de cilindraje mayor a 1400 tuvo un pico positivo en el 2006 y de ahí la diferencia en la composición de las ventas cuando se desagregan de acuerdo con el cilindraje. Aunque otra posible hipótesis es que esto se debió en gran medida a la apreciación del peso colombiano, de ahí que en la siguiente subsección mostramos un análisis contrafactual asociado a dicho cambio.

Figura 10: Diferencia en unidades de carros que se habrían vendido respecto a las observadas por rango de cilindraje

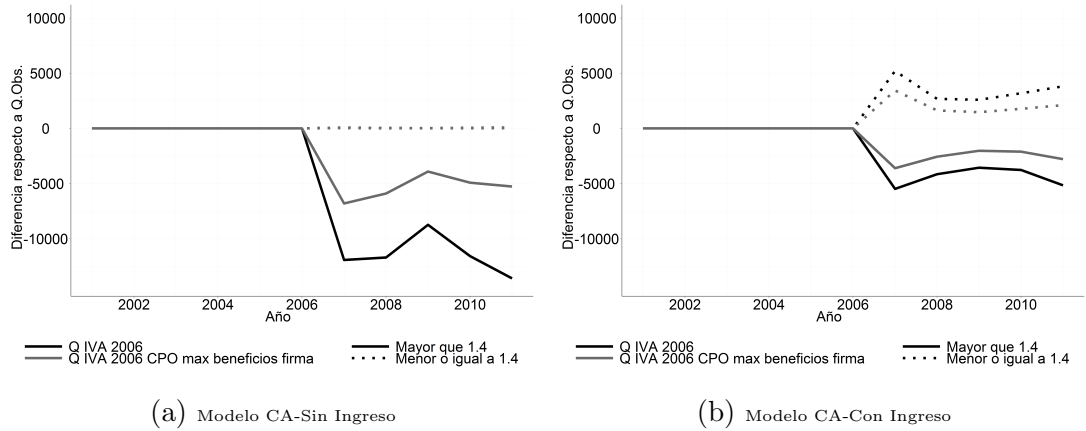


Figura 11: Diferencia precio promedio por rango de cilindraje

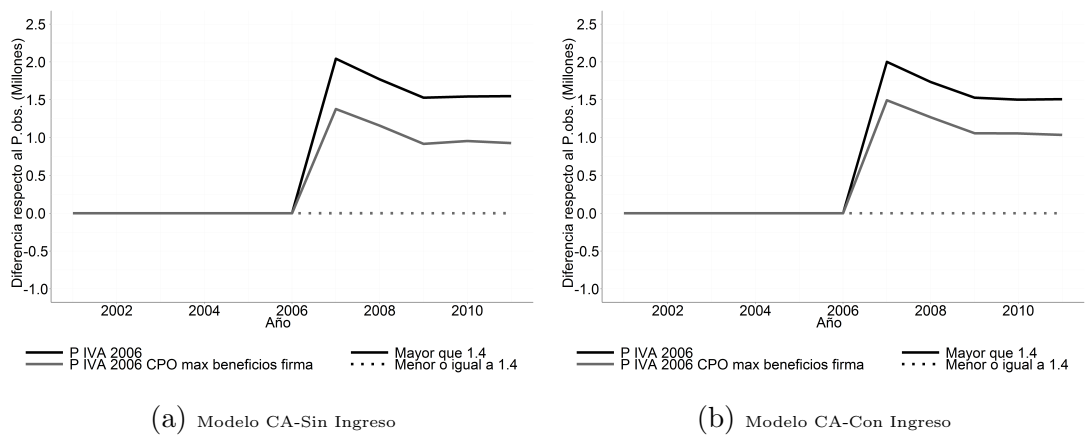
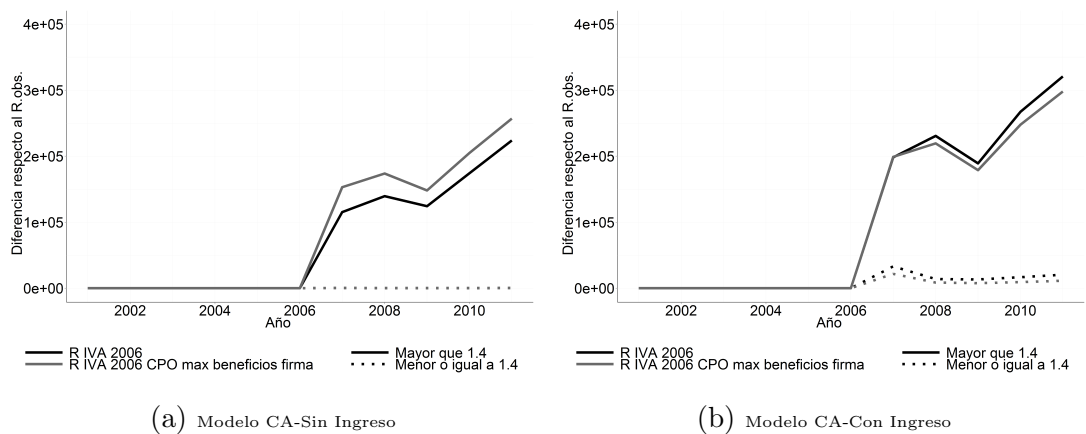


Figura 12: Diferencia en el recaudo del IVA por rango de cilindraje



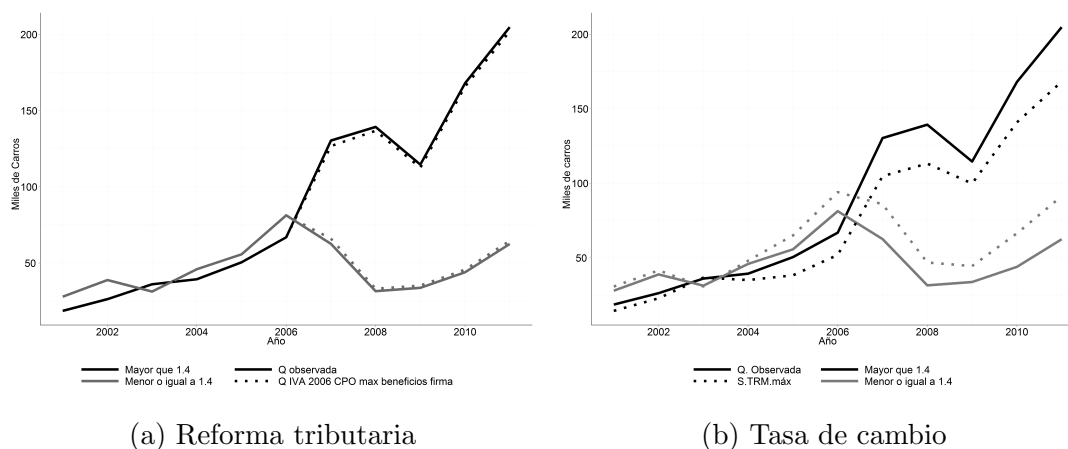
5.2.2. El tipo de cambio

Considerando que los resultados de nuestro modelo econométrico establecen que la tendencia de las ventas agregadas y desagregadas había sido muy parecida a la observada aún pese al cambio en el IVA, y teniendo en cuenta el análisis descriptivo creemos que además del crecimiento del número de modelos disponibles en el mercado, gran parte de nuestros resultados pueden depender del tipo de cambio, en ésta subsección evaluaremos sí efectivamente el tipo de cambio afecto la composición de las ventas.

Para evaluar el efecto del tipo de cambio en las ventas, suponemos un escenario donde la tasa de cambio es igual a 2877,5 COP/USD (valor máximo durante el periodo de estudio), es decir, un escenario opuesto al observado, ya que lo que vemos es que el peso colombiano se ha apreciado.

En la figura 13 observamos cuál es el efecto en las cantidades demandadas dados los precios que se observarían si la reforma tributaria no se hubiera dado y los cambios si el tipo de cambio hubiera sido constante e igual a 2877,5 COP/USD. En términos agregados, las cantidades demandadas no cambiaron mucho en ninguno de los dos escenarios, pero si observamos la figura 13a y 13b podemos afirmar que si bien no hubo un efecto en las cantidades agregadas, la composición de las ventas si es afectada por el tipo de cambio. De hecho comparando esas dos figuras encontramos que el efecto de la reforma tributaria en las ventas fue poco comparado con el efecto que tiene una depreciación

Figura 13: Análisis contrafactual: Cambio Tasa de cambio



del peso.

Siendo así, podemos afirmar que un determinante de las composición de las ventas de vehículos nuevos en Colombia es la tasa de cambio. Pues si bien en términos agregados el cambio en las ventas no es grande, en la figura 13b observamos que dada la variación en la tasa de cambio, hay una sustitución entre vehículos de cilindraje alto por vehículos de cilindraje menor a 1400 c.c.

6. Conclusiones

En este documento presentamos las estimaciones de un modelo de demanda estático, dentro del cual consideramos cuatro diferentes variaciones del modelo propuesto por Berry et al. (1995). El hallazgo principal es que si bien la reforma tributaria de 2006 tuvo un efecto en las ventas agregadas y en la composición de estas, los quiebres estructurales que se observan no se pueden atribuir completamente a la reforma tributaria.

Creemos que estos cambios estructurales se debieron principalmente a la apreciación del peso colombiano.

Estimamos cuatro modelos, dos de los cuáles incluían dentro de la función de utilidad del individuo el ingreso y otros dos que no lo consideraban. Entre los que no incluían el ingreso es preferible el modelo con coeficientes aleatorios, pues este permite la posibilidad de que los individuos tengan preferencias distintas por cada característica del producto. Respecto a los modelos que incluyen el ingreso, preferimos el modelo de coeficientes aleatorios, nuevamente porque permite una mayor diferenciación de las preferencias del individuo.

La principal diferencia entre los modelos con y sin ingreso está en la elasticidad precio de la demanda, de ahí varias de las diferencias que observamos cuando realizamos el análisis contrafactual. Una explicación para esta diferencia es que la inclusión del ingreso en alguna medida es un reconocimiento de que existen otros bienes y que las familias tienen una restricción presupuestaria y por lo tanto, un cambio en los precios no lleva a un cambio en las cantidades tan grande como lo predice el modelo sin ingreso. Esto especialmente por el peso que puede tener el precio de un vehículo en el ingreso de un hogar.

Al analizar los escenarios contrafactuales observamos que si el IVA de los carros no hubiese cambiado, los precios en promedio habrían sido mayores, las cantidades vendidas en el mercado menores y el recaudo mayor respecto al que observamos. Y que un incre-

mento en el tipo de cambio habría implicado un cambio amplio en la composición de las ventas, por lo tanto concluimos que más que las políticas tributarias, la composición de las ventas de vehículos están determinadas por la apreciación o depreciación del peso.

Futuras extensiones de este documento deberían considerar la posibilidad de que los individuos quieran cambiar de carro o no; y/o reconocer que existe un gran mercado de usados. En otras palabras, futuras investigaciones pueden estar encaminadas a considerar este problema dinámico que permitirá que los estimadores de la demanda sean más precisos.

Referencias

Ley 1111 De 2006. Congreso de la República Colombia, Diario Oficial No. 46.494.

Ley 488 De 1998. Congreso de la República Colombia, Diario Oficial No. 43.460.

Ley 788 De 2002. Congreso de la República Colombia, Diario Oficial No. 45.046.

Appel, M., Labarre, L., and Radulovic, D. (2003). On accelerated random search. *Society for Industrial and Applied Mathematics*, 14(3):708–731.

Arguea, M., Hsiao, C., and Taylor, G. A. (1994). Estimating consumer preferences using market data—an application to us automobile demand. *Applied Econometrics*, 9(1):1–18.

- Bajari, P. and Benkard, L. (2005). Demand estimation with heterogeneous consumers and unobserved product characteristics- a hedonic approach. *Journal of Political Economy*, 113(6).
- Berry, S. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *RAND Journal of Economics*, 25(2):242–262.
- Berry, S., Levinsohn, J., and Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, 63(4):841–890.
- Bresnahan, T. F. (1981). Departures from marginal-cost pricing in the american automobile industry. *Econometrica*, 17(2):201–227.
- Dubé, J., Fox, Y., and Su, C.-L. (2012). Improving the numerical performance of static and dynamic aggregate discrete choice random coefficients demand estimation. *Econometrica*, 80(5):2231–2267.
- Feenstra, R. and Levinsohn, J. (1995). Estimating markups and market conduct with multidimensional product attributes. *The review of economic studies*, 62(1):19–52.
- Goolsbee, A. and Petrin, A. (2004). The consumer gains from direct broadcast satellites and the competition with cable tv. *Econometrica*, 72(2):351–381.
- Greene, W. (2012a). *Econometric Analysis*, chapter 10, pages 314–336. Prentice Hall, 7 edition.

- Greene, W. (2012b). *Econometric Analysis*, chapter 13, pages 468–507. Prentice Hall, 7 edition.
- Grigolon, L. and Verboven, F. (2011). Nested logit or random coefficients logit—a comparison of alternative discrete choice models of product differentiation. *Centre for Economic Policy Research-Working Paper*, CEPR Discussion Paper No. DP8584.
- Houde, J.-F. (2012). Spatial differentiation and vertical merge in retail market for gasoline. *American Economic Review*, 102(5):2147–2182.
- León, N. (2008). Impacto de una tarifa de iva única para vehículos automotores. Technical report, Fedesarrollo.
- Luce, R. D. (1961). Individual choice behavior a theoretical analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 56(293):172–174.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. *Frontiers in Econometrics*, pages 105–142.
- McFadden, D. (1978). *Behavioural Travel Modelling*, chapter 13, pages 279–318. Groom Helm London.
- McFadden, D. (1980). Econometric models for probabilistic choice among products. *The journal of business*, 53(3):S13–S29.
- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica*, 69(2):307–342.

- Pakes, A. (1986). Patents as options: Some estimates of the value of holding european patent stocks. *Econometrica*, 54:755–784.
- Petrin, A. (2002). Quantifying the benefits of new products: The case of the minivan. *Journal of Political Economy*, 110(4):705–729.
- Restrepo, M. (2010). Efectos de la cuota colombiana a la importación de automóviles desde méxico. *Coyuntura Económica*, 40(2):49–72.
- Thurstone, L. (1927). A law of comparative judgement. *Psychological Review*, 34:272–286.
- Tovar, J. (2012). Consumers' welfare and trade liberalization: Evidence from the car industry in colombia. *World Development*, 40(4):808–820.
- Tversky, A. (1972). Elimination by aspects: A theory of choice. *Psychological Review*, 79(4):281–299.

Anexos

A. Computo de δ

Dado un conjunto de parámetros cualquiera, la utilidad media de comprar un producto será el δ resultante de computar el siguiente algoritmo de punto fijo (ecuación 17):

$$\delta' = \delta + \ln(S) - \ln(\hat{s}(\delta, \cdot))$$

Para computarlo debemos seguir los siguientes pasos:

1. Fijar una utilidad media (δ) inicial, que en este caso es un vector igual a cero.
2. Computar la probabilidad de un individuo i compre el producto j :

$$f_{ij} = \frac{e^{(\delta_j + \gamma y_i + \sigma c c_j v_i)}}{1 + \sum_{l=1}^L e^{(\delta_l + \gamma y_i + \sigma c c_l v_i)}}$$

matricialmente ésta expresión se puede escribir como:

$$f = \frac{e^{(D + \gamma y + \sigma(cc*v))}}{\mathbf{1} + \sum_{\text{columnas}} e^{(D + \gamma y + \sigma(cc*v))}}$$

Donde f es una matriz de $L \times N$, siendo L el número de productos, N el número de individuos, y cada entrada corresponde a la probabilidad de que el individuo i compre el producto j . D es una matriz de $L \times N$ conformada por un vector columna de L utilidades medias asociadas a cada producto, y que se repite N

veces para conformar las N columnas de dicha matriz. y es una matriz de $L \times N$ que esta conformada por un vector de N ingresos por 1, que se repite L veces para completar las L filas de la matriz. cc es un vector columna de $L \times 1$ donde cada entrada corresponde a 1 si el cilindraje del carro es mayor que 1400 c.c. y 0 en caso contrario. v es un vector fila de $1 \times N$ donde cada entrada es un choque a la utilidad del individuo asociada al cilindraje del vehículo, que proviene de una distribución normal estándar.

3. Luego calculamos la participación en el mercado de cada producto j , que está dada por:

$$s_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{e^{(\delta_j + \gamma y_i + \sigma cc_j v_i)}}{1 + \sum_{l=1}^L e^{(\delta_l + \gamma y_i + \sigma cc_l v_i)}}$$

considerando la notación del punto 2, el vector de las participaciones del mercado estará dado por:

$$s = \frac{1}{N} \sum_{filas} \frac{e^{(D + \gamma y + \sigma(cc * v))}}{\mathbf{1} + \sum_{columnas} e^{(D + \gamma y + \sigma(cc * v))}}$$

4. Dado el vector s evaluamos $\delta' = \delta + \ln(S) - \ln(\hat{s}(\delta, \cdot))$

Repetimos los pasos 1-4 dado el conjunto de parámetros, cambiando δ por el δ' de la iteración anterior, hasta el punto en que $\|\delta - \delta'\| \leq 10^{-5}$.

B. Minimización de la función de criterio

Para estimar el modelo se uso un método de búsqueda aleatoria acelerada (Appel et al., 2003). Este método consiste en una búsqueda aleatoria de parámetros que se repite hasta que se encuentra el conjunto de estimadores que minimizan la función de criterio.

Para ser más precisos a continuación se enumeran los pasos que se siguieron para estimar los parámetros:

1. Fijar el conjunto de parámetros (α, γ, σ) y un δ inicial.
2. Se computa la demanda (Sección 4.1):
 - Computar el algoritmo de punto fijo: $\delta' = \delta + \ln(S) - \ln(\hat{s}(\delta, \cdot))$ y encontrar δ tal que $\|\delta - \delta'\| \leq 10^{-5}$.
 - Estimar con mínimos Cuadrados Ordinarios: $\delta_j - \bar{\alpha}p_j = x_j\beta + \xi_j$ y recuperar ξ_j .
3. Se computa la ecuación de precios (Ecuación 26):
 - Estimar la ecuación de precios con Mínimos Cuadrados Ordinarios: $(p - b(p, x, \xi; \theta)) = w_j\eta + \omega_j$ y recuperar ω_j .
4. Interactuar ξ y ω con la variable instrumento y las variables explicativas para obtener $k + 1$ momentos muestrales (k variables explicativas más la variable

instrumento). Suponiendo que \mathbf{Z} es una matriz de $L * (k + 1)$ donde L es el número de observaciones, entonces los $k + 1$ momentos muestrales estarán dados por:

$$\bar{m}_k = \begin{pmatrix} \mathbf{Z} \\ \mathbf{Z} \end{pmatrix}^t * \begin{pmatrix} \bar{\xi} \\ \bar{\omega} \end{pmatrix}$$

5. Evaluar la función de criterio $Q = \bar{m}_k^t \bar{m}_k$

Una vez se encuentra un valor para Q , se repiten los pasos 1-5 con unos parámetros que estén en un rango $R = 1$ alrededor de los parámetros iniciales. Si Q para los nuevos parámetros es mayor, desarrollo los pasos 1-5 con unos parámetros que estén en un rango $R * 0,9$ alrededor de los parámetros iniciales. Si por el contrario Q es menor para los nuevos parámetros, entonces repito los pasos 1-5 con unos parámetros que estén en un rango $R = 1$ alrededor de los nuevos parámetros. Esto se itera hasta que $Q \leq 10^{-10}$.¹⁸

¹⁸Este criterio se escoge basado en el reciente documento de Dubé et al. (2012) donde afirman la importancia de utilizar un criterio estricto para obtener estimadores más robustos.