



ESTIMACIÓN DE PASS-THROUGH CASO DE COLUSIÓN

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGISTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO

Alumna: Rosario Cisternas
Profesora Guía: Paola Bordón

Santiago, Noviembre 2018

Estimación de Pass-through caso de colusión

Rosario Cisternas*

Profesora guía: Paola Bordón

Comisión evaluadora: Paola Bordón, Fabián Duarte y Aldo González

Diciembre 2018

Abstract

En los últimos quince años, tanto las autoridades de libre competencia como la literatura han entregado una mayor importancia a la incorporación del pass-through en los casos de colusión. En la estimación de pass-through, varios artículos han expuesto diferentes sesgos a los que se incurre si ésta se estima de forma reducida (estimación más común en la literatura para el pass-through). Esta tesis busca reafirmar la importancia de incluir las estimaciones de pass-through con motivo de estimar los perjuicios en colusión e inspeccionar parte de los sesgos que ocasiona la estimación en forma reducida. En específico, se revisa estos sesgos en un caso aplicado en Chile, investigando en profundidad asimetrías en la estimación de pass-through. Las contribuciones de la investigación se basan en primer lugar, en aportar a la discusión del país sobre un tema que no es analizado localmente. El segundo aporte se basa en observar asimetrías de pass-through en las respuestas de los competidores gracias a un shock heterogéneo en los costos marginales. Para evaluar lo anterior, se utilizan técnicas comúnmente utilizadas en la organización industrial empírica, esto es: estimar la demanda en el mercado final, recuperar los costos marginales y, realizar diferentes contrafactuales suponiendo variados shocks. Los resultados permiten identificar que el efecto pass-through es relevante para evaluar los perjuicios en colusión y, que existe gran heterogeneidad en las respuestas que causa un shock en los costos. El resultado más importante muestra que si hay un shock en costos específico para una marca, solamente los productos con mayor sustitución cambian sus precios finales en la misma dirección que lo realiza la marca afectada, mientras que los productos que no son sustitutos cercanos mantienen sus precios. La heterogeneidad de los shocks y de las respuestas no puede capturarse con estimaciones de

*Comentarios a rcisternas@fen.uchile.cl

forma reducida, esto provoca que los perjuicios estimados, en la mayoría de los casos, se alejen de los reales.

1. Introducción

Los perjuicios derivados de una colusión pueden recaer en múltiples involucrados. Si bien el perjudicado más evidente es el comprador directo de las empresas coludidas, existen otros actores que pueden verse también afectados. El anexo A.1, muestra varios de los posibles damnificados por la existencia de una colusión.

Para el caso del comprador directo, una primera aproximación al cálculo del perjuicio es determinar el sobrecosto¹ que debió pagar debido a la colusión. Para determinar los daños de colusión, las agencias de libre competencia en múltiples casos están interesadas solamente en el consumidor directo y se centran generalmente en evaluar el sobrecosto por su facilidad de estimación.

Calcular los perjuicios considerando solamente el sobrecosto sería correcto siempre que el consumidor que compra a la empresa coludida (comprador directo) sea también el consumidor final del bien. Sin embargo, es común que el comprador directo sea un consumidor intermedio². En este caso, el comprador directo traspasa parte del aumento de precios que genera la colusión al mercado aguas abajo³, por ende traspasando también parte del perjuicio.

Este traspaso de precios entre el comprador directo y el consumidor final es conocido como efecto pass-on o pass-through. Al considerar este traspaso de precios, el precio en el mercado del bien final será mayor, por lo tanto, la cantidad vendida del bien final será menor. A esto último se le llama efecto cantidad, el cual también debe agregarse en los perjuicios del comprador directo. En este caso, el perjuicio para el consumidor directo sería: *Sobrecosto - Efecto Pass-through + Efecto Cantidad*.

En una definición más general sobre el concepto de interés, el efecto pass-through se refiere al cambio en precios resultado de un shock en los costos. Lo anterior es relevante para determinar la incidencia de los impuestos en el consumidor final (políticas públicas), evaluar el efecto de un arancel (comercio

¹El sobrecosto se refiere al total de unidades compradas ponderadas por la diferencia entre el precio pagado y el precio de un escenario contrafactual donde no hubiese existido una colusión.

²Los consumidores intermedios son personas o empresas que compran bienes y luego venden derivados de éstos bienes, a diferencia de los consumidores finales quienes consumen totalmente el bien. Por ejemplo, un panadero que compra harina y vende pan, es un consumidor intermedio ya que el producto que compra es utilizado para crear otro bien y luego venderlo a otros consumidores.

³En un mercado con consumidores intermedios el mercado aguas arriba corresponde al mercado en que los proveedores venden productos o servicios al consumidor intermedio, y el mercado aguas abajo corresponde al mercado en que el consumidor intermedio vende al consumidor final.

internacional), o, estimar los efectos de una colusión (organización industrial), entre otros tópicos y disciplinas.

El presente documento se enmarca en el campo de la organización industrial, mezclando la parte teórica y empírica de este campo con aplicaciones en libre competencia.

Históricamente las autoridades de libre competencia tanto nacional como internacional sólo han tomado en cuenta el sobrecosto en gran parte de los casos de colusión. No obstante, en los últimos años el efecto pass-through ha ganado mayor protagonismo en la discusión de competencia.

Asimismo, la literatura económica ha planteado fuertes críticas con respecto a la omisión del efecto pass-through del análisis por estar en muchos casos alejados de los verdaderos perjuicios (Verboven and Dijk (2009)).

Un mayor estudio del contexto y de la mayor importancia que se le da al pass-through se analiza con mayor detalle en la sección 2.

De modo general en este trabajo, se tiene como objetivo reafirmar la literatura económica que cuestiona la decisión de no incluir la estimación de pass-through para calcular los perjuicios. Adicionalmente, si la estimación de pass-through es incluida en la estimación de perjuicios, mencionar diferentes problemáticas y sesgos que surgen de las posibles estimaciones. En específico, reafirmar que cuando existe competencia imperfecta, la estimación de forma reducida no es válida.

El aporte con respecto a la literatura existente es, en primer lugar, que se realiza para un caso aplicado en Chile, lo que no ha sido analizado con alto nivel de detalle⁴. En segundo lugar, se analiza un caso de colusión, que presenta shocks heterogéneos por tiempo y marca, y que, en la demanda final los bienes son heterogéneos. El segundo punto es poco investigado en la literatura y es debido a tales shocks heterogéneos que se pueden explorar asimetrías en las respuestas del pass-through.

El caso de aplicación es la colusión de las navieras y el mercado de los automóviles en Chile. La colusión de las navieras fue un acuerdo de respeto de rutas entre ciertas navieras, en diferentes períodos para algunas marcas. Existe una variación marca-período que permite tener shocks heterogéneos, lo que es poco común en la literatura en la estimación de pass-through.

Para estimar el pass-through, se realiza una estimación de demanda. Luego, con los coeficientes encontrados en la estimación de demanda se recuperan los parámetros de costos marginales y, con esto, se pueden realizar diferentes simulaciones de los precios de no haber ocurrido la colusión. Las simu-

⁴Realizar estimaciones correctas es sumamente importante para calcular perjuicios de forma efectiva. Los estudios de organización industrial empírica no siempre son del todo coherentes con la libre competencia en la práctica y esta tesis busca unir estas dos áreas en un caso chileno.

laciones de los contrafactuales se realizan primero analizando shocks para toda la industria, y luego analizando shocks para los tiempos y marcas de colusión. Luego, se realiza un ejercicio contrafactual de cambiar los costos marginales de sólo una marca y hacer una comparación de lo que pasa con todos los modelos con y sin este cambio. Esto último muestra asimetrías en la reacción de la competencia. Por último, se realiza la estimación de perjuicios para una marca en específico, los que se comparan con la estimación de forma reducida.

Los resultados muestran que existe un traspaso importante del precio del flete al precio final, por lo que realizar la estimación de pass-through es efectivamente relevante para medir de forma correcta los perjuicios. Adicionalmente se muestran razones numéricas de que la estimación de forma reducida no logra capturar los efectos del pass-through en el caso de estudio.

Con los datos es posible explorar shocks heterogéneos en costos tanto en tiempo como en marca, lo que ha sido poco estudiado previamente. Adicionalmente a los shocks heterogéneos es posible explorar con mayor detalle los resultados de las asimetrías de los shocks por modelo en la competencia. Los resultados muestran que cambiar los costos marginales de solamente una marca, entrega respuestas heterogéneas entre los modelos. El cambio en los costos marginales de una marca afecta principalmente a los modelos que son sustitutos más cercanos de algunos modelos de la marca. Los precios de los sustitutos varían en la misma dirección que el precio de la marca afectada, mientras que los modelos con menor sustitución por lo general no se ven afectados.

Finalmente, en la comparación empírica de ambas metodologías de estimación de perjuicios (estimación completa y estimación de forma reducida), se muestra que la forma reducida, al no tomar en cuenta las variaciones y reacciones de los competidores, puede estimar perjuicios que difieren de forma importante con los reales.

A continuación, se revisa la literatura, repasando a grandes rasgos la historia de los estudios de pass-through y luego se enfoca en temas relevantes para la tesis. El resto del documento está organizado como se muestra a continuación: la sección 2 expone el contexto del pass-through en colusión, la sección 3 muestra los datos, la sección 4 expone el modelo a estimar y provee una discusión de las posibles endogeneidades, la sección 5 realiza las estimaciones y muestra los resultados, y por último, en la sección 6 se exponen las conclusiones.

1.1. Revisión de Literatura

Los primeros estudios del pass-through se centraron especialmente en los polos de competencia perfecta y monopolio. En competencia perfecta el pass through está determinado por las elasticidades relativas de la oferta y la demanda. En contraste, el monopolio pasa solamente el 50 % de la variación de cuando la oferta es infinitamente elástica y la demanda es lineal (Bulow and Pfleiderer (1983)).

En competencia imperfecta, el trabajo empírico ha utilizado principalmente un análisis de forma reducida que usa datos a nivel de industria (e.g: Taylor (2000)).

Cuando se estima el pass-through de forma reducida, existen diferencias entre los resultados obtenidos a nivel de industria y los obtenidos a nivel de firmas (o productos). En particular, la evidencia empírica muestra que el pass-through a nivel de firma es más pequeño que a nivel de industria Gron and Swenson (2000).

La literatura se enfoca en variaciones de precios específicas a nivel de producto o firma en respuesta a cambios en los costos de toda la industria más que en los efectos de cambios en los costos específicos de la firma. Los resultados principales de la investigación anterior muestran que incluso cuando las firmas se enfrentan a cambios de costos en toda la industria, las empresas ajustan el precio a diferentes tasas.

La implicancia práctica es que la respuesta de precio para un producto (o para una empresa) no puede tomarse como un proxy cercano para la respuesta al precio de otro producto (u otra empresa) Economics (2014). Sin embargo, no se incluye en las investigaciones qué factores podrían explicar la respuesta asimétrica de los precios de los competidores al mismo cambio de costo.

La literatura que estima el pass-through de forma reducida ha sido criticada por papers más recientes. Weyl and Fabinger (2013) muestran teóricamente que en oligopolios o competencia imperfecta la curvatura de la demanda y no solamente su elasticidad, tiene efectos importantes en la cuantificación del pass-through.

Kim and Cotterill (2008) explican que la forma reducida no sirve para estimar el pass-through en modelos de colusión y Nash Bertrand.

Varios estudios han realizado comparaciones de los resultados del pass-through de forma reducida y forma estructural. La literatura ha encontrado que para realizar estimaciones de pass-through cuando existen productos heterogéneos, se necesitan condiciones muy específicas y poco reales para que los parámetros encontrados de forma reducida no sean sesgados. Por lo general existe un sesgo importante

en estimar el pass-through de forma reducida⁵. La crítica a la forma reducida se debe a que esta esconde un mix de efectos por parte de la demanda y la oferta, que son determinantes importantes en la tasa de pass-through.

El sesgo de la forma reducida en la evidencia empírica puede verse en diferentes contextos. Ejemplos de lo anterior es que los productos son diferenciados (Hellerstein (2008), Richards and Hamilton (2015)), porque no es competencia perfecta Kim and Cotterill (2008) y porque existe heterogeneidad de los consumidores (Bonnet and Villas-Boas (2016)).

Con respecto al nivel de competencia y su relación con el pass-through, a nivel teórico, se cree que si la competencia aumenta, la tasa de pass-through también va a aumentar, siempre que la demanda no sea demasiado convexa. Sin embargo, la evidencia empírica no se ha enfocado en mostrar la relación.

El efecto pass-through en carteles ha sido poco estudiado. El paper más citado de la relación de carteles y colusión es Verboven and Dijk (2009). Los autores se enfocan en estudiar los perjuicios para el consumidor directo y los separan en tres efectos: el sobreprecio, el efecto pass-through y el efecto cantidad. Ellos evalúan la importancia relativa de estos tres efectos introduciendo diversos modelos de comportamiento y encuentran que la defensa del pass-through en la mayoría de los casos se justifica; es decir, si no se incluye el efecto pass-through la estimación no es correcta. El estudio es principalmente teórico y contiene una aplicación para el caso del cartel de las vitaminas en Europa con la estimación de una demanda Logit y para la cual se computan posteriormente los cálculos.

Esta tesis comienza con una aplicación similar a la de Verboven and Dijk (2009), utilizando un Logit para estimar la demanda. Sin embargo, la estimación del Logit tiene problemas con los patrones de sustitución y entrega parámetros contraintuitivos por lo que se realiza un Nested Logit, el cual mejora en parte los problemas de los patrones de sustitución y se obtienen resultados acordes a lo esperado.

En particular se estudia el caso de la colusión de las navieras y el mercado de autos en Chile, la cual es un caso que aporta shocks por tiempo y marca. Los shocks heterogéneos son poco estudiados y permiten contribuir a la literatura existente gracias a un estudio más profundo de los efectos asimétricos del pass-through y la reacción de los competidores.

⁵Para más detalle, ver cuadro resumen disponible en el anexo A.2.

2. Situación Legislativa

Recientemente, la mejora en la estimación de perjuicios en colusión ha ganado mayor importancia en la discusión de las autoridades de libre competencia y con esto la estimación de pass-through.

Históricamente tanto en Europa como en Estados Unidos, el efecto pass-through no ha sido un punto fundamental en los casos de colusión para las agencias de libre competencia.

En Estados Unidos, el caso más conocido es *Illinois Brick Co. v. Illinois (1977)* que trata de una colusión de los vendedores de ladrillos en el estado de Illinois. En la resolución del caso la Corte Suprema determinó que los compradores de casas (consumidores indirectos) no pueden buscar compensación a los actos anticompetitivos de colusión.

Desde entonces, la *doctrina Illinois Brick* solamente permite a los consumidores directos ser compensados por los perjuicios de la colusión. A pesar de lo anterior, hay algunos estados en que tienen legislaciones especiales y rechazan la *doctrina Illinois Brick* y los consumidores finales puedan ser compensados por los daños, por ejemplo California⁶.

En el último tiempo, en Estado Unidos se ha visto un giro a favor de aceptar el efecto pass-through en los casos de colusión. La comisión de modernización de libre competencia en Estados Unidos, en (2007) recomendó incluir el efecto cantidad y abandonar la *doctrina de Illinois Brick*, lo que implica la posibilidad de defensa del pass-through. A pesar de lo anterior, no hubo consenso en esta recomendación.

Por otro lado, en la Unión Europea la defensa del pass-through, ha sido una gran prioridad en la agenda de las agencias de competencia en los últimos años. Esto ha provocado que actualmente la defensa del pass-through sea válida en la estimación de perjuicios de colusión.

En 2005 y 2008 se publican respectivamente un *Green Paper* y *White Paper* en acciones privadas de daños, proponiendo como válida la defensa del pass-through. Luego en 2014, la Directiva 2014/104 UE del Parlamento Europeo y del Consejo establece que cualquier persona que haya sufrido una infracción competitiva puede reclamar una compensación total por ese daño.

Adicionalmente, se muestra como un tópico contemporáneo por lo que existen varios artículos que analizan más detalles sobre el tema (Durand et al. (2016)).

En Chile, no es un tema abordado plenamente. Por lo general se estima solamente el sobrecosto por facilidad de la estimación (lo que compensa solamente a los consumidores directos), o también, el

⁶Ejemplo de caso en que se rechaza la *doctrina de Illinois Brick*: California v. ARC America Corp. (1989)

Tribunal puede determinar multas que no benefician a ninguno de los consumidores.

Pese a que los consumidores indirectos no han sido la prioridad de las agencias de libre competencia para los casos de colusión en Chile, en noviembre del 2018, en el día de la libre competencia, Enrique Vergara⁷, nombró el pass-through en colusión como uno de los temas pendientes a definir. El Presidente del TDLC hizo alusión a un caso de colusión en que se había evaluado los perjuicios y compensado a competidores indirectos⁸. Por otro lado, en el caso de la colusión del papel higiénico, el Tribunal analiza los perjuicios a los consumidores indirectos y el SERNAC (Servicio Nacional del Consumidor) opta por compensarlos, no obstante, en este caso no se calcula específicamente el efecto pass-through.

En la literatura se ha discutido extensamente si usar la defensa de pass-through en casos de carteles. Algunos de los argumentos más importantes en contra y a favor de usar pass-through en caso de colusión son:

1. En contra⁹:

- a) Los compradores directos tienen mayores ventajas de información porque son más cercanos al cartel.
- b) El problema de repartir daños entre consumidores directos e indirectos va a ser tan costoso que va a disminuir el incentivo a cualquier consumidor a demandar.
- c) Los compradores indirectos tienen más reclamos chicos y los compradores directos tienen menos reclamos y de mayor magnitud.

2. A favor¹⁰:

- a) Si los compradores directos realmente pasan algo o todo el sobreprecio, entonces la compensación de daños al consumidor directo es muy grande, y compensación al comprador indirecto (quién realmente sufre el perjuicio) es muy pequeña. Han et al. (2009) muestra que el sobreprecio puede ser una visión lejana acerca de los verdaderos perjuicios.
- b) Si no existe defensa de pass-through, esto puede distorsionar los incentivos al comprador directo a revelar el cartel. Por ejemplo, si consideramos que los compradores directos venden sus productos en competencia perfecta con una curva perfectamente elástica. En el

⁷Presidente del Tribunal de Defensa de la Libre Competencia (TDLC).

⁸Colusión de los pollos.

⁹Landes and Posner (1979), son los principales autores que defienden el hecho de que solamente los compradores directos puedan denunciar los daños. Los argumentos se basan en que el comprador directo tiene más probabilidades de denunciar los daños de la colusión (lo que favorece la disuasión).

¹⁰Van Dijk and Verboven (2008) y Van Dijk and Verboven (2010) muestran con mayor detalle los argumentos a favor.

corto plazo los compradores directos tienen pequeños incentivos a revelar el cartel porque ellos son capaces de sobrecargar completamente a los compradores. Cuando el cartel sea realmente revelado en el largo plazo, ellos todavía pueden reclamar por sus daños directos.

En los últimos años, tanto la literatura económica, como las agencias de libre competencia en el mundo, han favorecido la postura de que el pass-through es relevante para determinar los perjuicios. Lo anterior es una de las motivaciones de esta tesis, que usa como guía la argumentación reciente de la literatura y las acciones de las agencias de competencia internacional en el último tiempo para una aplicación en Chile.

3. Datos a usar

Se estudia el pass-through en el precio final de los autos en Chile dado el aumento en los costos marginales provocado por la colusión de las navieras. Los datos que se utilizan se separan en: datos de la colusión, datos de la motivación (y estimaciones de forma reducida) y, datos de la estimación.

3.1. Datos de la colusión

En 2012 las agencias de competencia de varios países (Japón, Estados Unidos y la Unión Europea) realizaron una acción conjunta en sus investigaciones de prácticas anticompetitivas de las navieras. Esta investigación fue comunicada en septiembre de 2012 a la Fiscalía Nacional Económica.

En enero de 2015, la FNE presentó un requerimiento ante el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia en contra de seis navieras.

Las navieras imputadas son:

1. Compañía Chilena de Navegación Interoceánica S.A., hoy llamada Compañía Marítima Chilena (CCNI)
2. Compañía Sudamericana de Vapores S.A. (CSAV)
3. Eukor Car Carriers Inc. (Eukor)
4. Kawasaki Kisen Kaisha Ltd. (K-Line)
5. Mitsui O.S.K. Lines LTD (MOL)
6. Nippon Yusen Kabushiki Kaisha (NYK)

Cuadro 1: Acuerdos de respeto de cuentas en la Ruta Asia identificados por la FNE en su requerimiento en el caso Rol N° C-292-2015.

Cuenta	Periodo	Requeridas implicadas
Indumotora (KIA)	2009-2013	Shin Nanseikai respeta a Eukor
Derco (Suzuki)	2009-2013	Shin Nanseikai respeta a Eukor (Suzuki Motors Japón)
Derco (Suzuki)	2009-2013	Eukor respeta a Shin Nanseikai (Suzuki Maruti India)
Derco (Mazda)	2009-2013	Shin Nanseikai respeta a Eukor
Derco (Samsung)	2009-2013	Shin Nanseikai respeta a Eukor
Toyota	2009-2013	Eukor respeta a Shin Nanseikai
Kaufmann (Fuso – Mitsubishi)	2011-2013	Eukor respeta a Shin Nanseikai
GM (Lejano Oeste)	2012-2013	Shin Nanseikai respeta a Eukor
Iveco	2012-2013	Eukor respeta a Shin Nanseikai
Indumotora (Subarú)	2012-2014	Eukor respeta a Shin Nanseikai
SK Comercial (Fotón)	2011-2012	Eukor respeta a Shin Nanseikai

Fuente: Tabla N° 3 del Requerimiento de la FNE del 27 de enero de 2015, en el caso Rol N° C-292-2015.

De acuerdo al requerimiento de la FNE, cuatro de estas seis navieras, las navieras chilenas CSAV y CCNI, junto a las navieras japonesas NYK y K-Line, en 1988 conformaron un servicio conjunto llamado *Shin Nanseikai* para la Ruta Asia. Shin Nanseikai realizaba el transporte marítimo de estas cuatro navieras en forma conjunta desde diferentes puertos asiáticos hacia Sudamérica.

Los datos de este requerimiento son utilizados para ver las fechas de respeto entre rutas de las navieras.

El requerimiento de la FNE (2015), presenta acuerdos que afectan a algunas marcas de autos, en cierto período de tiempo para cada ruta. Un ejemplo de los acuerdos se muestra a continuación para la ruta Asia en el cuadro 1. Los acuerdos para la ruta Europa y América están en los anexos A.3 y A.4 respectivamente. Lo interesante de los datos es que existe variabilidad en el shock de costos por marca, año y ruta.

Es relevante tener en cuenta que estas son fechas del requerimiento y están actualmente en discusión en el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia. Es posible que el tiempo real de colusión por el que fueron afectadas algunas marcas sea mayor del que se expone en el requerimiento y también pueden existir otras marcas afectadas. Debido a esto es que se pueden realizar simulaciones con los datos y supuestos del momento, pero cuando el TDLC publique su informe final se tendrán las fechas con mayor seguridad.

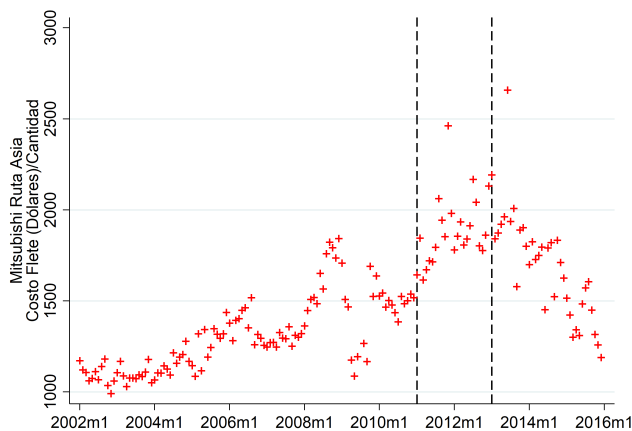
3.2. Datos estimaciones de forma reducida

Los datos utilizados para estimaciones de forma reducida son los datos de la base de aduanas. La base tiene datos mensuales del CIF (costo, seguro y flete), la marca, los kilogramos totales, la cantidad de autos por cada flete, el país de origen, la moneda en que se paga, el destino del flete, la naviera que realizó el servicio, entre otros.

Los datos están disponibles a nivel marca y no a nivel modelo, por lo que las estimaciones de forma reducida y la estadística descriptiva es a nivel marca. Los datos de aduana concuerdan en varias ocasiones con las fechas presentadas en el requerimiento de la FNE, pero no en todos los casos. Un buen ejemplo de los datos se puede ver en la figura 1 para la ruta Asia. Se puede ver un aumento en el precio en los períodos de colusión, pero este aumento no es visualmente tan drástico en las fechas expuestas en el requerimiento. Un aumento más pronunciado de precios de flete unitario en relación a las fechas expuestas por la FNE puede verse en el anexo A.5, la diferencia es que en este caso solamente se muestran los precios de los fletes unitarios con las navieras que se les entrega la ruta en la colusión (acuerdo Shin Nanseikai) de forma anual.

Hay que tener en cuenta que por lo general el precio de los fletes de autos se paga por volumen, sin embargo, no se dispone de esa información por parte de la base aduanas, por lo que se realiza una estimación de precio del flete sobre cantidad para cada marca.

Figura 1: Ruta Asia Mitsubishi



Fuente: Datos de aduana junto a fechas entregadas por la FNE

Estadística descriptiva adicional se puede ver en anexos:

- En A.6, se muestran las distintas cantidades por naviera/acuerdo y precio de los fletes. Se puede notar que el acuerdo Shin Nanseikai ya trasladaba casi el 100 % los vehículos de Toyota que

venían de Asia, sin embargo, el acuerdo le permite subir los precios tranquilamente y seguir teniendo casi todos los traslados de Toyota provenientes desde Asia.

- En A.7, se muestran dos marcas similares (Mercedes Benz y Audi) del mismo país (Alemania) en la Ruta Europa, se puede observar que el precio de los fletes de Mercedes Benz, propiedad de Daimler que estuvo afectado por la colusión, fue claramente mayor en las fechas de acuerdo que los precios de Audi (marca que no fue afectada por la colusión).

3.3. Datos estimaciones de demanda

Los datos de la estimación de demanda son bases de datos de la Asociación Nacional Automotriz de Chile A.G. (ANAC), datos de la Casen y datos del Banco Central.

La base de ANAC tiene todas las ventas de automóviles nuevos en Chile de las empresas que estén asociadas a ella. Los datos de venta de autos disponibles son mensuales desde 2001 al 2015 lo que tiene datos para el período pre-colusión, colusión y post-colusión para varias de las empresas. Se tienen observaciones de precio de venta de autos, cantidad vendida por modelo, marca, país de origen, características del auto (e.g: potencia, largo, ancho) y diferentes segmentos en que se encuentran los autos.

Para la estimación de demanda se necesita un *outside good*, esto es, la opción de no comprar o comprar otra opción que las disponibles en los datos. El *outside good* se determina con un supuesto similar al de Berry et al. (1995) (BLP, 1995). El supuesto que realizan los autores es que cada hogar tiene la opción de comprar un auto nuevo al año, por lo que el *outside good* sería el total de hogares menos las ventas totales.

Sin embargo, en Estados Unidos, la mayoría de los hogares pueden comprar autos, lo que no ocurre en Chile. Utilizando el mismo *outside good* que en BLP (1995) para el caso chileno, el market share del *outside good* llega a ser hasta un 97 % en un año y nunca está bajo del 90 %. Tener solamente un 3 % de los bienes de la demanda total en los datos es muy poco. Dado lo anterior, se toma un mercado total más pequeño lo que solamente deja a los mayores quintiles en el mercado total. Una de las opciones es tomar al cuarto y quinto quintil y la otra es tomar solamente al quintil más rico en el total de hogares.

Los datos para determinar el *outside good* son obtenidos de la CASEN con un arreglo en los factores de expansión para ajustarlo a los hogares y una interpolación lineal para los años que no existe la base.

En el anexo A.8 se puede ver el total de hogares, las ventas totales de autos nuevos y las "ventas" del *outside good*. A continuación en el cuadro 2 se puede ver la respectiva información para quintil más

Cuadro 2: Número de hogares, ventas totales y outside good

Año	Número de hogares	Ventas totales	Outside good
2001	795575	94696	700879
2002	810828	99807	711021
2003	826081	117576	708505
2004	839858	147290	692568
2005	853636	181023	672613
2006	867413	189995	677418
2007	890641	226687	663954
2008	913870	238510	675360
2009	937098	170457	766641
2010	965238	285818	679420
2011	993378	335762	657616
2012	1024072	336149	687923
2013	1054766	370856	683910
2014	1058671	320802	737869
2015	1062577	278476	784101

Notas: Elaboración propia con datos de la CASEN y la ANAC. El número de hogares se obtuvo con los datos de la Casen para los años 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 en los que se realizó una interpolación lineal para los años que faltan. Las ventas totales son la suma de todas las ventas de autos nuevos que ocurrieron en el año según los datos de la ANAC. Y el outside good sería la resta entre el número de hogares y las ventas totales (los que no compran un auto nuevo).

rico. Las estimaciones son muy similares para cualquiera de los outside good elegidos. La riqueza que tiene usar la CASEN es que si se quiere en el futuro realizar un modelo de coeficientes aleatorios como lo hace BLP (1995), se tiene características demográficas para realizar la estimación.

En los datos de las ventas totales de la ANAC, existe al rededor de un 3 % de las ventas que fueron eliminadas en la limpieza de la base por diversas razones. En específico, se eliminan las categorías E y S de la base de datos, que se refieren a autos muy lujosos y deportivos por tener un comportamiento diferente. También existen algunos casos eliminados por no ser autos, sino camiones y ciertos autos que no contaban con características. Por último, también se dejan como outside good modelos con market share muy pequeños ya que no permiten invertir la matriz y la estimación no converge.

Para la estimación de demanda de Nested Logit, que es explicada en la sección del modelo, los autos se agrupan en diferentes grupos (o *nests*). Se prueban varias formas de hacer los nidos. Los grupos determinados finalmente tienen su origen en el artículo de Moral and Jaumandreu (2007) con algunos cambios para tener un mejor ajuste según los datos y el país.

Los grupos en Moral and Jaumandreu (2007) son: Small (Pequeño), Compact (Compacto), Intermediate (Intermedio), Luxury (Lujoso) y Minivan.

Se realizan dos cambios a lo anterior. Primero, se elimina el segmento Compacto y se incorpora en las categorías de Intermedio, Lujoso y Pequeño. En segundo lugar, Moral and Jaumandreu (2007) estudian el caso de España y esta tesis estudia el caso chileno, que presenta ciertas diferencias. Por ejemplo, en Chile existen más caminos de tierra y varios de los autos comprados son "todoterreno",

Cuadro 3: Número de modelos por año y segmento agregado

Año	Intermediate	Luxury	Minivan	SUV	Small	Total
2001	56	30	26	73	16	201
2002	65	31	26	78	22	222
2003	64	39	26	80	23	232
2004	59	40	25	86	21	231
2005	61	40	28	82	24	235
2006	61	50	21	90	25	247
2007	62	48	20	97	30	257
2008	76	56	25	108	36	301
2009	81	62	28	116	42	329
2010	80	63	36	119	41	339
2011	77	63	42	122	44	348
2012	87	62	42	137	52	380
2013	93	63	44	139	58	397
2014	96	74	48	145	59	422
2015	90	75	49	153	56	423
Total	1,108	796	486	1,625	549	4,564

Fuente: Elaboración propia usando datos de la ANAC (2001-2015).

por lo que se agrega el segmento SUV que incluye autos grandes que sirven para todos los terrenos.

El número de modelos que queda por año se muestran en el cuadro 3. El número de modelos total que hay en todos los años es 729. Comparando el total de modelos con el mayor número de modelos en un año (423), muestra que existe entrada y salida de modelos.

En el cuadro 4 se puede ver el promedio de las características por segmento y el total de ventas en todos los años. Es razonable la estadística descriptiva de las características, por ejemplo, tiene sentido que los autos pequeños tengan menor precio en promedio y los autos lujosos tengan mayor precio. Similar a lo anterior también es razonable que los autos pequeños tengan menor cilindrada, potencia y tamaño que los demás segmentos.

Cuadro 4: Características por segmento

	precio	cilindrada	potencia	tamaño	Total ventas
	\$USD	cc	HP	m^3	
Intermediate	11791	2030.59	146.29	11.90	718962
Luxury	32896	2932.87	239.98	14.17	91490
Minivan	12008	2234.98	121.31	17.68	231117
SUV	14458	2710.80	168.96	15.22	1332007
Small	6475	1377.35	91.32	9.62	1020320
Todos	15805	2373.33	161.43	13.82	3393896

Fuente: Elaboración propia usando datos de la ANAC (2001-2015).

Para la estimación de la demanda se necesitan instrumentos para corregir la endogeneidad del precio,

por lo que se utilizan como instrumentos la suma de las características de los rivales como lo hace BLP (1995) y adicionalmente se usan variables de shocks en costos de la base del Banco Central.

4. Modelo

En esta sección primero se especifica el modelo de demanda, luego se deriva las ecuaciones de fijación de precio para finalmente derivar las ecuaciones de pass-through. Adicionalmente, se especifica el modelo de forma reducida con objetivo de poder realizar una comparación entre ambos.

4.1. Estimaciones de demanda

Las estimaciones de demanda evaluadas provenientes de la función de utilidad indirecta:

$$u_{ijt} = \alpha_1(y_{it} - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

Siendo u_{ijt} la utilidad indirecta del individuo i por el producto j en el tiempo t . La utilidad indirecta está definida por el ingreso del individuo y_{it} , el precio del producto p_{jt} , otras características del producto j en el tiempo t X_{jt} , características del producto que son inobservables para el econometrista, pero observables por tanto por los productores como los consumidores ξ_{jt} , y por último, un error idiosincrático para el consumidor i por el producto j en el tiempo t ϵ_{ijt} que es iid.

Los modelos de utilidad indirecta se basan en que cada individuo elige el producto que le provoca mayor utilidad para cada período.

4.1.1. Modelo Logit

Siguiendo a McFadden et al. (1973) primero se realiza un modelo Logit. Esta especificación permite estimar los parámetros sin necesidad de tener el ingreso y las características específicas de los consumidores.

La especificación del modelo Logit está en la ecuación 2.

$$\log \left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}} \right) = -\alpha_1 p_{jt} + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt} \quad (2)$$

Siendo $\log\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right)$ la variable dependiente estándar de los modelos de demanda, es decir, el logaritmo del *market share* del producto j en el tiempo t (s_{jt}) sobre el *market share* del *outside good* en el tiempo t (s_{0t}). La variable de interés es el precio, en la que el resultado de α_1 será utilizado para calcular las elasticidades (y semi-elasticidades) propias y cruzadas. X_{jt} son las variables de control en las que se incluyen tanto efectos fijos y otras variables relevantes de control. El detalle para llegar a la ecuación 2 se encuentra en el anexo A.9.

Los parámetros encontrados en la estimación no son interpretables directamente, éstos deben ser mostrados como elasticidades propias y cruzadas para su interpretación. Las elasticidades propias en el modelo Logit son:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{jt}} \frac{p_{jt}}{s_{jt}} = -\alpha_1 p_{jt} (1 - s_{jt})$$

Las elasticidades precio cruzada en el modelo Logit son:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{kt}} \frac{p_{kt}}{s_{jt}} = -\alpha_1 p_{kt} s_{kt}$$

Los aspectos positivos del modelo Logit es que le encuentra una solución fácil de computar a un problema que anterior a éste no tenía solución estimable. Sin embargo, tiene dos grandes problemas de endogeneidad:

1. El precio es endógeno dado que el ξ está relacionado con el precio. El ξ tiene todas las variables por las que no se controla. Por ejemplo, calidad y variaciones de precios del oferente con incentivo a generar una reacción en la demanda. Es decir, en el ξ están todas las variables omitidas que son importantes para la decisión de la compra¹¹. Este problema puede solucionarse con un instrumento exógeno y relevante. Los instrumentos que generalmente utiliza la literatura son shocks en los costos, precios en otros mercados y la suma de las características de los rivales.
2. El segundo problema es que los patrones de sustitución dependen del *market share* y no de las características, es decir para el caso de los autos, la elasticidad cruzada de algún producto con un Mercedes Benz (auto lujoso) o con un auto chino (auto barato) pueden ser iguales si el Mercedes Benz y el auto chino tienen un *market share* igual. Lo anterior se muestra analizando las formas de las elasticidades cruzadas. El modelo Nested Logit hace que los patrones de sustitución sean menos restrictivos y soluciona parte de este problema.

¹¹También existe doble causalidad, pero todo sesgo puede mostrarse con forma de variable omitida.

4.1.2. Modelo Nested Logit

El modelo Nested Logit, parte de una especificación similar a la de la ecuación 1, la diferencia es que existen dos inobservados (se incorpora un inobservado por grupo al modelo del Logit). Partiendo de una definición similar, se puede expresar como:

$$u_{ijt} = \alpha_1(y_{it} - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt} + \nu_{ijt}$$

Siendo $\nu_{ijt} = \sigma \zeta_{g_{jt}} + (1 - \sigma)\epsilon_{ijt}$

Las variables son las mismas que en la ecuación 1, con la única diferencia del error ν_{ijt} , que ahora se divide en un error de cada grupo por período $\zeta_{g_{jt}}$ y un error idiosincrático de la persona por el producto j en el tiempo t ϵ_{ijt} . La utilidad indirecta se representa como se muestra en la ecuación 3.

$$u_{ijt} = \alpha_1(y_{it} - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt} + \sigma \zeta_{g_{jt}} + (1 - \sigma)\epsilon_{ijt} \quad (3)$$

En este modelo los productos se dividen en grupos, lo que permite capturar una mayor sustitución de los productos dentro del grupo.

El modelo a estimar es:

$$\log\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right) = -\alpha_1 p_{jt} + \gamma_1 X_{jt} + \sigma \log s_{jt/gt} + \xi_{jt} \quad (4)$$

Las variables son las mismas que en la ecuación 2, con la inclusión de $\log s_{jt/gt}$ que es el logaritmo de la cuota de mercado del producto j, partido por la cuota de mercado del grupo g, donde el producto j pertenece al grupo g. La variable agregada incluye la importancia de la sustitución dentro del grupo.

Los parámetros de interés son α_1 y σ . α_1 no puede interpretarse directamente y tampoco puede compararse directamente con el parámetro del Logit, hay que calcular las elasticidades para hacerlos comparables. σ es el parámetro que nos muestra cual de los errores es más fuerte. Si sigma es 1, muestra que no hay error idiosincrático y que al individuo solamente le importan los grupos. Si sigma es 0, muestra que no hay efecto de grupos y que se debiera hacer una estimación por el modelo Logit.

Las elasticidades propias del Nested Logit son:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{jt}} \frac{p_{jt}}{s_{jt}} = -\alpha_1 p_{jt} \left(\frac{1}{1-\sigma} - \frac{\sigma}{1-\sigma} s_{jt|g_{jt}} - s_{jt} \right)$$

Elasticidades cruzadas del Nested Logit si están en el mismo grupo:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{kt}} \frac{p_{kt}}{s_{jt}} = -\alpha_1 p_{jt} \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} s_{kt|g_{jt}} + s_{kt} \right)$$

Elasticidades cruzadas del Nested Logit si están en distinto grupo:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{kt}} \frac{p_{kt}}{s_{jt}} = -\alpha_1 p_{jt} s_{kt}$$

El modelo tiene dos variables endógenas. El precio al igual que el modelo anterior (como en cualquier estimación de demanda) y $\log s_{jt/gt}$. $\log s_{jt/gt}$ es endógena debido a que la cuota de mercado va a depender de cómo se definen los segmentos. Un instrumento usado en la literatura es el número de productos en el segmento.

Si no se utilizan instrumentos para el precio, el parámetro tanto en el Logit como en el Nested Logit tiene un coeficiente menos negativo, es decir, el sesgo es positivo y las elasticidades resultantes son más inelásticas de lo que debieran ser. Si no utilizamos instrumentos para $\log s_{jt/gt}$, se sobreestima el parámetro y dan valores mayores, es decir, el sesgo también es positivo.

Pese a que el Nested Logit permite flexibilizar los patrones de sustitución, siguen existiendo problemas en los patrones de sustitución. Adicionalmente, se realiza una estimación de Nested Logit Generalizado en que se permite dar mayor flexibilidad al modelo Nested Logit incluyendo coeficientes de las variables de interés especiales para cada segmento.

El modelo es una buena aproximación para la estimar la demanda, sin embargo, este modelo al igual que el modelo Logit, no incluye heterogeneidad entre consumidores. Incluir heterogeneidad entre consumidores logra una mejor estimación de los patrones de sustitución y por lo tanto una mejor estimación de demanda. Los modelos que permiten incorporar lo recién mencionado son llamados modelos de coeficientes aleatorios y se basan en los papers de BLP (1995) y Nevo (2001).

4.2. Ecuaciones de fijación de precios

La ecuación de fijación de precio se basa en el equilibrio de la maximización de Nash-Bertrand cuando las firmas son multiproductos.

Una firma multiproducto que maximiza sus utilidades:

$$\max \Pi_f = \sum_{j \in J_f} (p_j - mc_j) \cdot D_j(p)$$

Donde J_f es el conjunto de productos producido por la firma f .

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial \Pi_f}{\partial p_j} : D_j(p) + \sum_{k \in J_f} (p_k - mc_k) \frac{\partial D_k(p)}{\partial p_j} = 0$$

De forma matricial, se obtiene la ecuación a despejar:

$$D(p) = -\Delta(p)'(p - mc) \quad (5)$$

Entonces,

$$p - mc = -(\Delta(p)')^{-1}D(p) \quad (6)$$

Siendo:

$$\begin{bmatrix} D_1(p) \\ D_2(p) \\ \vdots \\ D_n(p) \end{bmatrix} ; \begin{bmatrix} \Delta(p_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial D_1(p)}{\partial p_1} & \frac{\partial D_1(p)}{\partial p_2} & \dots & \frac{\partial D_1(p)}{\partial p_n} \\ \frac{\partial D_2(p)}{\partial p_1} & \frac{\partial D_2(p)}{\partial p_2} & \dots & \frac{\partial D_2(p)}{\partial p_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial D_n(p)}{\partial p_1} & \frac{\partial D_n(p)}{\partial p_2} & \dots & \frac{\partial D_n(p)}{\partial p_n} \end{bmatrix} ; \begin{bmatrix} (p - cm) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (p_1 - mc_1) \\ (p_2 - mc_2) \\ \vdots \\ (p_n - mc_n) \end{bmatrix}$$

En $\Delta(p_t)$, como las firmas son multiproducto, estas toman valor distinto a cero cuando se toma en cuenta otro producto de la misma firma. Se puede notar que si cada firma tiene solamente un producto, la matriz sería diagonal, ya que las derivadas cruzadas serían cero en todos los casos.

Utilizando la ecuación 5 y los parámetros encontrados en la estimación de demanda, se puede despejar los costos marginales estimados por los modelos Logit y Nested Logit. Luego de lo anterior, es posible hacer simulaciones sobre diferentes shocks en costos y realizar contrafactuales de cómo varía el pass-through y los perjuicios.

4.3. Ecuaciones de pass-through

Reescribiendo la ecuación 5 como:

$$Q = D(p) + \Delta(p)'(p - mc) = 0$$

Usando el teorema de función implícita y diferenciando las funciones de primer orden de la ecuación 5 (ver anexo A.11), la matriz de tasas de pass-through puede ser derivada como:

$$\frac{\partial p}{\partial mc} = - \left(\frac{\partial Q}{\partial p} \right)^{-1} \cdot \left(\frac{\partial Q}{\partial mc} \right) \quad (7)$$

La tasa de pass-through depende de la primera y la segunda derivada de la función de demanda (market share).

En lo que la tasa de pass-through sería:

$$\text{Tasa Pass-through} = \frac{\Delta p}{\Delta mc} \cdot 100$$

4.4. Modelo de forma reducida

Por su fácil estimación, el modelo más usado para calcular pass-through es la estimación de forma reducida. La dificultad está en la insuficiencia de datos, posibles endogeneidades por las que no se controla y que el modelo muestra solamente los equilibrios, por lo que no es posible incorporar todos los determinantes del pass-through.

El modelo de estimación de forma reducida básica¹² es:

$$p_{ijt} = \tau mc_{ijt} + \gamma_j + \epsilon_{ijt} \quad (8)$$

En la que p_{ijt} es el precio final del producto i de la marca j en el tiempo t , mc_{ijt} es el costo marginal del producto i de la marca j en el tiempo t , y γ_j son efectos fijos de marca. Adicionalmente, se puede incluir efectos fijos de tiempo y otras variables para ver el efecto con mayor detalle y mejorar la estimación. El costo marginal usado es el CIF¹³/cantidad¹⁴.

¹²Siguiendo el enfoque de Gron and Swenson (2000).

¹³El CIF es el costo, más el seguro, más el flete (en inglés *Cost Insurance and Freight*).

¹⁴También llamado CIF unitario.

En el mejor de los casos, si las variables son exógenas y se incluyeran todas las variables de control necesarias, el τ muestra la elasticidad de pass-through. Lo anterior es en el caso más simple suponiendo que el τ es para todos los modelos igual.

Si se supone que la cantidad vendida se mantiene constante, el pass-through se obtiene multiplicando el sobreprecio por la tasa de pass-through de la industria.

En un ejemplo sencillo, si el sobrecosto es 600 (unidades monetarias) y el τ es 60 %, el descuento del pass-through serían 360. Con lo anterior los daños reales al consumidor directo serían 240 (600-360). El descuento anterior es generalmente muy alto porque no se está contabilizando el efecto de la disminución de ventas¹⁵.

Por lo general se debe ajustar por λ , factor entre 0 y 1, que ajuste por el efecto de cantidad vendida. Por ejemplo si λ es 20 %, el descuento debiera ser $\tau(1 - \lambda)$, es decir, se debiera descontar 48 %, lo que da un descuento de 288 (menor al de 360). El factor de descuento por cantidad λ , depende del nivel de competencia en el mercado aguas abajo. Para mayor detalle, ver Van Dijk and Verboven (2010).

La estimación anterior para calcular perjuicios de colusión tiene la particularidad de que si existen los datos es sencilla de estimar y fácil de entender. Adicionalmente, no es necesario que sean capturados todas las marcas y modelos, sino que solamente los de interés.

La sección de literatura muestra varios problemas de la estimación de forma reducida a modo general.

La crítica principal, es que la estimación de forma reducida, solamente puede ver los equilibrios y no puede capturar ciertos parámetros estructurales que son determinantes del pass-through. MacKay et al. (2014) muestran que solamente si el ambiente económico tiene propiedades muy específicas (e.g: pass-through constante¹⁶), la forma reducida es consistente.

5. Estimación

Se realizan estimaciones de demanda y se computan las elasticidades, luego se recuperan los costos marginales, y por último, se realizan los contrafactuales y las estimaciones de pass-through. Adicionalmente se realiza una comparación de los perjuicios estimados de forma estructural con los perjuicios estimados de forma reducida.

¹⁵Si baja o sube el precio, lo normal es que las personas compren más o menos, existiendo un efecto cantidad que debe ser contabilizado en la estimación.

¹⁶Esto ocurre cuando las demandas son lineales o log lineares y tienen la demanda tiene mark-ups constantes

5.1. Estimación de demanda

Se utilizan las especificaciones los modelos Logit y Nested Logit mencionados anteriormente para realizar las estimaciones. Las variables de control utilizadas son cilindrada, potencia, tamaño y dummies de marca y tiempo. Estas variables fueron elegidas, en primer lugar, por ser relevantes en el modelo, en segundo lugar, debido a que han sido utilizadas en la literatura y, por último, porque se puede observar un buen ajuste de los datos. Se prueba incluir otras variables de control, no obstante, las observaciones disminuyen en una parte importante y adicionalmente no se observan como fundamentales para el modelo¹⁷, por lo que se opta por dejarlas fuera.

Las observaciones son estimadas por modelo y año, separado en diferentes grupos los modelos.

Los principales instrumentos para el precio usados son la suma de las características de los rivales en el segmento tomando la idea de BLP (1995) y el tipo de cambio. Se prueba con diversos instrumentos de shocks a los costos, sin embargo, estos tienen problemas ya sea para invertir la matriz o para tener buenas propiedades como instrumento. El instrumento para la variable endógena adicional del Nested Logit es el número de productos en el segmento.

Los resultados de las estimaciones se encuentran en el cuadro 5. El modelo (1) es el modelo Logit¹⁸, los resultados que acompañan al precio son negativos y significativos lo que lleva a que las elasticidades sean negativas, lo que concuerda con lo esperado. El modelo (2) es el modelo Logit con variables instrumentales. En (3) se muestran los resultados del Nested Logit, este modelo encuentra que el precio es negativo, lo que es razonable, y, que el σ , parámetro que acompaña a $\text{Log}(s_j/sg)$ es cercano a 1, lo que indicaría que hay una fuerte sustitución dentro de los grupos. En el modelo (4) se incluyen variables instrumentales para el precio y $\log(s_j/sg)$, los resultados van en la dirección esperada ya que el sesgo era positivo, es decir, sin instrumentos era menos negativo el coeficiente que acompaña al precio y mayor el coeficiente que acompaña a $\log(s_j/sg)$. Con variables instrumentales el error de grupo no es tan grande como lo es en (2).

El modelo (5) muestra que las características incluídas se ajustan con un R cuadrado de 73 %, lo que es un buen argumento para incluirlas como variables de control.

Los coeficientes de las otras variables que no son de interés es normal que cambien de signo o significancia en la literatura dependiendo de la especificación.

La especificación Logit y Nested Logit no son directamente comparables ya que lo que se compara

¹⁷Tanto porque no son significativas y/o no aporta en los valores de bondad y ajuste.

¹⁸Esto es el modelo Logit, sin instrumentos.

Cuadro 5: Resultados Estimación Modelo base

Variable Dep:	Log(s_j/s_0)				Log(Precio)
	Logit (1)	Logit IV (2)	Nested Logit (3)	Nested Logit IV (4)	OLS (5)
Precio	-0.00007*** (0.00001)	-0.00010*** (0.00004)	-0.00001*** (0.00000)	-0.00039*** (0.00013)	
Cilindrada	-0.00035*** (0.00007)	-0.00029*** (0.00009)	0.00003 (0.00002)	0.00043 (0.00028)	-0.00003** (0.00001)
Potencia	0.00399*** (0.00093)	0.00646** (0.00302)	0.00241*** (0.00027)	0.03062*** (0.01074)	0.00658*** (0.00019)
Tamaño	0.02348*** (0.00885)	0.02786*** (0.01005)	-0.03220*** (0.00370)	0.04495** (0.01762)	0.02773*** (0.00150)
Log(s_j/sg)			0.95066*** (0.00459)	0.46074*** (0.14260)	
N	4564	4564	4564	4564	4564
R cuadrado	.32	.96	.94	.95	.73
First Precio		31		18	
First Log(s_j/sg)				46	

Nota: Los modelos 1 a 4 tienen efectos fijos por marca y año. El modelo (1) es Logit (sin instrumentos). El modelo (2) es Logit IV. El modelo (3) es Nested Logit (sin instrumentos) y (4) es Nested Logit IV. La última columna muestra una regresión OLS con variable dependiente el precio en logaritmo. ***, ** y * indican significancia estadística a los niveles de 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

son las elasticidades. El Nested Logit con variables instrumentales corrige el sesgo en la dirección adecuada, sin embargo, el R cuadrado baja, lo que se arregla en las próximas estimaciones incluyendo coeficientes especiales para las variables de interés.

Respecto a las variables instrumentales, el test de endogeneidad expone que las variables que se suponen endógenas son realmente endógenas por lo que hay que usar instrumentos. La primera etapa cumple con ser mayor a diez, lo que es necesario para que el instrumento sea válido. Por último, el test de exogeneidad (Sargan-Hansen) muestra que se rechaza la hipótesis nula, sugiriendo que el supuesto de identificación no es válido. Sin embargo, este es un problema usual de la estimación de demanda, siguiendo a Nevo (2001), la razón del rechazo del test de sobreidentificación puede ser porque las variables instrumentales no son válidas o porque hay un número de observaciones muy grande.

En Nevo (2001), agregando efectos fijos por ciudades, se puede corroborar que el rechazo del test de sobreidentificación se debe a que existen muchas observaciones. Sin embargo, los datos de demanda de autos en Chile no permiten realizar efectos fijos por ciudades. Dado lo anterior, se va a suponer que el problema es el de muchas observaciones, sin poder comprobar este supuesto.

A pesar de lo anterior, una mejora posible a la investigación es seguir buscando posibles instrumentos que mejoren la estimación. En específico se propone encontrar un instrumento por componentes principales como lo propone Gandhi and Houde (2016). Adicionalmente, se puede incluir el país de origen de los autos junto a una mejor determinación de las fechas de colusión según lo determine el TDLC.

Cuadro 6: Resultados Estimación Nested Logit

Variable Dep:	Log(s_j/s_0)		
	Nested Logit (1)	Nested Logit IV (2)	Nested Logit IV (3)
Precio	-0.00001*** (0.00000)	-0.00039*** (0.00006)	-0.00032*** (0.00006)
Precio x Lujoso	0.00000 (0.00000)	0.00037*** (0.00006)	0.00030*** (0.00006)
Log(s_j/sg)	0.99484*** (0.00273)	0.97468*** (0.10072)	0.99397*** (0.10037)
Log(s_j/sg) x Lujoso	-0.07415*** (0.01220)		-0.23169 (0.19950)
Cilindrada	-0.00002 (0.00002)	0.00056*** (0.00014)	0.00044*** (0.00013)
Potencia	0.00139*** (0.00024)	0.00865*** (0.00185)	0.00732*** (0.00214)
Tamaño	0.01814*** (0.00635)	0.11823*** (0.01508)	0.11094*** (0.01283)
Precio x d1		0.00004* (0.00002)	0.00002 (0.00002)
Precio x d3		-0.00009*** (0.00001)	-0.00011*** (0.00002)
Precio x d4		0.00008*** (0.00002)	0.00007*** (0.00002)
N	4564	4564	4564
R cuadrado	.99	.65	.74

Nota: Todos los modelos tienen efectos fijos por marca y año. El modelo (1) es un modelo Nested Logit (sin instrumentos) con dummies por modelo y agrega interacciones de ambas variables de interés con los autos lujosos. El modelo (2) es un modelo Nested Logit con variables instrumentales que agrega interacciones del precio con todos los segmentos. El modelo (3) es igual al modelo (2), pero adicionalmente agrega una interacción para al sigma del segmento lujoso. ***, ** y * indican significancia estadística a los niveles de 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

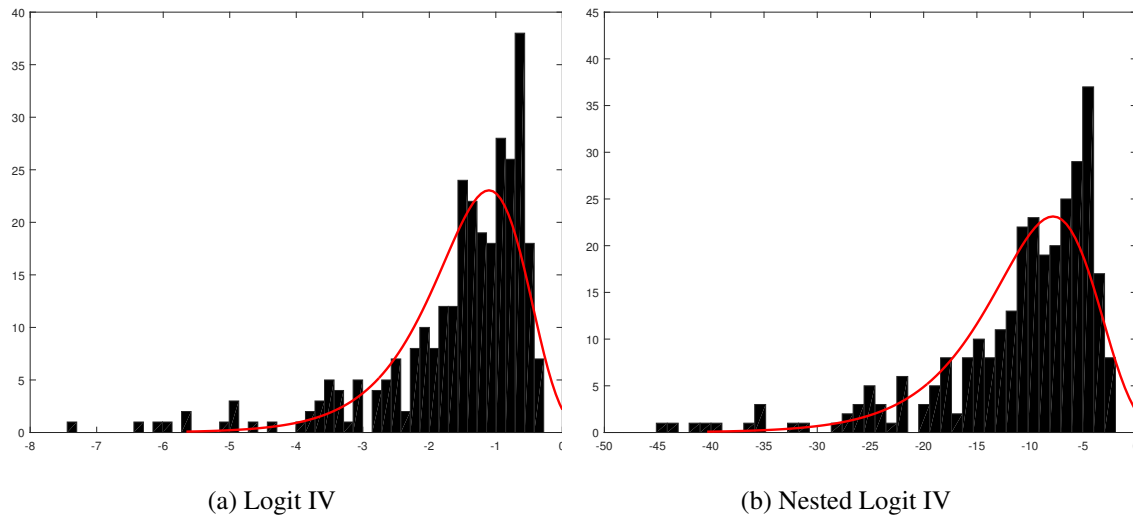
Los resultados de una mayor flexibilidad en los parámetros se muestran en el cuadro 6. Estos resultados permiten calcular coeficientes particulares en algunos grupos. Se debe tomar en cuenta los resultados sin variables instrumentales principalmente, los resultados de variables instrumentales deben desprenderse con cuidado, lo anterior debido a que los modelos (2) y (3) no tienen instrumentos con buenas propiedades.

Lo que muestran los tres modelos, es que los segmentos tienen elasticidades distintas, en especial, el segmento lujoso agrega ruido al modelo. Si el grupo de los autos lujosos logra identificarse en la estimación de variables instrumentales, podría entregar una mejor estimación quitando ruido del modelo.

Se computan las elasticidades del Logit y Nested Logit con variables instrumentales¹⁹. Las sub-figuras 2a y 2b muestran las elasticidades para el Logit y Nested Logit respectivamente para el año 2008. Los resultados del Logit son poco razonables ya que un gran número son menores a 1. Las elasticidades

¹⁹ Al elegirse modelos con variables instrumentales, desde ahora los modelos Logit o Nested Logit mencionados se asume como que incluyen variables instrumentales.

Figura 2: Elasticidades propias 2008



Fuente: Elaboración propia usando datos de la ANAC y resultados de la estimación de demanda.

del Nested Logit están en su mayor parte en valores entre -20 y -2 lo que es razonable. La media para ese año es -11, lo que muestra que la demanda de autos es elástica. Los resultados están en la línea de los encontrados por BLP (1995).

El resultado del Nested Logit se ajusta más a la realidad que los resultados del Logit. Los resultados del Logit en la literatura están sesgados a ser más inelásticos de lo que deberían ser, lo que es consistente con las estimaciones obtenidas.

5.2. Recuperar costos marginales

Se recuperan los parámetros de costo suponiendo competencia Nash-Bertrand de firmas multiproducto y se entrega los resultados del cuadro 7. Los costos recuperados del Logit son al rededor de un tercio del precio observado, lo que no es consistente con lo que se observa en la realidad. Mientras que los costos recuperados del Nested Logit son algo menores que el precio observado, lo que se acerca más a la realidad en una industria relativamente competitiva.

Cuadro 7: Recuperar costos

Año	Logit IV Costo Marginal (\$US)	Nested Logit IV Costo Marginal (\$US)	Precio Observado (\$US)
2001	5179.83	13754.13	15213.35
2002	6198.40	14780.58	16234.08
2003	7063.46	15654.00	17110.26
2004	6210.16	14813.09	16275.00
2005	5284.22	13907.64	15373.15
2006	5857.13	14476.79	15944.38
2007	5533.71	14166.48	15631.22
2008	5463.56	14088.76	15543.54
2009	6274.87	14865.69	16319.28
2010	5812.46	14444.60	15902.06
2011	4994.86	13640.69	15097.95
2012	4227.85	12861.89	14311.39
2013	4416.85	13052.47	14499.77
2014	6105.55	14717.54	16162.20
2015	7610.49	16211.71	17654.47

Fuente: Elaboración propia en base a los resultados de las estimaciones.

Asumir competencia Nash-Bertrand con firmas multiproductos es el supuesto más común si no se tiene indicios de que la industria está coludida (como es el caso de los autos en Chile). Los resultados si se supone que cada producto compite Nash-Bertrand o la industria está coludida pueden verse en el anexo A.10. No obstante, los resultados de los modelos alternativos no son utilizados en las simulaciones.

6. Precios contrafactuales y Pass-through

Se realizan las estimaciones de acuerdo a diferentes shocks simulados. En el cuadro 8 aparecen diferentes contrafactuales de los posibles costos.

En el modelo (1) se simulan los precios fijados por las automotoras con los costos marginales recuperados de la sección anterior, se realiza una maximización de acuerdo al criterio Nash-Bertrand con firmas multiproductos. El precio recuperado es similar al precio observado, la media por año es un poco mayor al precio observado y los resultados individuales varían (algunos son mayores y otros menores), sin embargo, en general son similares.

Cuadro 8: Precios Estimados

Simulación	(1)	(2)	(3)	(4)	
Año	Precio Estimado mc	Precio Estimado mc · 0.95	Precio Estimado mc · 1.05	Precio Estimado simula colusión	Precio Observado
2001	15326.47	14629.91	16006.37	14952.33	15213.35
2002	16562.25	15816.78	17306.44	16175.88	16234.08
2003	17288.29	16501.05	18089.05	16913.13	17110.26
2004	16610.40	15863.08	17476.58	16189.86	16275.00
2005	15503.39	14817.04	16193.01	15142.12	15373.15
2006	16128.12	15407.95	16846.23	15770.61	15944.38
2007	15696.21	14993.07	16399.66	15343.14	15631.22
2008	15785.55	15076.62	16491.74	15466.35	15543.54
2009	16451.34	15750.79	17160.78	16093.56	16319.28
2010	15983.02	15271.80	16694.16	15620.68	15902.06
2011	15489.91	14802.47	16164.80	15114.41	15097.95
2012	14611.48	13968.80	15234.74	14280.26	14311.39
2013	14614.77	13967.64	15260.66	14291.58	14499.77
2014	16253.90	15521.15	16984.90	15927.85	16162.20
2015	17779.66	16963.59	18593.09	17427.87	17654.47

Fuente: Elaboración propia en base a los resultados de las simulaciones.

Nota: El modelo (1) muestra el precio con los costos marginales recuperados en el Nested Logit. El modelo (2) y (3) utilizan los mismos costos marginales que (1), pero le aplican shocks a la industria y disminuyen/aumentan los costos marginales en 5%. El modelo (4) simula que todas las marcas de colusión debieran tener costos 5% menores en los años de colusión. Todos los resultados muestran la media de todos los modelos para cada año.

En los modelos (2) y (3) se simulan shocks en costos que afectan a toda la industria. Se simula que cada uno de los costos marginales son respectivamente un 5% menores y un 5% mayores de los estimados en (1)²⁰. Con estos costos, se realizan las maximizaciones y se encuentran los precios para cada uno de los modelos. En los modelos (2) y (3) del cuadro 8, se muestran las medias de los precios obtenidos por año para todos los modelos de autos.

Con los resultados agregados de los tres primeros modelos se puede ver el efecto pass-through de un año a otro por industria. Comparando (2) y (3) con (1), en 2001 se muestra que una disminución de costos del 5%, disminuye los precios de los consumidores en 4.5% en promedio. Asimismo, un aumento de costos de 5%, aumenta los precios en un 4.4% para los consumidores en promedio. Los resultados muestran para el 2001 tasas de pass-through promedio de 90% con una disminución de costos y de 88% con un aumento de costos. Los resultados corroboran que el pass-through no es lineal, por lo que no solamente importan los datos históricos.

En el modelo (4) del cuadro 8, se supone que las marcas y fechas expuestas por la FNE de colusión eran verdaderas y que éstas tuvieron un sobrecosto de un 5%, por lo que se simula cuál hubiese sido el precio de todos los modelos, si las marcas afectadas en los años afectados hubiesen tenido un costo de un 5% menor.

²⁰El 5% es un valor de prueba que se utiliza para ver los posibles efectos.

Los resultados de (4) son heterogéneos. Se puede ver que es relevante la forma en que se comportan todos los participantes y la manera en que se afectan mutuamente entre marcas.

Un efecto es que a menor elasticidad de la demanda, el pass-through debiera ser mayor debido a que la oferta puede traspasar una mayor parte del shock. De esta forma, los autos lujosos y los autos SUV, autos que en promedio tienen demanda más inelástica, pueden traspasar un pass-through mayor.

Otro de los efectos es que si existe poca competencia, los mark-ups tienden a ser más altos, por lo que las firmas pueden traspasar menos del sobrecosto al precio dado que pueden absorber parte de éste (en caso de que aumente el costo). En este análisis, los autos lujosos pueden traspasar un precio menor debido a la menor competencia²¹. A su vez, los segmentos SUV, Small e Intermediate se encuentran en un mercado más competitivo con lo que el pass-through es mayor.

Son varios los efectos que pueden ir en igual u opuestos sentidos que determinan el pass-through en cada caso. Estos determinantes son principalmente, la curvatura de demanda, la estructura de competencia, la elasticidad de oferta y la sustitución entre productos. Adicionalmente, la cantidad de modelos que se ve afectado por el shock en conjunto con los determinantes recién mencionados también es una interacción importante para el pass-through²².

En el cuadro 9 se puede ver el pass-through promedio de los autos afectados por la colusión cuando existe un shock para las marcas coludidas y cuando existe un shock para toda la industria.

Cuadro 9: Resultados pass-through por segmento

Segmento	Colusión (4)	Todos (2)
Intermediate	83.57	85.68
Luxury	81.28	88.54
Minivan	82.65	85.15
SUV	88.41	89.55
Small	72.21	76.05

Nota: Se muestra el pass-through promedio de las marcas afectadas por la colusión según el requerimiento de la FNE suponiendo una disminución de costo de 5 % en dos casos; marcas afectadas por la colusión en los tiempos afectados por la colusión y todas las marcas en todos los años. Lo anterior es igual al modelo 4 y 2 presentado en el cuadro 8.

Fuente: Resultados de las simulaciones utilizando los datos de la ANAC.

Los resultados muestran pass-through diferentes por segmentos, sin embargo, el orden de pass-through

²¹Efecto que va en dirección opuesta al caso anterior.

²²Por ejemplo, un modelo en el que la demanda es muy sensible al precio y es fácilmente sustituible por sus competidores va a variar mucho menos su precio si el shock es individual a que si el shock fuera a toda la industria.

no es consistente dependiendo si todos se coluden o solamente algunos dado las interacciones entre los efectos. En específico, el segmento lujoso no tiene una tendencia clara, lo que puede explicarse debido a que existen dos efectos contrapuestos mencionados anteriormente²³. En los datos desagregados el pass-through tiene alta variabilidad en el segmento lujoso.

Se observa que el pass-through de los autos pequeños en promedio es menor al de los otros segmentos de auto, mientras que el pass-through de los SUV en promedio es mayor.

Algunos ejemplos de pass-through individuales se muestran en el cuadro ???. Se pueden ver marcas con modelos con mayor y menor pass-through y diferentes cambios dependiendo de cómo afectan los shocks. Por ejemplo, el Mazda CX9 tiene el pass-through más alto de la tabla y tiene baja variación dependiendo de cómo afectan los shocks a los competidores, lo que podría explicarse al ser un auto con demanda no muy elástica, que el segmento (SUV) tiene varias variedades de modelo²⁴, y, que exista una baja sustitución debido al precio de este modelo con otros modelos²⁵.

Cuadro 10: Pass-through por marca

Año	Marca	Colusión (4)	Todos (4)	Sólo marca	Segmento
2009	Mazda 3	87.02	87.05	86.73	Intermediate
2011	Mazda CX9	94.05	94.05	94.04	SUV
2010	BMW 750	80.67	89.89	78.91	Luxury
2012	Toyota Yaris	79.88	80.04	79.75	Small
2013	Toyota FJ Cruiser	86.37	86.66	63.72	SUV
2009	Suzuki Grand Nomade	88.87	88.88	88.83	SUV
2009	Suzuki Swift	79.54	81.22	76.58	Small
2009	Suzuki Alto	63.84	66.82	58.61	Small
2009	Suzuki Maruti	48.53	52.76	41.08	Small
2010	Suzuki APV Minivan	83.16	83.34	82.90	Minivan

Nota: Se muestran los mismos modelos presentados en el cuadro 9 de forma individual por modelo y adicionalmente se incluye el pass-through si solamente la marca hubiese sido afectada por la colusión.

Fuente: Resultados de las simulaciones utilizando los datos de la ANAC.

Por otro lado, el Suzuki Alto y el Suzuki Maruti tienen bajo pass-through debido a que tienen mayor

²³Estos efectos son en primer lugar, que tienen una demanda más inelástica, por lo que la demanda no es tan sensible al precio. Por otro lado, tienen un margen mayor que la mayoría de los autos y no les afecta de gran forma los cambios en costos.

²⁴Las primeras dos razones explican un pass-through elevado.

²⁵La última razón explica una baja diferencia entre los shocks que afectan a toda la industria o solamente a la marca.

elasticidad. El pass-through de estos autos depende de forma importante si el shock fue individual a la marca o fue un shock a toda la industria, al existir varios sustitutos a estos modelos y estar en un segmento competitivo. El modelo muestra que si le bajan los costos, que para la elección de estos autos el precio es un determinante muy importante, por lo que que solamente la marca Suzuki baje los precios hace que la demanda compre más de estos modelos teniendo un margen mayor. El cuadro también muestra que el Toyota Yaris y el Suzuki Swift, pese a estar en el mismo segmento que los Suzuki Alto y Maruti, tienen un pass-through algo mayor y con menor variabilidad dependiendo si el shock es a la industria o individual a la marca. Una posible explicación a la menor variabilidad dependiendo del shock, se debe a las diferencias de curva de demanda y elasticidades cruzadas entre modelos.

Esta variabilidad del pass-through entre modelos y dependiendo de los afectados de los shocks provoca una diferencia en los perjuicios entre las marcas debido a la colusión.

Para indagar más sobre los perjuicios heterogéneos dependiendo de si el shock afecta a una marca o a varias marcas, se realiza otro contrafactual que solamente afecta a una marca y se ven los resultados más detalladamente.

El cuadro 11 parte de la estimación (4) del cuadro 8, y, se asume que los costos de una marca, Mazda en este caso, aumentan en un 10 % debido a la colusión (por lo que se simula una reducción del 10 % conforme al costo marginal recuperado). El resultado de interés es que algunos modelos cambian sus precios y otros no. En particular, los modelos que son más sustitutos cambian sus precio, pero los que no son sustitutos no lo cambian.

Cuadro 11: Ejemplo shock en precios para Mazda

Año	Marca	Modelo	Precio (4)	Precio (4) Mazda 10 %
2010	Toyota	Corolla	9107.90	9104.73
2010	Tata	Xenon	10472.23	10472.23
2011	Toyota	FJ Cruiser	20160.29	20160.28
2012	Chevrolet	Cruze	9810.49	9803.85
2012	JAC	J3 Turin	4833.49	4833.49

Fuente: Resultados de las simulaciones utilizando los datos de la ANAC.

El resultado muestra que es relevante incluir todos los cambios al modelo y no solamente los datos históricos para encontrar el efecto real. Que varíe el precio de un modelo, afecta el precio de los sustitutos. En la estimación de forma reducida solamente se ve la información histórica y no se contemplan cómo afectan los cambios de costos entre modelos, lo que muestra un análisis incompleto.

Finalmente, se realiza una última simulación en que se estiman los perjuicios de una marca (Toyota) para luego compararlos con el modelo en forma reducida.

Realizando supuestos de la disminución de costos marginales sin colusión de 2.8 % ²⁶, se estiman los perjuicios para Toyota si esta marca no hubiera sido objeto de la colusión.

Se realizan dos simulaciones una si solamente Toyota no hubiese sido afectada y otra si ninguna de las marcas mencionadas por la FNE hubiese sido afectada y se comparan con la simulación de la situación que sucedió realmente. Los resultados varían de manera importante. En específico, cuando solamente Toyota no es afectada, en todos sus modelos tiene mayores beneficios de la simulación con menores costos. Por otro lado, incluyendo una reducción de costos a todas las marcas afectadas, existen algunos modelos en algunos años (en general los modelos con mayor sustitución de las marcas que bajan precios) en que los perjuicios son negativos. Es decir, por el hecho de que varios de los sustitutos tengan menores costos, Toyota tiene que establecer menores precios y tener un margen menor en algunos de sus productos.

Se realizan las simulaciones y se obtienen nuevos precios y market share debido al cambio en los costos marginales en los períodos en los que la FNE expone en su requerimiento que existió colusión. En el cuadro 12 se muestran los promedios por años de los resultados obtenidos, primero se encuentran los precios promedios de los modelos de autos y luego, la suma del market share de todos los modelos de Toyota.

Cuadro 12: Simulaciones Toyota

Simulaciones 2009-2013 (promedios)		
Modelo simulación	Precio promedio	Beneficios promedio
Costos observados	15,404	38,560,438
Costos menores marcas requerimiento FNE	15,028	40,959,726
Costos menores solamente Toyota	15,056	47,627,977

Fuente: Resultados de las simulaciones utilizando los datos de la ANAC.

Nota: Los resultados muestran en la segunda columna y tercera columna respectivamente el precio y beneficio promedio simulado en la fijación de precios de Toyota con cada tipo de costo en el período de colusión. Se promedian todos los modelos de Toyota y los años afectados por la colusión. Los resultados están en dólares.

Los perjuicios en este caso se obtienen con la cuantificación de la disminución de beneficios entre los resultados simulados con respecto a la simulación de la situación actual.

La suma de los perjuicios en el caso en que solamente a Toyota se le reduce el costo es US 45,337,697 contra US 11,996,439 de que a todos los afectados por la colusión se les reduzca el costo. Estos

²⁶Esta información se obtiene de la estimación de forma reducida que se realiza en la siguiente subsección.

resultados se comparan a continuación con el análisis de forma reducida.

6.1. Análisis de la metodología en forma reducida y forma estructural

En esta sección se realiza una estimación en forma reducida de la marca Toyota para poder realizar una comparación con la metodología anterior. En la ecuación 8 se muestra la especificación básica para estimar de forma reducida. Sin embargo, los datos utilizados en ambas estimaciones son diferentes. Para estimar de forma reducida es necesario tener una aproximación de los costos marginales por lo que se ocupan los datos de aduana. En estos datos la información no se encuentra por modelo, por lo que la estimación se realiza a nivel de marca.

El resultado para las 10 marcas más vendidas en Chile se puede ver en el cuadro 13 y este varía según la especificación. Hay tres tipos de especificaciones, la especificación pooled, la especificación de efectos fijos por marca y la especificación de efectos fijos por marca y tiempo.

Los resultados pooled y de efectos fijos por marca y tiempo, son similares a lo que encuentra Gron and Swenson (2000) y Hellerstein and Villas-Boas (2010). Los resultados de efectos fijos por marca, solamente están en el rango de lo encontrado por Hellerstein and Villas-Boas (2010) y son menores a los que estima Gron and Swenson (2000). No obstante, los autores realizan una estimación de efectos fijos por modelo, lo que es diferente a lo utilizado acá. Este ejercicio es simple y se incorpora solamente las 10 marcas más vendidas (no existe ninguna opción por modelo).

Si se incluyen efectos fijos por tiempo el resultado disminuye. La inclusión de efectos de tiempo permite remover el co-movimiento del precio y costo que era común para todas las firmas dado un año. En esta especificación, también se remueve por shocks en costos que son comunes a todos los fabricantes de autos y basándose en la identificación de los productores de autos, los precios responden a su propio shock en costos. La disminución en el resultado es consistente con lo encontrado por Gron and Swenson (2000) y esto significa que la medida de pass-through es más grande para shocks en costos experimentado por todos los productos que por el shock específico de la marca.

Se necesita definir un coeficiente de pass-through y un coeficiente de efecto cantidad. No es fácil definir el coeficiente de pass-through que debiera ser utilizado. La estimación de pass-through por industria tanto acá como en la literatura empírica da un resultado más alto que la estimación por firma. La literatura también muestra que un shock que afecta a toda la industria tiene resultados asimétricos entre las firmas lo que no se puede ver en los modelos presentados. Se está intentando ver shocks que afectan a gran parte de la industria, sin embargo no a todos, por lo que no se puede definir uno de los

Cuadro 13: 10 marcas más vendidas en Chile: Forma reducida

Variable Dep:	Log precio					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Log (CIF/Cant)	0.422*** (0.010)	0.265*** (0.046)	0.122** (0.047)			
Log (CIF/Cant) Asia				0.500*** (0.011)	0.283*** (0.046)	0.130** (0.052)
EF marca	No	Si	Si	No	Si	Si
EF tiempo	No	No	Si	No	No	Si
N	1559	1559	1559	1260	1260	1260

Fuente: Aduanas y ANAC (2002-2015), se realiza una regresión con las diez marcas más vendidas en Chile. ***, ** y * indican significancia estadística a los niveles de 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

resultados como dados. Se toma como prueba tres valores de la tasa de pass-through para evaluar los posibles resultados.

Adicional a esto, hay que ajustarlo por el efecto cantidad²⁷ para calcular el total de los perjuicios. El λ depende del poder de mercado de Toyota, si λ es cero, significaría que hay competencia perfecta. Por otro lado, si se asume que el mercado de los autos es un cartel o un monopolio, el λ es 1, en este caso, el sobre costo sería una aproximación correcta de los perjuicios. Asumiendo que no existe competencia perfecta ni monopolio, se prueba con tres valores de λ .

Por otro lado, no se sabe cuánto del precio del flete se aumento por la colusión y cuánto se aumenta debido a otro tipo de shocks. Comparando con una marca que no tuvo colusión (como se ve en A.12) se ajustarán las proporciones al mismo porcentaje que sube Hyundai (23.3 %). Lo anterior entrega que los costos de Toyota debían ser US 1,073.9 el período de 2009 a 2013²⁸. Todo esto suponiendo que Hyundai y Toyota tienen las mismas tendencias en sus fletes/cantidad²⁹ y la única diferencia en la tendencia es debida a la colusión.

El precio del flete debiera ser un 28 % menor según este cálculo y, dado que el flete era un 10 % del valor total en Toyota, el aumento en costos debido a la colusión es de aproximadamente 2.8 % (es decir, si no hubiera existido colusión el costo marginal de Toyota sería 2.8 % menor). El sobre costo del flete en promedio es US 412³⁰. Es decir, el costo marginal debiera ser US 14,448³¹.

El total de las ventas por Toyota en el período de colusión fueron 113,765 según los datos de ANAC,

²⁷ Recordar que los perjuicios para el consumidor directo son el sobre costo, menos el efecto pass-through, más el efecto cantidad. Siendo este último los perjuicios por lo que dejó de vender debido al mayor precio.

²⁸ Si se supone un aumento de 23.3 %, el costo de 2009 a 2013 debería ser US 1074 y no US 1486 como realmente fue, dado que tuvo un incremento de costos mayor producto de la colusión.

²⁹ Revisando las tendencias de ambas marca, se puede notar que era similar hasta un año previo a la colusión, en lo que Toyota sube de manera importante.

³⁰ El valor del flete, menos el valor que debería haber tenido el flete sin colusión.

³¹ Costo marginal menos el sobre costo (14,860-412).

por lo que el sobre costo total es igual a 113,765 veces el sobre costo por unidad (US 412), lo que lleva a un sobre costo de US 46,871,180.

Sin embargo, como se menciona anteriormente, los perjuicios no son solamente el sobre costo. También hay que incorporar el efecto pass-through y el efecto cantidad.

$$\text{Perjuicio} = \text{Sobre costo} - \text{Efecto Pass-through} + \text{Efecto Cantidad}$$

$$\text{Perjuicio} = \text{Sobre costo} - \text{Sobre costo} \cdot \tau + \text{Sobre costo} \cdot \tau \cdot \lambda$$

Se prueban tres valores para τ y λ lo que muestra diferentes resultados para Toyota que pueden verse en el cuadro 14³². Como se menciona anteriormente, esta forma tiene varios problemas y adicionalmente con bienes heterogéneos los resultados, salvo a condiciones muy específicas pueden ser sesgados.

Cuadro 14: Resultados forma reducida

		τ		
		-0.1	-0.2	-0.4
	0.1	42,661,377	38,442,120	30,003,606
λ	0.2	43,130,184	39,379,733	31,878,832
	0.5	44,536,603	42,192,571	37,504,508

Fuente: Estimación de perjuicios de forma reducida con diferentes valores de τ y λ .

Nota: Los valores están en dólares.

Con lo anterior, se puede hacer una comparación de los perjuicios estimados con ambos modelos. Pese a que la comparación no debiese ser directa debido a que no se toman las mismas bases para realizar la estimación.

Los perjuicios estimados para Toyota mediante el modelo Nested Logit, entregan perjuicios de US 45,337,697 (calculando efectos solamente para Toyota) y US 11,996,439 (calculando efectos para todos los afectados por la colusión según el requerimiento de la FNE).

Los valores de forma reducida aparecen en el cuadro 14. Estos valores están entre ambos resultados del Nested Logit, pero se acercan más a la estimación que solamente Toyota se ve afectado.

En la colusión de las navieras existen varias marcas afectadas, por lo que el valor real del perjuicio debiese ser más cercano a la simulación que incorpora los efectos para todas las marcas afectadas. La

³²Los resultados están sujetos a los supuestos realizados para todo el período de colusión propuesto por la FNE

forma reducida calcula perjuicios sin tomar en cuenta el equilibrio general, lo que sesga los resultados y lleva a encontrar resultados incorrectos.

7. Conclusiones

Esta tesis realiza estimaciones del traspaso de shocks en costos al precio final (o pass-through) en el mercado automovilístico chileno con objetivo de poder realizar una correcta estimación de perjuicios en un caso de colusión.

Los shocks en los costos se deben a la colusión de las navieras, en la que las empresas coludidas realizaron acuerdos de respeto de rutas por marca de autos con el objetivo de que la naviera que tenía adjudicada la ruta pudiera subir sus precios sin riesgo de que otro competidor propusiera una mejor oferta. Una particularidad de estos shocks es que son heterogéneos por marca y tiempo, lo que permite realizar un mejor estudio de las asimetrías en el pass-through.

Los objetivos de realizar lo expuesto son: en primer lugar, reafirmar la importancia del efecto pass-through en la estimación de perjuicios de casos de colusión (salvo ciertos casos específicos). En segundo lugar, mostrar que las estimaciones en forma reducida del pass-through son sesgadas en la mayor parte de los casos. Por último, inspeccionar las asimetrías de pass-through por medio de shocks heterogéneos cuando existen bienes diferenciados.

La motivación tiene origen debido al reciente interés de estimar correctamente los perjuicios de colusión, siendo el pass-through una discusión importante, tanto en la literatura como por diversas autoridades de libre competencia a nivel internacional. Mientras que en Chile el pass-through en casos de colusión ha sido poco tratado, por lo que el objetivo a nivel nacional del presente documento es incentivar una mayor discusión y pronunciamientos sobre del tema.

Con respecto a la estimación de pass-through en general, la literatura muestra que el pass-through depende al menos de la curvatura de demanda, de la estructura de competencia y de la elasticidad de oferta. Asimismo, con bienes diferenciados, la sustitución entre productos es también un determinante importante. Dado que la forma reducida (estimación más utilizada para calcular el pass-through) no logra capturar estos parámetros, las estimaciones con esta metodología son por lo general sesgadas.

Una segunda opción para calcular el pass-through es calcular los parámetros fundamentales de demanda, asumir un modelo de oferta que sea razonable y realizar contrafactuales.

El modelo utilizado se basa en la segunda opción mencionada para la determinación de pass-through.

En la realización del cálculo, primero se estiman los parámetros de demanda por medio de un Nested Logit. Una vez obtenidos los parámetros de demanda y asumiendo competencia multiproducto Nash-Bertrand por parte de las firmas, se recuperan los costos marginales. Los costos marginales a su vez se utilizan para calcular los contrafactuales.

Las primeras simulaciones se realizan analizando toda la industria. Los resultados muestran tasas de pass-through entre cero y uno. Realizando un shock agregado a la industria que baja/sube el costo marginal en 5 % de todos los modelos, en promedio³³ se baja/sube el precio en un 90 %/88 % del shock de costos. Este resultado muestra entonces que existe un alto traspaso.

En los shocks se muestra gran heterogeneidad: algunas marcas suben o bajan más sus precios teniendo el mismo shock. También existe heterogeneidad si el shock sube o baja los costos en el traspaso.

En el caso de la colusión de las navieras, los shocks fueron heterogéneos por marca y período. Se simula que los costos marginales en la unidad marca y tiempo de colusión³⁴ deberían haber sido menores en un caso hipotético sin colusión. En específico, se simula que los costos son un 5 % menores para las marcas afectadas en los tiempos en los que ocurrieron acuerdos de respeto de rutas. Se muestra gran heterogeneidad en los resultados.

Para fijarse en la heterogeneidad, se realiza una simulación igual a la anterior excepto por un cambio en el costo marginal (durante el periodo de colusión) de una de las marcas afectadas, reduciéndolo en un 10 % en vez de un 5 %. El resultado de esta variación es que las marcas que son sustitutas a la marca a la que se le redujo el costo marginal, bajan sus precios en los períodos simulados, mientras que las con menor sustitución no los disminuyen.

A modo de comparación, se computan resultados de estimación de perjuicios de tres formas, dos de las estimaciones son de forma estructural y una de forma reducida. Las estimaciones estructurales comparan los perjuicios de una marca en primer lugar si solamente esa marca ve afectados sus costos y en segundo lugar si esa marca y otras ven afectados sus costos. Ambas estimaciones de perjuicios tienen resultados muy diferentes, mientras que la estimación de forma reducida encuentra resultados entre ambas estimaciones de forma estructural, pero con resultados más cercanos a la primera estimación (cuando solamente una marca baja sus costos marginales).

Los perjuicios reales para la marca afectada debieran ser más cercanos a la segunda estimación (cuando varias marcas ven afectados sus costos marginales), debido a que la colusión de las navieras afectó a diversas marcas.

³³Este promedio es en primer lugar el promedio de cada año y luego el promedio del promedio de todos los años.

³⁴Esta información de acuerdo al requerimiento de la FNE Rol N° C-292-2015.

Los resultados de la comparación, por un lado, muestran que incluir la variación en costos de todas las marcas es relevante ya que se llega a perjuicios muy distintos que si solamente se incluye una. Por otra parte, estos resultados reafirman el punto de que debido a que la forma reducida no captura los diferentes efectos entre las marcas, los resultados de la estimación de pass-through y de perjuicios utilizando la forma reducida, llevan a resultados equivocados.

Un punto que queda pendiente es la inclusión de las fechas y marcas finales que entregue el TDLC en su informe final tanto para mejorar los instrumentos como para realizar la estimación de pass-through.

Referencias

- S. P. Anderson, A. De Palma, and B. Kreider. Tax incidence in differentiated product oligopoly. *Journal of Public Economics*, 81(2):173–192, 2001.
- S. Berry, J. Levinsohn, and A. Pakes. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 841–890, 1995.
- C. Bonnet and S. B. Villas-Boas. An analysis of asymmetric consumer price responses and asymmetric cost pass-through in the french coffee market. *European Review of Agricultural Economics*, 43(5): 781–804, 2016.
- C. Bonnet, P. Dubois, S. B. Villas Boas, and D. Klapper. Empirical evidence on the role of nonlinear wholesale pricing and vertical restraints on cost pass-through. *Review of Economics and Statistics*, 95(2):500–515, 2013.
- J. I. Bulow and P. Pfleiderer. A note on the effect of cost changes on prices. *Journal of political Economy*, 91(1):182–185, 1983.
- B. Durand, I. Williams, P. Hitchings, I. Quintana, J. Hain-Cole, and L. Loras. Study on the passing-on of overcharges, 2016.
- R. Economics. Cost pass-through: theory, measurement, and potential policy implications—a report prepared for the office of fair trading, 2014. URL www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/320912/Cost_Pass-Through_Report.pdf.
- M. Fabinger and E. G. Weyl. Pass-through and demand forms. *This work is in progress. For a draft of notes, contact Glen Weyl at weyl@uchicago.edu*, 2012.
- H. W. Friederiszick and L.-H. Röller. Quantification of harm in damages actions for antitrust infringements: Insights from german cartel cases. *Journal of Competition Law and Economics*, 6(3): 595–618, 2010.
- A. Gandhi and J.-F. Houde. Measuring substitution patterns in differentiated products industries. *University of Wisconsin-Madison and Wharton School*, 2016.
- A. Gron and D. L. Swenson. Cost pass-through in the us automobile market. *Review of Economics and Statistics*, 82(2):316–324, 2000.
- M. A. Han, M. P. Schinkel, and J. Tuinstra. The overcharge as a measure for antitrust damages. 2009.
- R. Hellerstein. Who bears the cost of a change in the exchange rate? pass-through accounting for the case of beer. *Journal of international economics*, 76(1):14–32, 2008.
- R. Hellerstein and S. B. Villas-Boas. Outsourcing and pass-through. *Journal of International Economics*, 81(2):170–183, 2010.
- D. Kim and R. W. Cotterill. Cost pass-through in differentiated product markets: The case of us processed cheese. *The Journal of Industrial Economics*, 56(1):32–48, 2008.
- W. M. Landes and R. A. Posner. Should indirect purchasers have standing to sue under the antitrust laws? an economic analysis of the rule of illinois brick. *The University of Chicago Law Review*, 46 (3):602–635, 1979.

- A. MacKay, N. H. Miller, M. Remer, and G. Sheu. Bias in reduced-form estimates of pass-through. *Economics Letters*, 123(2):200–202, 2014.
- D. McFadden et al. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. 1973.
- N. H. Miller, M. Osborne, and G. Sheu. Pass-through in a concentrated industry: empirical evidence and regulatory implications. *The RAND Journal of Economics*, 48(1):69–93, 2017.
- M. J. Moral and J. Jaumandreu. Automobile demand, model cycle and age effects. *Spanish Economic Review*, 9(3):193–218, 2007.
- A. Nevo. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica*, 69(2):307–342, 2001.
- T. J. Richards and S. F. Hamilton. Variety pass-through: An examination of the ready-to-eat breakfast cereal market. *Review of Economics and Statistics*, 97(1):166–180, 2015.
- J. B. Taylor. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7):1389–1408, 2000.
- T. Van Dijk and F. Verboven. Quantification of damages. *Issues in Competition Law and Policy, American Bar Association*, 2008.
- T. Van Dijk and F. Verboven. Implementing the passing-on defence in cartel damages actions. *Global Competition Litigation Review*, 3(3):98–106, 2010.
- F. Verboven and T. v. Dijk. Cartel damages claims and the passing-on defense. *The Journal of Industrial Economics*, 57(3):457–491, 2009.
- E. G. Weyl and M. Fabinger. Pass-through as an economic tool: Principles of incidence under imperfect competition. *Journal of Political Economy*, 121(3):528–583, 2013.

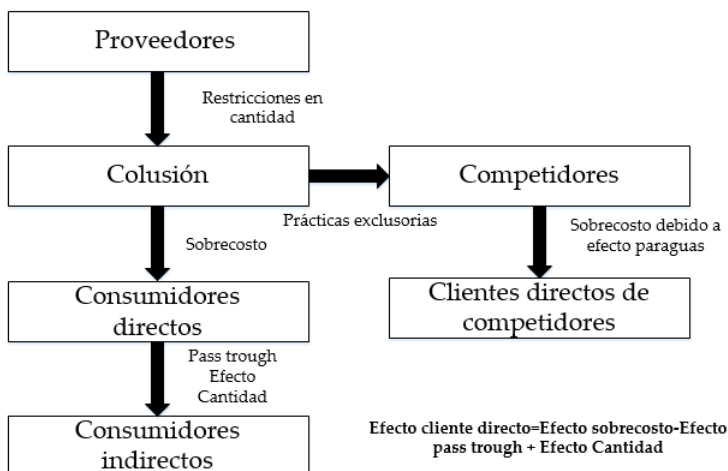
Legislación y casos

- Antitrust Modernization Commission. 2007. Report and Recommendations to the President and Congress. Civil and Criminal Remedies, Chapter 3.
- California v. ARC America Corp., 490 U.S. 93 (1989).
- European Commission, 2005, Green Paper: Damages Actions for Breach of the EC Antitrust Rules (DG-Competition, Brussels, Belgium).
- Illinois Brick Co. v. Illinois, 431 U.S. 720 (1977).
- Fiscalía Nacional Económica, Requerimiento Rol N° C-292-2015.
- White Paper on Damages Actions for Breach of the EC antitrust rules, EU: Com (2008) 165, 2.4.2008.

A. Anexos

A.1. Perjuicios en colusión

Figura 3: Perjuicios en colusión



Fuente: Friederiszick y Röller (2010)

A.2. Comparación Pass-through

Cuadro 15: Comparación pass-through

	¿Resultados diferentes dependiendo la estimación de pass-through?
Anderson et al. (2001)	No. Bajo ciertas condiciones, los resultados de Bertrand diferenciado corroboran los resultados de Cournot de otros autores.
Kim y Cotterill (2008)	Intermedio. Bajo un modelo de precios Nash-Bertrand o colusivo, los resultados de pass-through difieren. Los resultados de forma reducida están entre ambos tipo de comportamiento. Se muestra que la forma reducida no distingue conducta.
Hellestein (2008)	Intermedio. Los resultados de pass-through de los retailer en la industria de la cerveza difieren si se estima de forma reducida o forma estructural. Los resultados de forma reducida son 0.11 y los resultados de forma estructural tienen una media de 0.2. El rango está entre 0.01 y 0.27, se muestra alta heterogeneidad.
Hellestein & Villas-Boas (2010)	Intermedio. Los resultados de pass-through de en la industria de automóviles difieren si se estima de forma reducida o forma estructural. Los resultados de forma reducida tienen una media de 0.38, con un rango de 0 y 0.9 entre todos los modelos. Mientras que los resultados de la simulación tienen una media de 0.13 con rangos 0.07 a 0.27, muestra alta heterogeneidad.
Bonnet et al. (2013)	Si. El pass through encontrado de forma estructural es más grande que lo que encuentran de forma reducida otros autores.
Bonnet et al. (2016)	Si. Encuentra que a mayor heterogeneidad de los consumidores, se encuentran resultados sesgados si no se toma en cuenta esa heterogeneidad. Lo anterior sesga el pass-through. Es decir, cuando existe heterogeneidad y esta no se toma en cuenta, los resultados del pass-through tienen un valor absoluto menor que si se realiza la estimación contemplando la heterogeneidad.

A.3. Acuerdo Ruta Europa

Cuadro 16: Acuerdos de respeto de cuentas en la Ruta Europa identificados por la FNE en su requerimiento en el caso Rol N° C-292-2015

Cuenta	Periodo	Requeridas implicadas
Nissan/Renault	2004-2008	i) CSAV respeta carga Nissan de MOL ii) MOL respeta carga Renault de CSAV
Nissan/Renault	2009-2014	i) MOL respeta carga Renault de NYK ii) NYK respeta carga Renault de MOL
Toyota	2010-2012	MOL respeta carga Toyota de NYK con destino Chile
BMW	2010-2014	Respeto recíproco entre NYK (puertos norte de Europa) y CSAV (puerto de Southampton)
Daimler	2011-2012	NYK respeta a CSAV

Fuente: Tabla N° 1 del Requerimiento de la FNE del 27 de enero de 2015, en el caso Rol N° C-292-2015.

A.4. Acuerdo Ruta América

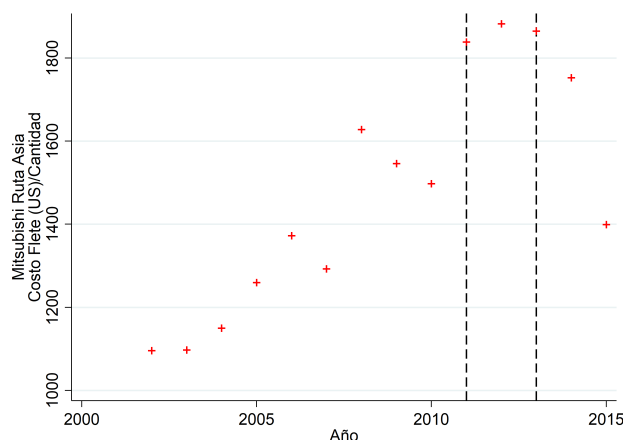
Cuadro 17: Acuerdos de respeto de cuentas en la Ruta América identificados por la FNE en su requerimiento en el caso Rol N° C-292-2015

Cuenta	Periodo	Requeridas implicadas
Ford	2001-2009	NYK respeta a CSAV
Ford	2011-2014	CSAV respeta a NYK
GM	2000-2014	NYK respeta a CSAV
Chrysler	2008-2009	CSAV respeta a NYK
Chrysler	2011-2014	NYK respeta a CSAV
Indumotora (Subarú)	2001-2013	NYK respeta a CSAV

Fuente: Tabla N° 2 del Requerimiento de la FNE del 27 de enero de 2015, en el caso Rol N° C-292-2015.

A.5. Aduanas Mitsubishi Shin Nanseikai

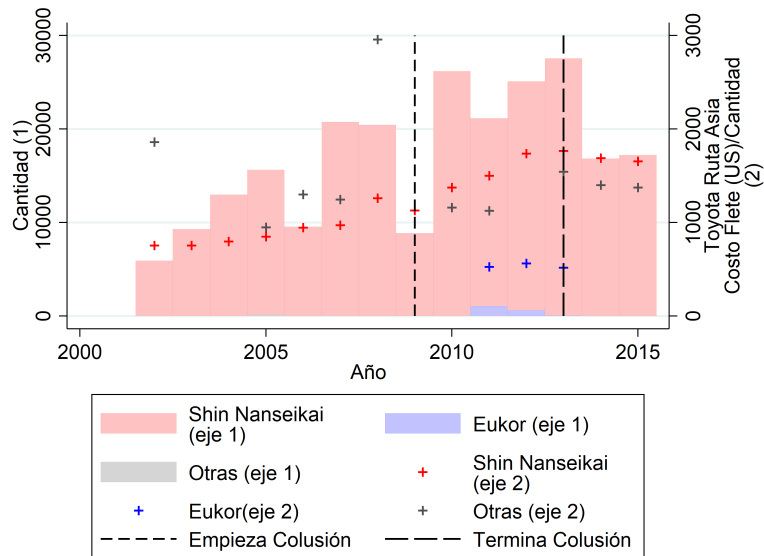
Figura 4: Ruta Asia Shin Nanseikai



Fuente: Datos de aduana junto a fechas entregadas por la FNE

A.6. Aduanas Toyota Shin Nanseikai

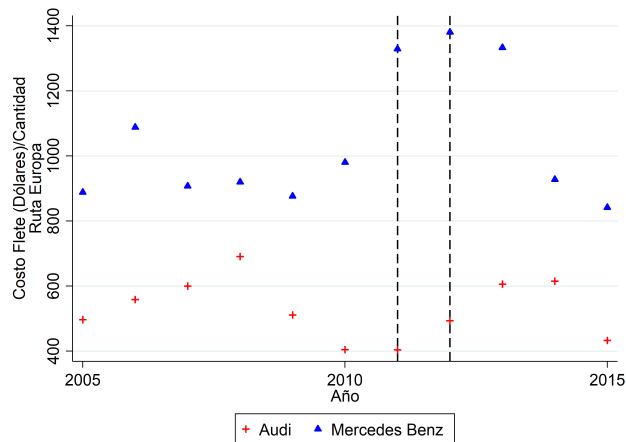
Figura 5: Ruta Asia Toyota



Fuente: Datos de aduana junto a fechas entregadas por la FNE

A.7. Aduanas Ruta Europa

Figura 6: Ruta Europa



Fuente: Datos de aduana junto a fechas entregadas por la FNE

A.8. Otra opción de outside good

Cuadro 18: Número de hogares, ventas totales y outside good

Año	Número de hogares	Ventas totales	Outside good
2001	3977876	94696	3883180
2002	4054140	99807	3954333
2003	4130404	117576	4012828
2004	4199291	147290	4052001
2005	4268179	181023	4087156
2006	4337066	189995	4147071
2007	4453207	226687	4226521
2008	4569349	238510	4330839
2009	4685490	170457	4515033
2010	4826190	285818	4540372
2011	4966890	335762	4631128
2012	5120359	336149	4784210
2013	5273828	370856	4902972
2014	5293357	320802	4972555
2015	5312885	278476	5034409

Notas: Elaboración propia con datos de la CASEN y la ANAC. El número de hogares se obtuvo con los datos de la Casen para los años 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 en los que se realizó una interpolación lineal para los años que faltan. Las ventas totales son la suma de todas las ventas de autos nuevos que ocurrieron en el año según los datos de la ANAC. Y el outside good sería la resta entre el número de hogares y las ventas totales (los que no compran un auto nuevo).

A.9. Modelo Logit

McFadden et al. (1973) fue el primer autor que con algunos supuestos hizo que la demanda fuera estimable. Este modelo es la base de cualquier estimación de demanda con bienes heterogéneos. Sin embargo, existen muchos problemas en esta estimación. Por lo mismo hay varias especificaciones que intentan arreglar algunos de los problemas de las estimaciones del Multinomial Logit.

A continuación se especificará el multinomial logit por ser la base de los modelos actuales de estimación de demanda y luego se verán sus problemas y otros modelos que solucionan estos problemas.

Multinomial logit: Siguiendo a McFadden et al. (1973), podemos estimar la demanda con un modelo logit. Teniendo la utilidad indirecta:

$$u_{ijt} = \beta_1(y_i - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt} + \epsilon_{ijt}$$

Ojo, en este caso todas las características de la persona i las dejamos en el ingreso o en el error.

Donde definimos la utilidad media como δ

$$\delta_{jt} = \beta_1(\bar{y} - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt}$$

$$Pr(i \text{ buy } j) = Pr(u_{ijt} > u_{ikt}) \quad \forall k \neq j$$

$$Pr(i \text{ buy } j) = Pr(\delta_{jt} - \delta_{kt} > \epsilon_{ikt} - \epsilon_{ijt}) \quad \forall k \neq j$$

$$Pr(i \text{ buy } j) = Pr\left(\frac{e^{\delta_{jt}}}{\sum_{k=0}^N e^{\delta_{kt}}}\right)$$

Siendo N el total de opciones.

En McFadden el outside good es j igual a 0, donde no se compra ningún bien.

Con $u_{i0t} = \epsilon_{i0t}$ y $\delta_{0t} = 0$

El outside good puede tener una utilidad diferente a cero según la especificación.

Siguiendo con lo simple, usando $\delta_{0t} = 0$.

$$Pr(i \text{ buy } j) = Pr\left(\frac{e^{\delta_{jt}}}{1 + \sum_{k=1}^N e^{\delta_{kt}}}\right)$$

$$Pr(\text{Poblacion que escoge } j) = s_{jt}$$

En el modelo logit no hay heterogeneidad, por lo tanto:

$$s_{ijt} = s_{jt}$$

Y como queremos estimar los parámetros:

$$\log\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right) = \delta_{jt}$$

$$\log\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right) = \beta_1(\bar{y} - p_{jt}) + \gamma_1 X_{jt} + \xi_{jt}$$

Y de esta forma, si no hubiera endogeneidad podríamos estimar por OLS.

A.10. Costos Marginales: Otros modelos

Cuadro 19: Recuperar costos

Año	Logit	Logit	Nested Logit	Nested Logit	Precio Observado (\$US)
	Costo Marginal (\$US) N-B uniprodueto	Costo Marginal (\$US) Colusión	Costo Marginal (\$US) N-B uniprodueto	Costo Marginal (\$US) Colusión	
2001	5239.58	3898.74	13805.47	12286.07	15213.35
2002	6260.69	4867.02	14827.83	13292.95	16234.08
2003	7136.27	5488.26	15704.66	14103.30	17110.26
2004	6299.55	4187.28	14869.28	13147.77	16275.00
2005	5396.26	2722.62	13967.51	12099.84	15373.15
2006	5967.65	3180.90	14539.36	12642.46	15944.38
2007	5653.45	2260.25	14226.71	12172.30	15631.22
2008	5567.01	2055.48	14141.15	12053.99	15543.54
2009	6345.91	4135.17	14918.11	13167.08	16319.28
2010	5925.47	1740.96	14500.94	12238.48	15902.06
2011	5120.38	40.78	13697.05	11202.31	15097.95
2012	4334.90	-527.18	12911.37	10472.28	14311.39
2013	4523.06	-873.26	13100.10	10522.48	14499.77
2014	6187.16	1860.66	14763.14	12461.95	16162.20
2015	7680.43	4146.48	16255.52	14159.66	17654.47

Fuente: Resultados de las estimaciones con los datos de ANAC (2001-2015). Las estimaciones N-B uniprodueto/Colusión se refieren a que los costos se recuperan suponiendo una maximización de Nash Bertrand en que cada firma tiene solamente un producto/Colusión en la industria de autos.

A.11. Teorema Función implícita

Dada una función de manera implícita $F(x, y) = 0$, si queremos calcular la derivada de y con respecto a x : $\frac{\partial y}{\partial x} = f'(x)$, debemos considerar a $y = f(x)$ como una función en términos de la variable independiente x . Si derivamos con respecto a x la ecuación $F(x, y) = 0$, dado la Regla de la Cadena:

$$F'_x + F'_y \cdot f'(x) = 0$$

Es decir la derivada buscada es:

$$f'(x) = -(F'_y)^{-1} F'_x$$

Siendo para el caso que usamos $f'(x) = \frac{\partial p}{\partial mc}$, $F'_y = \frac{\partial Q}{\partial p}$, y , $F'_x = \frac{\partial Q}{\partial mc}$.

A.12. Comparación de ventas marca con y sin colusión

Cuadro 20: Comparación Hyundai-Toyota

	Hyundai	Toyota
2002-2008	734	871
2009-2013	905	1486
% Variación	23.30	70.61
Flete/CifUS	0.07	0.10

Fuente: Elaboración propia con datos de aduanas.