

Pasaje de costos a precios: evidencia microeconómica para comercios minoristas en Uruguay

Pablo Blanchard

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Noviembre, 2021

DT 27/2021

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Este documento se realizó en el marco de la Tesis de Maestría en Economía Internacional de FCS. Agradezco a mi tutor Fernando Borraz por su apoyo y dedicación en este proceso. A Leandro Zipitría y Sebastián Fleitas, por su orientación y ayuda. A Mauro Costa, Elisa Failache y Emilio Aguirre por sus valiosos comentarios. A Santiago Picasso por su colaboración en el procesamiento de los datos. Todos los errores u omisiones son mi entera responsabilidad.

Forma de citación sugerida para este documento: Blanchard, P (2021) “Pasaje de costos a precios: evidencia microeconómica para comercios minoristas en Uruguay”. Serie Documentos de Trabajo, DT 27/2021. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Pasaje de costos a precios: evidencia microeconómica para comercios minoristas en Uruguay

Pablo Blanchard *

Resumen

En el presente trabajo se estima el pasaje de costos a precios en comercios minoristas pequeños y medianos para arroz, pulpa de tomate y harina en Uruguay, utilizando un modelo estructural. Se estima un sistema de demanda por productos diferenciados utilizando un modelo logit de coeficientes aleatorios. Se utiliza el sistema de demanda estimado en conjunto con supuestos sobre la determinación del precio para recuperar los costos marginales, márgenes de ganancia y el pasaje de costos a precios. Se encuentran ratios de pasaje de costos a precios que van del 25% al 86% en mediana para todo el país cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand y ratios entre el 11% y 78% cuando se supone colusión. Se utiliza información sobre precios y cantidades vendidas a beneficiarios de un programa social en Uruguay. El trabajo presenta dos limitaciones relevantes en cuanto a la información utilizada: solo se cuenta con las cantidades adquiridas mediante el programa social y no se cuenta con información para el universo de las variedades de cada producto.

Palabras clave: Pasaje de costos a precios, modelos de elección discreta, coeficientes aleatorios, productos diferenciados

Código JEL: D43, L11, L81

Abstract

In this paper, I estimate the pass-through rates of cost to prices in small and medium retail stores for rice, tomato pulp and flour in Uruguay using a structural model. A demand system for differentiated products is estimated using a logit model of random coefficients. I use the demand estimation jointly with pricing rules in order to recover marginal costs, profit margins and the pass-through rates. I found pass through rates ranging from 25% to 86% in median for the whole country under Nash-Bertrand price competition and ratios between 11% and 78% when collusion is assumed. I use information about prices and quantities sold to beneficiaries of a Uruguayan social program. The work presents two relevant limitations in terms of the information used: only the quantities acquired through the social program are available and there is no information available for the universe of the varieties of each product.

Keywords: cost prices pass-through, discrete choice model, random coefficients, differentiated products

JEL Classification: D43, L11, L81

(*) IECON, Universidad de la República, Uruguay, correo electrónico: pablo.blanchard@fcea.edu.uy

1. Introducción

En el presente trabajo se estima el pasaje de costos a precios en comercios minoristas pequeños y medianos para arroz, pulpa de tomate y harina, tres productos de la canasta básica.

Se estima un modelo estructural de demanda por productos diferenciados según la metodología propuesta por Berry et al. (1995), utilizando información que surge del programa Tarjeta Uruguay Social (TUS) sobre precios y cantidades, relevada del escaneo al momento de la compra. Luego se utiliza la estimación de demanda en conjunto con diferentes supuestos sobre la competencia entre los oferentes para estimar costos marginales y márgenes de ganancia. Finalmente, se calcula qué porcentaje del incremento de los costos estimados se traduce en incrementos de los precios de venta.

En cuanto a la pertinencia del problema abordado, el pasaje de costos a precios es un tema de gran importancia para comprender la formación de precios a nivel microeconómico, así como para la elaboración de políticas de defensa de la competencia. Entender cómo las empresas trasladan aumentos en sus costos a los precios y cómo estos aumentos dependen tanto del comportamiento de las empresas como de la demanda es un problema relevante en la economía.

En cuanto a los antecedentes internacionales, existe un conjunto de trabajos empíricos y teóricos que abordan el pasaje de costos a precios desde la literatura de organización industrial. Como se señala en Kim y Cotterill (2008), los primeros antecedentes teóricos de esta literatura se centran en los casos de competencia perfecta y monopolio. En el primer caso, el pasaje de costos a precios es determinado por las elasticidades de oferta y demanda, siendo mayor cuanto más inelástica la demanda y más elástica la oferta, llegando al cien por ciento cuando la oferta es infinitamente elástica. Por su parte, para el caso de un monopolio el pasaje de costos a precios depende de la pendiente de la curva de demanda y de la elasticidad de la función de costos a cambios en la cantidad. En Bulow y Pfleiderer (1983) se muestra que, si el costo marginal es constante y la demanda es lineal, el coeficiente del pasaje de costos a precios para un monopolio es del cincuenta por ciento. En Weyl y Fabinger (2013) se muestra que, bajo diferentes supuestos sobre la función de costos y la curvatura de la función de demanda, el pasaje de costos a precios en el monopolio no está acotado, pudiendo ser mayor que cien o menor al cincuenta por ciento.

Como forma de superar las limitaciones que implica asumir competencia perfecta o monopolio, varios estudios han analizado teóricamente el pasaje de costos a precios en presencia de competencia imperfecta (Stern (1987), Katz y Rosen (1985), Delipalla y Keen (1992)), pero enfocándose en productos homogéneos y competencia en cantidades.

Entre los antecedentes teóricos más relevantes de trabajos que se han centrado en el pasaje de costos a precios en mercados con productos diferenciados se encuentran los trabajos de Anderson et al. (2001), donde se analiza la incidencia de impuestos en una industria oligopólica cuando se compite por precios en mercados diferenciados y Froeb et al. (2005), donde se analiza el efecto sobre los precios de fusiones de empresas.

Por su parte, existen antecedentes teóricos provenientes de la literatura de márketing, entre los que se destaca Moorthy (2005), que propone un análisis de estática comparativa del pasaje de costos a precios para vendedores minoristas, cuando existen múltiples minoristas compitiendo y cada uno vende múltiples variedades de un producto. Al incorporar múltiples variedades de cada producto, se introduce la dimensión del minorista como un administrador que está interesado en las ganancias conjuntas derivadas de las ventas de las distintas variedades de un producto. El trabajo se enfoca en cómo diferentes tipos de cambios en los costos (diferenciando por ejemplo entre shocks agregados, específicos a una marca o a un comercio), así como en la competencia entre minoristas y entre marcas afectan el pasaje de costos a precios.

Existe también una literatura que aborda empíricamente este problema, mayoritariamente a través de análisis de forma reducida con datos a nivel de industria (Sullivan 1985; Karp y Perloff 1989; Besely y Rosen 1999). En cuanto a los antecedentes empíricos que utilizan modelos estructurales, se destacan dos trabajos por su cercanía con la metodología que se utilizará. En primer lugar, el trabajo de Nevo (2001), en el que se estudia el poder de mercado en la industria de los cereales para Estados Unidos, estimando un sistema de demanda por bienes diferenciados a nivel de marcas y utilizando los parámetros estimados junto con supuestos sobre la competencia entre productores para recuperar costos marginales y márgenes de ganancia. En segundo lugar, el trabajo Kim y Cotterill (2008), que constituye el antecedente empírico más directamente relacionado al presente trabajo. Los autores estudian el pasaje de costos a precios en el mercado de queso procesado en Estados Unidos, estimando un modelo estructural de demanda por bienes diferenciados que usan para recuperar los costos marginales de cada producto bajo diferentes supuestos de oferta (colusión o competencia vía precios a la Bertrand) y luego calcular el pasaje de costos a precios. En el mencionado trabajo también se comparan los resultados obtenidos por la estimación estructural con los resultados obtenidos en base a ecuaciones de forma reducida. A partir de ello concluyen que el mercado de queso procesado en Estados Unidos funciona en competencia imperfecta, con un nivel de competencia mayor a la colusión absoluta, pero menor al de competencia vía precios.

La literatura empírica sobre pasaje de costos a precios se ha centrado en el estudio de mercados de países desarrollados, no encontrándose antecedentes para países en desarrollo. El estudio del pasaje de costos a precios en bienes de consumo es potencialmente diferente en economías en desarrollo debido a posibles diferencias en los niveles de competencia existente, así como en la regulación para su promoción. En economías con menor intensidad en la competencia es esperable que se registren mayores niveles de precios y márgenes sobre costos, lo que puede generar que los shocks de costos se transmitan en menor medida a los precios finales. Hasta donde se tiene conocimiento, este fenómeno no ha sido estudiado a nivel empírico para bienes de consumo, y una de las limitaciones está dada por la escasez de mercados de bienes de consumo con bajos niveles de competencia que se registran en los países desarrollados. En esta línea, en Mahoney y Weyl (2016) se discute teóricamente la posibilidad de que menores niveles de competencia se caractericen por menores transmisiones de shocks de costos a precios en mercados con selección adversa.

A nivel nacional existen escasos antecedentes que estudien el comportamiento microeconómico de los consumidores y oferentes y su vínculo con los precios y márgenes de ganancia. Entre ellos, puede mencionarse el trabajo de Borraz y Zipitría (2012), en el que se analiza la fijación de precios a nivel de supermercados, encontrando que cambian aproximadamente 5 veces al año, sin un patrón estacional, con una alta sincronización y concentración en el primer día del mes. En Aguirre et al. (2015) se utiliza la misma base de datos de precios a nivel de producto y comercio que en el presente trabajo para analizar el diferencial de precios entre los comercios habilitados para comprar con la TUS¹ respecto a las cadenas de supermercados. Se encuentra que los beneficiarios pagan precios significativamente mayores a lo que obtendrían en tiendas cercanas de mayor tamaño que no participan del programa. Por su parte, en Zipitría y Rius (2016) se realiza una tipología de precios según su mecanismo de formación, así como un análisis de precios de productos en cadenas de supermercados, en el que no se encuentra una tendencia de precios por encima de la inflación. A pesar de esto, se registran productos y establecimientos con potencial para fijar precios por encima del que fijarían en mercados competitivos.

Por su parte, Borraz et al. (2016) estudian los efectos de las fronteras políticas sobre los precios relativos entre regiones, encontrando que los estudios previos sobre el tema subestimaron sistemáticamente los costos de transporte, y proponiendo una metodología alternativa que corrige el sesgo.

Finalmente, el antecedente nacional más directamente vinculado al presente trabajo es el de Czarniewicz y Zipitría (2018). En marzo de 2016 la Comisión de Promoción y Defensa de la Competencia anunció (Resolución N° 31/016) el estudio de la formación de precios en los mercados de aceite, arroz, pulpa de tomate y pan envasado, para determinar la posible existencia de prácticas anticompetitivas en la fijación de precios al consumidor final. Los autores trabajan con información de precios y cantidades vendidas por cadenas de supermercados, y con información de precios de venta de las empresas productoras. La información es reportada por las propias empresas a solicitud de la Comisión. El trabajo estima márgenes de ganancia de los comercios y para el caso del arroz se tiene información para las mismas variedades que las del presente trabajo, por lo que constituye un punto interesante de referencia.

En el presente trabajo, la pregunta que se intenta responder es cuál es el impacto sobre los precios de venta a los consumidores de un incremento en los costos marginales. Por su parte, la estimación de demanda permite analizar las elasticidades propias y cruzadas de las cuotas de mercado frente a cambios en los precios entre las diferentes variedades de los productos estudiados, lo cual tiene interés de por sí.

Se busca contribuir al análisis del pasaje de costos a precios para bienes de consumo, aportando evidencia empírica para una economía en desarrollo. Por su parte, la utilización de un panel de datos con información a nivel de comercios (el nivel al que los individuos toman decisiones de compra) permite contribuir a la discusión sobre la

¹ En la sección 2 se explican las principales características del programa.

relevancia de los distintos agentes (productores, distribuidores, comercios minoristas) a la hora de fijar el precio final de los bienes de consumo.

Realizar estimaciones de demanda adecuadas es un problema central en los estudios de organización industrial, no solamente por su valor en sí, sino por ser el punto de partida para el estudio de temas como el poder de mercado, fusiones, entradas de nuevas marcas, entre otros.

Estimar la demanda de productos diferenciados (entendidos como productos estrechamente vinculados, pero no idénticos) presenta desafíos relevantes. Incluso en mercados en los que la cantidad de marcas es reducida, la cantidad de parámetros a estimar para obtener patrones de sustitución razonables es muy elevada. A modo de ejemplo, la estimación de un sistema de demanda de elasticidad constante para 5 marcas, requiere estimar 25 elasticidades.

Como señala Nevo (2000), un problema adicional es considerar la heterogeneidad en las preferencias de los consumidores. Habitualmente, las estimaciones que suponen que todos los consumidores son idénticos, no son capaces de captar los niveles de diferenciación que se encuentran a nivel empírico.

Los modelos logit de elección discreta (en adelante logit) solucionan el problema de dimensionalidad representando las preferencias de los consumidores sobre los productos como funciones de las características individuales y de los atributos del producto. Por otro lado, este tipo de modelos tiene el inconveniente de generar patrones de sustitución poco realistas, debido a que por la forma en que se modela la heterogeneidad entre consumidores, las elasticidades cruzadas quedan determinadas por las cuotas de mercado, sin tomar en cuenta las características de los productos.

En la especificación principal del trabajo se utilizará un modelo logit de elección discreta con coeficientes aleatorios (llamado también mixed logit), que preserva las virtudes del modelo logit, en el sentido de que permite lidiar con un elevado número de marcas, pero presenta las siguientes ventajas señaladas por Berry et al. (1995): permite estimar la demanda a partir de información agregada del mercado sobre cantidades, precios, características de los productos y demográficas y genera patrones de sustitución entre las marcas que resultan más realistas que el logit, al tiempo que permite controlar por la endogeneidad de los precios. Es preciso enfatizar el hecho de que el modelo permite introducir heterogeneidad en las preferencias por las características de las marcas, pero sin requerir observaciones a nivel de individuos sobre las decisiones de compra.

Una vez realizada la estimación de demanda, se utilizan las elasticidades estimadas para computar costos marginales, márgenes y pasajes de costos a precios en cada variedad de cada mercado, suponiendo diferentes modos de competencia entre los oferentes.

Las próximas secciones se organizan de la siguiente forma: en la sección 2 se describen brevemente las características de los productos y las bases de datos utilizadas; en la sección 3 se definen los mercados; por su parte, en las secciones 4, 5 y 6 se desarrolla la estrategia empírica utilizada con el modelo, la estrategia de identificación y la forma de estimación. Los resultados para los modelos estimados son presentados en la sección 7. Finalmente se concluye en la sección 8.

2. Productos y datos

De la base original con 26 productos se eligen para el análisis arroz, pulpa de tomate y harina. Se toman en cuenta dos criterios a la hora de elegir los productos a analizar: que estén entre los que tienen mayores cantidades adquiridas mediante la TUS y que exista más de una variedad para las distintas regiones del país. En el caso del arroz y la pulpa de tomate, se da además que son productos incluidos en el estudio de 2016 de la Comisión de Promoción y Defensa de la Competencia.

En el presente estudio se analiza el pasaje de costos a precios finales de los productos. Los datos disponibles no permiten analizar los vínculos verticales entre los productores, distribuidores y comercios minoristas. A pesar de ello, a continuación se describen las empresas productoras de cada una de las variedades disponibles y se brinda información sobre cada variedad.

En la Tabla 1 se muestran los precios promedio, cuotas de mercado agregadas y quién es el productor de las diferentes variedades que serán utilizadas.² Los precios son llevados a valores constantes de diciembre de 2015. Para los tres productos se excluyen las variedades que no tienen ventas en más de dos tercios de los mercados (definidos como combinaciones de comercios-meses, según se explica en la siguiente sección). En el caso del arroz esto implica excluir del análisis las variedades Vidarroz y Pony, en el caso de la pulpa de tomate a Conaprole³ y en el caso de la harina a Puritas.

Luego de quitar las variedades que están presentes en muy pocos mercados, se dispone de cuatro variedades de arroz y dos productores. En las cuotas de mercado que se presentan en la Tabla 1 está considerada la opción externa, es decir la posibilidad de no comprar ninguna de las variedades. Cada productor tiene cuotas de mercado agregadas similares, cercanas al 30% si se suman las dos variedades de cada uno. En la pulpa de tomate se tiene información para tres variedades y un productor. Para la harina se tienen 5 variedades y 3 productores, existiendo un líder con una cuota de mercado cercana al 10% y dos seguidores con cuotas de mercado cercanas al 5%. Todas las variedades estudiadas son producidas en Uruguay.

² En el anexo A1 se presenta la evolución mensual de las cantidades y los precios promedio para cada variedad en todo el país.

³ Si bien la exclusión de Conaprole implica analizar un mercado con un solo productor, es necesario hacerlo porque solo hay registros de ventas de Conaprole en Montevideo y Artigas en el período estudiado.

Tabla 1 – Proveedores, variedades, cuotas de mercado y precios promedio

Producto	Proveedor	Variedad	Precio	Cuota de mercado
Arroz	Saman	Aruba tipo Patna	25.44	20.50
Arroz	Coopar	Blue Patna	35.49	4.13
Arroz	Coopar	Green Chef	33.73	23.94
Arroz	Saman	Saman Blanco	35.95	9.05
Arroz, opción externa	-	-	-	42.38
Pulpa de tomate	Deambrosi	De Ley	44.82	17.73
Pulpa de tomate	Deambrosi	Gourmet	50.42	8.54
Pulpa de tomate	Deambrosi	Qualitas	24.61	25.79
Pulpa de tomate, opción externa	-	-	-	47.94
Harina	Molino Cañuelas	Canuelas 000	27.73	4.88
Harina	Molino Cañuelas	Canuelas 0000	34.77	4.19
Harina	Molinos San José	Cololo 000	28.24	3.38
Harina	Molinos San José	Cololo 0000	34.50	2.47
Harina	Distribuidora San José	Primor 0000	28.84	5.50
Harina, opción externa	-	-	-	79.58

Notas: para harina y arroz se tiene información para el producto en envase de 1 kilo y en el caso de pulpa para envase de 1 litro. Las cuotas de mercado están en porcentaje y el precio en pesos uruguayos a valores de diciembre 2015. Se presentan los precios y cuotas de mercado promedio para todo el periodo en todas las localidades usadas.

La industria harinera forma parte del sector agroindustrial trigoero en Uruguay y según estimaciones de los propios productores, cerca del 70% de la harina producida se utiliza como materia prima en panaderías, 8% en fábricas de pastas, 9% en industria galletera y 13% en consumo final a hogares; siendo producido en su mayoría para el mercado interno (Arbeletche, P., Gutiérrez, G. (2003)).

El sector arrocero presenta características muy diferentes respecto a la harina, ya que Uruguay es un exportador de arroz de primer nivel mundial, con una alta productividad. Desde 1959 el precio al productor está fijado entre la Asociación de cultivadores de Arroz y la Gremial de Molinos Arroceros, en función de los costos de producción, el precio interno y el precio de exportación. Para la zafra 2012/2013, Uruguay XXI estimaba que el consumo interno había ascendido a 58.313 toneladas, representando 17.1 kg por habitante (tomado de Uruguay XXI, Informe Arroceros, Febrero 2015).

La producción de tomate alcanza las 40.000 toneladas en la zafra 2013/14, en tanto el volumen importado es de 1.039 toneladas (Anuario 2015, OPYPA). En cuanto a las industrias procesadoras de tomate, en González Arcos, M (2005) se identifican 11 empresas. Por su parte, en una resolución de 2014 la Comisión de Promoción y Defensa de la Competencia sanciona a 5 empresas y exonera a 1 por la realización de un acuerdo ilícito con fines anticompetitivos (Resolución N° 24/014). Esta información es relevante porque da la pauta de que en el presente análisis faltan un número considerable de empresas productoras y variedades.

Se utiliza un panel con precios y cantidades vendidas en cada comercio para distintas variedades de los tres productos estudiados para las principales localidades de Uruguay,

con información mensual para el período comprendido entre junio de 2012 a mayo de 2014. La información proviene del escaneo al momento de la compra.

La principal fuente de información es la base que contiene los registros de ventas en cada comercio del programa Tarjeta Uruguay Social (TUS), un programa de transferencias monetarias desarrollado por el Ministerio de Desarrollo Social, que tiene como objetivo asegurar el acceso a bienes de primera necesidad a la población en situación de vulnerabilidad socioeconómica. Para ello, otorga una tarjeta que habilita a los beneficiarios a adquirir alimentos y productos de limpieza, exclusivamente en un conjunto de comercios adheridos al programa. Esta base contiene información sobre precios, cantidades, marcas y comercios en los que se venden los productos.

Durante el período estudiado, solamente comercios pequeños o medianos estaban habilitados a vender con el programa TUS, por lo tanto el estudio se centra en el pasaje de costos a precios en este tipo de comercios. Se entiende que esta característica resulta interesante, debido a que la formación de precios en comercios pequeños y medianos ha sido incluso menos estudiada que la formación de precios en grandes cadenas de supermercados. A modo de ejemplo, en los trabajos de Zipitría y Rius (2016) y Czarniewicz y Zipitría (2018) se utiliza información de cadenas de supermercados.

El hecho de contar solamente con las cantidades vendidas mediante la TUS representa la principal limitación del trabajo. La estimación de demanda que se procede a realizar, está focalizada en un tramo de la demanda total que enfrentan los comercios estudiados, en particular en el tramo de aproximadamente los 70.000 hogares de menores ingresos, que son los hogares que reciben la TUS. El modelo que se utiliza para recuperar los costos marginales y computar el pasaje de costos a precios requiere que los parámetros de demanda estimados sean los que efectivamente enfrentan los comercios minoristas a la hora de decidir sus precios. En la presente aplicación se tiene información solamente de las cantidades compradas por una parte de la población que compra en esos comercios.

Según información la Encuesta Continua de Hogares (ECH) 2011, las personas que viven en hogares que reciben la TUS representan un 9,43% del total de la población. En Montevideo, un 5,98% de las personas vive en hogares que reciben la TUS, mientras que, si se restringe solamente a los barrios en los que hay al menos un comercio habilitado a vender con la TUS, ese porcentaje crece al 8,5%⁴. Es decir que para Montevideo los comercios estudiados se encuentran en barrios en los que hay un 42% más de población TUS que en el promedio, pero aún así esta población representa un porcentaje relativamente pequeño del total.

Respecto al tipo de comercio en que realizan las compras los hogares en Uruguay, la población del primer decil de ingresos realiza un 68% de sus adquisiciones de alimentos en almacenes y un 7% en supermercados, en tanto el promedio de la población adquiere un 41% en almacenes y un 26% en supermercados y el décimo decil un 10% en almacenes

⁴ Para el interior, la ECH no dispone de información de secciones y segmentos censales que permitan hacer esta comparación.

y 54% en supermercados (Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares 2005-2006. Metodología y Resultados).⁵

En la Tabla 3 se presentan las localidades utilizadas, la cantidad de comercios que estuvieron habilitados a vender mediante la TUS en al menos un mes en cada localidad y la mediana de comercios habilitados en cada localidad por mes. La Tabla permite observar que durante el período analizado hay comercios que comienzan a vender mediante la TUS y otros que dejan de hacerlo.

Se utilizan aquellas localidades que tienen al menos 140 beneficiarios del programa. La exclusión de las localidades con menor cantidad de tarjetas se debe a que en estas existe un elevado número de mercados con cero en las cantidades mensuales vendidas para algunas marcas. Al trabajar con cada producto, se excluyen las localidades en las que la opción externa para ese producto es mayor al 90% en promedio para el período. Finalmente, cuando se trabaja con cada producto se excluyen los comercios-meses en los que solamente se vende una variedad del producto.

⁵ Es relevante tener en cuenta que esta información proviene de la ENGIH 2005-2006, por lo que las decisiones de los hogares del primer decil de comprar en comercios minoristas pequeños no estaban condicionadas por el diseño del programa TUS.

Tabla 2 - Localidades y comercios utilizados

Localidad	Total de comercios en el período	Mediana de comercios por mes
Bella Unión	16	10
Canelones	6	4
Carmelo	4	4
Castillos	5	2
Ciudad del plata	8	5
Colonia	6	5
Dolores	4	2
Durazno	6	5
Florida	20	11
Fray Bentos	8	5
La Paz	5	2
Las Piedras	18	14
Libertad	7	5
Maldonado	20	10
Melo	12	8
Mercedes	7	6
Minas	8	4
Montevideo	159	114
Pando	5	4
Paso de los Toros	3	3
Paysandú	23	17
Progreso	7	5
Río Branco	6	4
Rivera	13	5
Rocha	15	10
Salto	35	17
San Carlos	3	2
San José de Mayo	15	13
Santa Lucía	5	5
Sarandí del Yí	7	6
Tacuarembó	19	13
Toledo	5	4
Tranqueras	5	3
Treinta y Tres	10	8
Trinidad	5	5
Young	9	7
Total	509	347

Notas: *Total de comercios en el período* es la suma de comercios que estuvieron habilitados a vender mediante la TUS al menos un mes en el período junio 2012 a mayo de 2014. *Mediana de comercios por mes* es la mediana de la cantidad de comercios por mes que estuvieron habilitados a vender mediante la TUS en cada localidad en el período.

Respecto a posibles problemas en los registros de precios que presenta esta base, es relevante tener en cuenta que la misma fue utilizada previamente por Aguirre et al. (2015). En dicho trabajo se testea la consistencia entre los precios escaneados respecto a los relevados por la base del Sistema de Información de Precios al Consumidor (SIPC), del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), utilizando una submuestra de comercios comunes a las dos bases en el mismo período, no encontrándose diferencias económicamente significativas entre los precios registrados en ambas bases.

La base de datos utilizada presenta algunas limitaciones que se detallan a continuación. En primer lugar, tiene la información de las variedades de cada producto que son relevadas por el SIPC, ya que fue elaborada para comparar precios con esa base. Es decir que no se cuenta con el universo de las variedades, y no se sabe si se están omitiendo variedades con importantes cuotas de mercado entre la población estudiada. Por otro lado, solo se cuenta con información para la presentación de 1 kilo para el arroz y la harina y de 1 litro para la pulpa de tomate. En el caso del arroz existen presentaciones de medio kilo y 2 kilos y en el caso de la pulpa de tomate de 260 gramos. Finalmente, dado que la base surge del escaneo al momento de la venta del producto, si en un comercio no se venden unidades de determinado producto, no se tiene el precio de ese producto.

Para el análisis se utilizan características observadas de los productos que se presentan en la Tabla 2 y fueron relevadas de la información nutricional contenida en las etiquetas de los productos o de sus páginas web. En el caso del arroz la característica observable más relevante es el *grado*, que está dado por el porcentaje de granos enteros que contiene cada paquete. Grado 1 significa que tiene aproximadamente el 95% de los granos enteros, en tanto los grado 4 contienen la totalidad de los granos partidos. Se observa un problema en cuanto a la capacidad de las características observables para explicar diferencias en las preferencias de los consumidores, ya que variedades como Blue Patna y Green Chef tienen los mismos valores para todas las características observadas. Para el caso de la pulpa de tomate, una característica relevante es el *rendimiento*, es decir a cuántos litros de pulpa de tomate natural equivale 1 litro de esa variedad de pulpa. Este dato es presentado en la web de la empresa productora para De Ley y Gourmet, pero no para Qualitas (el dato tampoco está contenido en los paquetes). Por su parte, en el caso de la harina, la principal característica que las diferencia es la cantidad de ceros, que indica su refinamiento. Como se verá en detalle en el desarrollo del modelo, la cantidad de características observables a incluir debe ser menor a la cantidad de variedades de cada producto.

Tabla 3 - Características observables de los productos

Variedad	Valor energético	Carbohidratos	Proteínas	Fibra	Sodio	Grado	Rendimiento
Aruba tipo Patna	-	39	3.7	0	0	4	No corresponde
Blue Patna	-	39	3.4	0	0	1	No corresponde
Green Chef	-	39	3.4	0	0	1	No corresponde
Saman Blanco	-	38	4.1	0	0	1	No corresponde
De Ley	15	3.1	0.7	0.6	270	No corresponde	1
Gourmet	19	3.9	0.9	0.9	228	No corresponde	1.5
Qualitas	20	4.3	0.7	0	270	No corresponde	-
Canuelas 000	180	38	5	1	0	No corresponde	No corresponde
Canuelas 0000	180	38	5	1	0	No corresponde	No corresponde
Cololo 000	168	35	5.7	0.9	0	No corresponde	No corresponde
Cololo 0000	169	36	5	0.7	0	No corresponde	No corresponde
Primor 0000	184	36	4.7	1	0	No corresponde	No corresponde

Fuente: elaboración propia en base a información nutricional contenida en las etiquetas de los productos o de sus páginas web. Información de contenido cada 50 gramos, expresada en gramos, excepto sodio que está en miligramos. El rendimiento está expresado en cantidad de litros de pulpa de tomate natural a la que equivale 1 litro. *Grado* es el porcentaje de granos enteros que contiene cada paquete. Grado 1 significa que tiene aproximadamente el 95% de los granos enteros, en tanto grado 4 implica que contienen la totalidad de los granos partidos. *Rendimiento* es la cantidad de litros de pulpa natural que equivale a 1 litro de esa variedad de pulpa.

Finalmente, la información sobre las características demográficas de la población por localidad y de la cantidad de tarjetas totales en cada localidad, es obtenida de registros administrativos del programa TUS.

En la Tabla 4 se presenta información resumida sobre las características demográficas observables y características del beneficio del programa TUS. La información es obtenida de registros administrativos del programa. *Duplica beneficio* es una variable binaria que identifica a los hogares que reciben el importe del beneficio duplicado por encontrarse en situación de mayor vulnerabilidad socioeconómica. Por lo tanto, dicha variable identifica qué proporción de los hogares en cada localidad está entre los hogares en situación de mayor vulnerabilidad en el país, lo que va a permitir analizar si esta población tiene un comportamiento diferencial en cuanto a la elección entre variedades de los productos. *Edad* es la edad del titular de la tarjeta, y se observa que en promedio es de 35 años. *Monto transferencia* es el monto mensual que recibe el hogar en pesos uruguayos para utilizar con la TUS, siendo el monto promedio de 1837 pesos y variando entre 700 y 3766. Por su parte, *menores hogar* es la cantidad de menores de 18 años de cada hogar. La información demográfica está tomada de los registros administrativos del programa de octubre de 2013,⁶ lo que implica que no se toman en cuenta las variaciones que pueden haber tenido las variables en el resto del período.

⁶ Se cuenta también con información del género del/de la titular de la tarjeta, siendo en un 96% de los casos femenina. El programa prioriza la titularidad de la tarjeta la tenga una mujer del hogar.

Tabla 4 - Características demográficas y del programa

Variable	Media	Desvío estándar	Min	Max
Duplica beneficio	0.44	0.496	0	1
Edad	35.66	10.034	13	93
Monto transferencia	1837.26	1012.95	700	3766
Menores hogar	2.62	1.41	0	13

Fuente: elaboración propia en base a registros administrativos del programa TUS a octubre de 2012. *Duplica beneficio* toma el valor 1 si el hogar recibe el importe del beneficio duplicado por encontrarse en situación de mayor vulnerabilidad socioeconómica. *Edad* es la edad del titular de la tarjeta. *Monto transferencia* es el monto mensual que recibe el hogar en pesos uruguayos para utilizar con la TUS. *Menores hogar* es la cantidad de menores de 18 años de cada hogar.

3. Definición de mercado

Los principales antecedentes empíricos definen los mercados a nivel de localidad (Nevo (2001), Kim y Cotterill (2008)) o país (Berry et al. (1995)), con información de precios y cantidades vendidas agregadas a ese nivel. En estos trabajos, está implícita la idea de que el agente relevante a la hora de determinar el precio final es el productor (o bien que productores y comerciantes están verticalmente integrados como se asume en Kim y Cotterill (2008)) y por lo tanto para modelizar la oferta se supone competencia a la Nash-Bertrand entre productores o colusión entre productores.

La excepción está dada por el trabajo de Chidmi et.al. (2007), que estima un modelo de demanda con coeficientes aleatorios con datos a nivel de comercios para la ciudad de Boston. En dicho trabajo se toma toda la ciudad como un mercado y cada combinación de marca-comercio como una variedad distinta. Esta estrategia permite analizar cómo se sustituye entre comercios y entre marcas, pero tiene la limitación de que sólo es posible implementarla para cada ciudad por separado (debido a que las “variedades” a las que acceden los consumidores son diferentes en cada mercado), perdiéndose la riqueza del panel. En dicho trabajo, se supone una competencia a la Nash-Bertrand entre cadenas de supermercados, en la que cada cadena intenta maximizar el beneficio conjunto de vender todas las variedades.

En el presente trabajo se define cada mercado como una combinación de comercio-mes, suponiendo que cada comercio es un monopolio local. Esta definición de mercado permite utilizar datos a nivel de comercio (sin agregarlos a nivel de localidad o país), lo cual representa una ventaja, debido a que se tiene información al nivel en el que los consumidores toman decisiones y a que se incluye en el análisis a los comercios minoristas como un actor relevante, quienes pueden ejercer poder de mercado (Chidmi et.al. (2007)) y son quienes en última instancia toman la decisión sobre el precio, tomando en cuenta las ganancias conjuntas que se derivan de vender las distintas variedades del producto (Moorthy (2005)).

El principal problema de definir el mercado a nivel de comercio-mes, es la necesidad de suponer que cada comercio es un monopolio local. Se cuenta con información de la ubicación de los comercios, por lo que es posible tener una aproximación del grado de competencia al que está expuesto cada comercio respecto a otros comercios habilitados a vender con la TUS. En la Tabla 5 se presenta la distribución de la variable *Número de competidores a menos de 1 km*, que indica la mediana para el período considerado de la cantidad de comercios TUS que están a menos de un kilómetro de cada comercio utilizado. A modo de ejemplo, hay 84 comercios que en mediana tuvieron, durante el período considerado, 1 comercio competidor a menos de 1 kilómetro de distancia.

La Tabla da la pauta de lo restrictivo que resulta el supuesto de comercios como monopolistas locales. Sin embargo, como se describirá en la siguiente sección, el modelo logra capturar adecuadamente la posibilidad de que, frente a una suba en el precio de una variedad, los consumidores dejen de comprar en el comercio, a través de la inclusión de la opción externa, aunque sin poder determinar si sustituyen por la compra en otro comercio o dejan de comprar. La principal limitación que se deriva de este supuesto es que no se logra capturar la interacción estratégica entre comercios en la fijación de los precios.

En la sección 7.4, se presentan los resultados de una especificación en la que se utilizan solo los comercios que están expuestos a menores niveles de competencia.

Tabla 5 – Exposición a la competencia de comercios TUS

Número de competidores a menos de 1 km	Cantidad de comercios	Porcentaje
Sin información	38	7.5
0	72	14.2
1	84	16.5
2	105	20.6
3	89	17.5
4	46	9.0
5	41	8.1
6	19	3.7
7	7	1.4
8	5	1.0
9	3	0.6
Total	509	100.0

Notas: elaborado en base a información georreferenciada de la ubicación del comercio. *Número de competidores a menos de 1 km* es la mediana para el período considerado de la cantidad de comercios TUS que están a menos de un kilómetro de cada comercio utilizado.

Un problema relevante en las estimaciones de demanda está dado por la determinación del tamaño del mercado para el cálculo de las cuotas de mercado. Como se señala en Nevo (2000), el tamaño total del mercado debe ser definido de acuerdo al contexto y las particularidades del problema abordado, pero asegurándose de que sea suficientemente grande para no permitir cuotas de mercado de la opción externa que valgan cero (la opción externa incluye la posibilidad de no adquirir el producto o adquirirlo de una

variedad que no está siendo considerada). Por ejemplo, Nevo (2001) en su estudio sobre el mercado de cereales, asume que el tamaño del mercado es una porción de cereal per cápita por día, en tanto Bresnahan et al. (1997) para estimar la demanda de computadoras toma el número de empleados de oficinas.

En el presente estudio cada mercado es un comercio-mes. Se tiene información de la cantidad de beneficiarios en cada localidad-mes. Para determinar la cantidad de beneficiarios del programa que potencialmente compran en cada comercio se calcula el peso relativo de las ventas de cada comercio en las ventas de la localidad y a partir de esa proporción se divide la cantidad total de tarjetas en la localidad entre cada comercio. De esta forma se obtiene la cantidad de beneficiarios del programa que potencialmente compran en cada comercio.

Como segundo paso para determinar el tamaño de cada mercado, se multiplica el resultado previo por la cantidad de unidades del bien que se supone adquiere el hogar en un mes mediante la tarjeta. Se supone que el tamaño del mercado de arroz son 2 unidades de 1kg por hogar por el número de beneficiarios en el mercado. En el caso de la pulpa de tomate se supone 0,66 unidades y 1 en el caso de la harina. Estos tamaños respetan la premisa de Nevo (2000) de que la cuota de mercado de la opción externa sea distinta de 0 (en todos los mercados) y respeta aproximadamente las proporciones entre las cantidades vendidas de cada producto (en todo el período se vendieron 38,897kg de arroz, 18,972kg de harina y 15,495 lts de pulpa).

Una vez obtenidos los tamaños de mercado, las cuotas de mercado son calculadas como el cociente entre las cantidades totales vendidas de una variedad del producto en el mercado, sobre el tamaño del mercado.

4. Modelo

La estrategia consiste en estimar el sistema de demanda para cada producto a nivel de comercio-mes, modelizándola como una función de las características de los productos y de las preferencias de los consumidores. Luego se utiliza esa información de demanda en conjunto con supuestos sobre cómo se compite entre los oferentes para estimar los costos marginales, los márgenes y finalmente el pasaje de costos a precios consistentes con la demanda estimada.

4.1 Demanda

El sistema de demanda se estima utilizando un modelo logit de coeficientes aleatorios. Este tipo de modelos permite incorporar la heterogeneidad de las preferencias de los consumidores por las características observadas e inobservadas de los productos. Se sigue la metodología utilizada por Berry et al. (1995), Nevo(2001) y Kim y Cotterill (2008), que permite estimar este tipo de modelos con datos agregados de demanda (es decir sin conocer qué compra cada individuo).

Se supone que en cada compra los consumidores adquieren una unidad del producto y eligen la variedad que les ofrece la mayor utilidad. Siguiendo a Kim y Cotterill (2008), la

utilidad indirecta del consumidor i , para la variedad j en el mercado m está dada por $U_{ijm}(x_{jm}, \xi_{jm}, p_{jm}, D_i, v_i; \theta)$, siendo x_{jm} las características observadas del producto, ξ_{jm} características inobservadas del producto, p_{jm} los precios, D_i características observadas de los consumidores, v_i características inobservadas de los consumidores. Por su parte, θ es un vector de parámetros desconocidos a estimar.

La introducción de características observadas de los consumidores no requiere información a nivel de individuos, sino que puede ser extraída de la distribución empírica de esas características en la población, como se hace en el presente trabajo.

Se define la función de utilidad indirecta como:

$$(1) u_{ijm} = x_{jm}\beta_i - \alpha_i p_{jm} + \xi_{jm} + \varepsilon_{ijm}$$

Donde α_i es la utilidad marginal del ingreso del consumidor i , β_i representa parámetros individuales específicos y ε_{ijm} es un término estocástico de media cero.

Sea un vector $\theta = \theta(\theta_1, \theta_2)$ que contiene los parámetros del modelo. El vector $\theta_1 = (\alpha, \beta)$ contiene los parámetros lineales, en tanto $\theta_2 = (\Pi, \Sigma)$ contiene los parámetros no lineales.

La utilidad indirecta puede ser dividida en dos partes:

$$(2) u_{ijm} = \delta_{jm}(x_j, p_{jm}, \xi_{jm}; \theta_1) + \mu_{ijm}(x_j, p_{jm}, v_i, D_i; \theta_2) + \varepsilon_{ijm}$$

$$(3) \delta_{jm} = x_{jm}\beta - \alpha p_{jm} + \xi_{jm}$$

$$(4) \mu_{ijm} = [-p_{jt}, x_{jt}](\Pi D_i + \Sigma v_i)$$

Por un lado, la utilidad media de la variedad j en el mercado m (δ_{jm}), y por otro la desviación respecto a la utilidad media, que captura el efecto de los coeficientes aleatorios (μ_{ijm}).

Las desviaciones de la utilidad media (μ_{ijm}), dependen de las características observadas de los individuos D_i , y las características inobservadas v_i . La distribución de los parámetros de preferencias de los consumidores por las características de los productos se modelizan como:

$$(5) \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \Pi D_i + \Sigma v_i, \quad v_i \sim P_v^*(v) \quad D_i \sim \hat{P}_D^*(D)$$

Siendo $P_v^*(.)$ una distribución paramétrica y $\hat{P}_D^*(.)$ una distribución no paramétrica extraída de registros administrativos del programa TUS. Π es una matriz de $(K+1) \times d$ con coeficientes que representan cómo los gustos por las características de los productos varían con las características demográficas. Las características individuales inobservadas se toman de extracciones aleatorias de una distribución normal multivariada, es decir $P_v^*(.)$ es una $N(0, I_{k+1})$. De esta forma se introduce la heterogeneidad individual en el gusto por las características de los productos. Se toma una extracción para cada individuo por cada característica de producto utilizada, más una por el precio (de ahí el $K+1$). En este contexto, Σ es una matriz de parámetros de dimensión $(K+1) \times (K+1)$, que permite a

cada componente de v_i tener una varianza distinta y correlación entre las características. Se asume que v_i y D_i son independientes.

La especificación de la demanda se cierra con la ecuación (6), que representa la utilidad de una opción externa (*outside option* u *outside good*), que es normalizada de forma que $\mu_{i0m} = \varepsilon_{i0m}$. De no incluirse la opción externa, un incremento simultáneo en el precio de los bienes internos no resulta en ningún cambio en el consumo agregado. La cuota de mercado de la opción externa se define como el tamaño total del mercado menos la suma de las cuotas de mercado de los bienes internos.

$$(6) \mu_{i0m} = \xi_{0m} + \Pi_0 D_i + \sigma_0 v_{i0m} + \varepsilon_{i0m}$$

En un contexto en el que se cuenta con toda la información de demanda, es decir todas las variedades y las distintas presentaciones de los artículos, la opción externa representa la opción de no adquirir ninguna variedad. En el caso de estudio, por las limitaciones de los datos en cuanto a variedades y presentaciones, la opción externa recoge además de la posibilidad de que el individuo decida no comprar el bien, la posibilidad de que decida acceder a variedades o presentaciones para las que no se tiene información.

Se define A_{jm} como el set de valores de D , v y ε que inducen la elección de j en el mercado m . Se supone que D , v y ε están independientemente distribuidas. D se toma de una distribución empírica F , obtenida de los registros administrativos del programa TUS y v se toma de una distribución normal multivariada N . Por su parte, se asume que ε tiene una distribución extrema tipo 1. Este supuesto es clave, ya que permite que las cuotas de mercado tengan una solución de forma de cerrada.

$$(7) A_{jm}(x, p_m, \delta_t; \theta_2) = \{D_i, v_i, \varepsilon | \mu_{ijm} > \mu_{ihm} \forall h = 0, 1, \dots, J\}$$

La cuota de mercado del producto j se puede escribir como una función de los niveles de utilidad media:

$$(8) s_{jm}(x, p_m, \delta_m; \theta_2) = \int_{A_{jm}} dP^*(D, v, \varepsilon) = \int_{A_{jm}} dP^*(D) dP^*(v) dP^*(\varepsilon)$$

Con el supuesto mencionado sobre ε , tenemos que $s_{ijm} = \exp(\delta_{jm} + \mu_{ijm}) / (1 + \sum_{s=1}^J \exp(\delta_{sm} + \mu_{ism}))$, es la probabilidad del individuo i de comprar la variedad j .

En este contexto, cada individuo puede tener una sensibilidad al precio distinta y los patrones de sustitución entre marcas no se derivan de la forma funcional. La estrategia de estimación es seleccionar parámetros que minimicen la distancia entre la cuota de mercado predicha en la ecuación (8) y la cuota de mercado observada. La ecuación (8) no tiene una forma analítica cerrada por lo que la integral debe ser computada utilizando métodos de simulación.

4.2 Oferta

Siguiendo a Kim y Cotterill (2008), suponemos que hay F firmas y cada una produce un subconjunto de las variedades $1, \dots, J$. Suponemos que las firmas resuelven para cada

mercado m un problema de maximización independiente y que los costos marginales mc varían entre mercados. Cada firma f maximiza los beneficios en el mercado m:

$$(9) \pi_f^m = \sum_{j=1}^{J_f} (p_{jm} - mc_{jm}) Ms_{jm}(p) - C_f$$

Siendo mc_{jm} el costo marginal de la variedad j en el mercado m , M el tamaño del mercado, $s_{jm}(p)$ la cuota de mercado de la variedad j en el mercado m (que depende del precio de todas las variedades) y C_f el costo fijo de producción.

Las condiciones de primer orden del problema son:

$$(10) \quad (p - mc)\Delta(p) + s(p) = 0$$

siendo p el vector de los precios de todas las variedades, mc el vector de los costos marginales de todas las variedades y $s(p)$ el vector de las cuotas de mercado. Finalmente, Δ es una matriz de $J \times J$ definida de forma distinta según el tipo de competencia que supongamos que se da en el mercado. Si suponemos que se compite a la Nash-Bertrand, es decir que las firmas eligen sus precios simultáneamente y de forma descoordinada, la matriz vale $\frac{\partial s_k(p)}{\partial p_j}$ cuando las variedades k y j son producidas por la misma firma y 0 en el resto de los casos. Es decir que la firma se comporta como un monopolista respecto de sus variedades. Por otro lado, si se supone que existe colusión, la matriz vale $\frac{\partial s_k(p)}{\partial p_j}$ para las variedades de las firmas que coluden y 0 en otro caso.

La situación en la que los actores relevantes a la hora de fijar el precio final son los comercios minoristas y no los productores se encuentra reflejada adecuadamente por el caso de colusión, en la que el comerciante maximiza los beneficios conjuntos de vender las distintas variedades de cada producto.

Retomando la ecuación (10), podemos reescribirla despejando el costo marginal para cada variedad en cada mercado:

$$(11) \quad \widehat{mc} = p + \Delta(p)^{-1}s(p)$$

Se observa que el costo marginal estimado depende de los precios y las cuotas de mercado, que son observados y de los parámetros del sistema de demanda $\Delta(p)$ que son estimados. Por lo tanto, podemos obtener los costos marginales (y los márgenes de ganancia) a partir de la información de demanda, realizando supuestos sobre cómo se compite en el mercado entre las variedades de cada producto, sin observar la información de costos.

4.3 Pasaje de costos a precios

Teniendo los precios observados para cada variedad en cada mercado y los costos marginales estimados, se calcula cuánto cambian los costos marginales de un período a otro y cuánto cambian los precios en el mismo período para computar el pasaje de costos a precios:

$$(12) \quad \text{Ratio de pasaje de costos a precios} = \frac{\Delta p}{\Delta mc} * 100$$

Siendo Δp la diferencia entre el precio en p_{t+1} y p_t y Δmc la diferencia entre mc_{t+1} y mc_t

5. Identificación, instrumentos y variables binarias por variedad

Una estimación de este tipo debe lidiar con el desafío de controlar la correlación existente entre los precios y el término de error, en el que están incluidas las características inobservables de los productos, que son observadas por los consumidores, pero no por el economista. Como se afirma en Kim y Cotterill (2008), es razonable pensar que esta correlación es positiva debido a que mayores niveles de calidad inobservable de los productos pueden generar que los consumidores estén dispuestos a pagar mayores precios y los oferentes puedan fijar precios más elevados.

Para controlar por la endogeneidad de los precios, se necesita encontrar variables que estén correlacionadas con los precios, pero que sean independientes de las características inobservadas de los productos. Se requiere un set de instrumentos de un rango al menos igual a la dimensión del vector de parámetros a ser estimados. En algunos casos, como en Berry (1994) y Berry et.al. (1995) se afronta el problema de endogeneidad asumiendo que la localización de las marcas en el espacio de características de los productos es exógena, o al menos predeterminada. En este contexto, las características de los otros productos pueden ser un instrumento válido. En el presente trabajo, como en el de Nevo (2001), no existe variabilidad en las características observadas de cada marca a lo largo del tiempo ni entre localidades, por lo cual este tipo de instrumentos deben ser descartados.

En este contexto, se utiliza el set de instrumentos propuestos en Hausman (1996), es decir los precios en otros comercios de la región, explotando la estructura de panel de la base. Para ello se divide al país en 5 regiones: Metropolitana: Montevideo, San José, Canelones; Este: Maldonado, Rocha, Treinta y Tres, Lavalleja; Centro-sur: Flores, Florida, Durazno; Litoral: Colonia, Soriano, Río Negro; Norte: Artigas, Salto, Paysandú, Rivera, Tacuarembó y Cerro Largo. Se utilizan como instrumentos los precios promedio de los comercios de la región de cada mes, sin tomar en cuenta el precio del comercio instrumentado.

El supuesto de identificación es que, controlando por variedad y características demográficas, los cambios en la valoración de las variedades son independientes entre comercios. Dado este supuesto, y debido a que los costos marginales de la misma variedad en distintos comercios están correlacionados entre sí, los precios de las variedades en otros comercios son instrumentos válidos. El supuesto puede ser violado si existen shocks de demanda nacionales o regionales que modifiquen la valoración inobservada de todas las variedades en todos los comercios. Un tipo de shocks como los mencionados puede darse si las empresas productoras tienen campañas publicitarias que están coordinadas entre localidades y tienen un efecto sobre la demanda de las variedades. Para Nevo (2001), si se trata de mercados maduros con variedades bien

establecidas, es poco esperable que existan shocks de este tipo, y además estos shocks pueden ser capturados incorporando variables binarias por período.

Por su parte, se utiliza un segundo set de instrumentos para testear la sensibilidad de los resultados a los diferentes instrumentos. Se sigue la idea propuesta en Nevo (2001), de utilizar determinadas proxys directas del costo marginal. Los componentes del costo marginal pueden ser divididos en costos de producción, de empaque y de distribución. La idea que introduce Nevo (2001) para el caso de los cereales, que se entiende aplica a los productos tratados en el presente trabajo, es que en este tipo de productos los costos de producción y de empaquetado presentan poca variación en períodos cortos de tiempo y por lo tanto son una proporción pequeña de los costos marginales como para estar correlacionados con las variaciones en los precios. Adicionalmente, las variables binarias por variedad que serán incluidas en las estimaciones, hacen de proxys para estos costos. Por lo tanto, la variabilidad relevante en este tipo de casos se produce en los costos de distribución, que incluyen transporte, almacenamiento y trabajo. Como proxys para esos costos se utilizan variables binarias por región (vinculado a costos de transporte), densidad de población de la localidad en la que se encuentra el comercio (diferencia en costos de almacenamiento) y salarios en el sector de comercios minoristas. Para esta última variable, no se cuenta con una medida apropiada del salario promedio del sector que varíe por región. Por lo tanto, se utiliza el salario mínimo según los convenios colectivos para el sector “Comercio minorista de la alimentación”⁷, interactuada con los departamentos. De la misma forma que se hace en Kim y Cotterill (2008) y en Chidmi et. al. (2007), se interactúan las proxies de costos con variables binarias por variedad para generar variabilidad a través de las variedades.

En la especificación se incluyen variables binarias por variedad del producto, debido a que como se señala en Nevo (2000), en un contexto en el que las características observadas de las variedades no permiten capturar adecuadamente los factores que determinan la utilidad de los individuos, la inclusión de efectos fijos por variedad mejora el ajuste del modelo. Otro motivo fue enunciado al describir los instrumentos utilizados, ya que la inclusión de variables binarias por variedad permite capturar las características que no varían por mercado y la media específica por variedad de los componentes inobservados. Al incluirse efectos fijos por variedad, los coeficientes β asociados a las preferencias de los individuos por las características observadas de las variedades no pueden ser identificadas directamente. En Nevo (2000) se propone recuperar estos parámetros usando un *minimum distance procedure* desarrollado en Chamberlain (1982). En la presente aplicación, dado que el interés se centra en el pasaje de costos a precios, no se estiman estos coeficientes.

6. Estimación

El método de estimación es el propuesto por BLP (1995), pero con las diferencias señaladas en Nevo (2001). La primera de las diferencias es sobre las variables

⁷ Se calculan como el promedio de los salarios para Cadete; Peón, repartidor, sereno; Chofer, vendedor, Cajero/a, Cajero especializado, Encargado/a y se llevan a precios de diciembre de 2015.

instrumentales utilizadas, que fue descrita en la sección anterior. En este contexto la identificación de la demanda no requiere especificar una forma funcional del lado de la oferta. La otra diferencia también fue mencionada en la sección anterior y refiere a que debido a la estructura de panel de los datos con los que se cuenta, se puede controlar por las características inobservables de los productos utilizando variables binarias por marcas.

El modelo se estima por el método generalizado de los momentos (MGM) explotando una condición de momento poblacional compuesta por el producto de las variables instrumentales y el término de error. Sea $Z = [z_1, \dots, z_M]$ un set de instrumentos tales que $E[Z' \cdot \omega(\theta^*)] = 0$, en tanto ω , una función de los parámetros del modelo, es el término de error y θ^* es el valor verdadero de los parámetros. El estimador es $\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \omega(\theta)' Z A^{-1} Z' \omega(\theta)$, donde A es una estimación consistente de $E[Z' \omega \omega' Z]$.

Siguiendo a Berry (1994) y retomando la ecuación (3), el término de error ξ_{jm} se puede descomponer en $\xi_j + \Delta \xi_{jm}$, es decir la valoración media a nivel nacional por las características inobservadas de los productos y una desviación específica de cada mercado respecto a la media. Dado que se incluyen variables binarias por marcas, el término de error se define como $\Delta \xi_{jm}$.

Las características inobservadas se computan como función de los datos y los parámetros, a partir de la utilidad media δ_m , resolviendo el siguiente sistema de ecuaciones para cada mercado:

$$(13) \quad s_m(x, p_m, \delta_m; \theta_2) = S_m, m=1, \dots, M$$

siendo s_m la cuota de mercado definida en la ecuación (8) y S_m la cuota de mercado observada. En el logit con coeficientes aleatorios, para resolver este sistema de ecuaciones se requieren dos pasos. En primer lugar, se define el lado izquierdo de la igualdad según la ecuación (8) y las integrales que definen las cuotas de mercado se computan por simulación, aproximándolas de la siguiente forma:

$$(14) \quad s_{jm}(x_m, p_m, \delta_m, P_{ns}; \theta_2) = \frac{1}{ns} \sum_{i=1}^{ns} s_{jmi} = \frac{\frac{1}{ns} \sum_{i=1}^{ns} \exp(\delta_{jm} + \sum_{k=1}^K x_{jm}^k (\sigma_k v_i^k + \Pi_{k1} D_{i1} + \dots + \Pi_{kd} D_{id}))}{1 + \sum_{n=1}^J \exp(\delta_{nm} + \sum_{k=1}^K x_{nm}^k (\sigma_k v_i^k + \Pi_{k1} D_{i1} + \dots + \Pi_{kd} D_{id}))}$$

Siendo $i=1, \dots, ns$ extracciones aleatorias de $P_v^*(v)$ y $\hat{P}_D^*(D)$

En segundo lugar, usando dichas cuotas de mercado, se invierte el sistema de ecuaciones definido en (13). En el caso del modelo con coeficientes aleatorios, el sistema de ecuaciones es no lineal y por lo tanto la inversión del modelo debe realizarse numéricamente. El sistema de ecuaciones puede ser resuelto usando la contracción (*contraction mapping*) propuesta en Berry et al. (1994), lo cual es análogo a iterar sobre el sistema:

$$(15) \quad \delta_m^{h+1} = \delta_m^h + \ln S_m - \ln s_m(x_m, p_m, \delta_m^h, P_{ns}; \theta_2) \text{ con } t=1, \dots, T \text{ y } h=0, \dots, H$$

Donde $s(\cdot)$ son las cuotas de mercado estimadas en el primer paso, H es el entero más pequeño tal que $\|\delta_m^H - \delta_m^{H-1}\|$ sea menor que cierto nivel de tolerancia y δ_m^H es una aproximación a δ_m . Una vez que la inversión ha sido realizada, el término de error se define como:

$$(16) \quad \omega_{jm} = \delta_{jm}(x, p_m, S_m; \theta_2) - (x_j\beta + \alpha p_{jm})$$

La estimación se realiza con el paquete “BLPestimator” de R. Los detalles de la estimación se reportan en el anexo 2.

7. Resultados

7.1 Modelo logit

En primer lugar, se estima un modelo logit, que a pesar de sus limitaciones respecto a los patrones de sustitución que arroja, es un punto de referencia adecuado, principalmente para analizar la importancia de instrumentar el precio y los efectos de los instrumentos.

En las Tablas 6, 7 y 8 se presentan los resultados de distintas especificaciones del modelo logit. La variable dependiente en este modelo es el logaritmo de la cuota de mercado de la variedad j en el mes t , menos el logaritmo de la cuota de mercado de la opción externa para el mismo mes ($\ln(S_{jt}) - \ln(S_{0t})$). En las 4 especificaciones se controla por variables binarias por fecha. En la segunda y la cuarta especificación se controla por variables binarias por variedad, en tanto que en la primera se controla por características observables de los productos.

Tabla 6 – Estimación de parámetros de demanda para arroz con modelo logit

VARIABLES	MCO 1	MCO 2	VI con precios	VI con costos
precio	-0.098*** (0.003)	-0.064*** (0.002)	-0.250*** (0.010)	-0.229*** (0.006)
binaria Aruba tipo Patna	-	0.125*** (0.034)	-1.816*** (0.106)	-1.597*** (0.071)
binaria Blue Patna	-	-0.693*** (0.023)	-0.694*** (0.026)	-0.694*** (0.025)
binaria Green Chef	-	0.848*** (0.022)	0.516*** (0.030)	0.554*** (0.026)
media edad	-1.732*** (0.119)	-1.971*** (0.107)	-0.927*** (0.133)	-1.045*** (0.123)
media duplica beneficio	0.819*** (0.047)	0.738*** (0.042)	1.133*** (0.053)	1.088*** (0.049)
media menores_carga	-0.491*** (0.111)	-0.533*** (0.099)	-0.642*** (0.114)	-0.630*** (0.111)
binaria grado uno	0.323*** (0.033)	-	-	-
Constant	1.233*** (0.084)	0.200** (0.099)	6.977*** (0.361)	6.212*** (0.236)
1ra etapa R2	-	-	0.6705	0.7086
1ra etapa test F	-	-	718.25	329.09
Observations	18,406	18,406	18,406	18,406
R-squared	0.173	0.341	0.134	0.178

Notas: Errores estándar entre paréntesis, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Incluye efectos fijos por fecha. Variable dependiente es $\ln(S_{jt}) - \ln(S_{0t})$. media menores carga es la media por localidad de la cantidad de menores en el hogar por los que recibe la carga de la tarjeta. media edad es la media por localidad de la edad del titular de la tarjeta. media duplica beneficio es la proporción de hogares de la localidad que reciben el beneficio duplicado por encontrarse entre los más vulnerables. binaria grado uno toma el valor 1 si la variedad de arroz tiene aproximadamente el 95% de los granos enteros y 0 en otro caso. La categoría omitida para el arroz es Saman Blanco.

Tabla 7 - Estimación de parámetros de demanda para pulpa de tomate con modelo logit

VARIABLES	OLS 1	OLS 2	IV con precios	IV con costos
precio	-0.056*** (0.003)	-0.056*** (0.003)	-0.267*** (0.014)	-0.239*** (0.011)
binaria De Ley	-	0.772*** (0.071)	4.862*** (0.280)	4.322*** (0.213)
binaria Gourmet	-	0.410*** (0.089)	5.786*** (0.366)	5.076*** (0.277)
media menores carga	-5.459*** (0.214)	-5.459*** (0.214)	-5.864*** (0.271)	-5.811*** (0.258)
media edad	-5.578*** (0.265)	-5.578*** (0.265)	-4.765*** (0.338)	-4.873*** (0.321)
media duplica beneficio	2.773*** (0.086)	2.773*** (0.086)	3.016*** (0.109)	2.984*** (0.104)
valor energético	-0.115*** (0.007)	-	-	-
fibra	0.328*** (0.098)	-	-	-
Constante	1.741*** (0.185)	-0.559*** (0.116)	5.165*** (0.399)	4.409*** (0.306)
1ra etapa R2	-	-	0.8639	0.8711
1ra etapa F-test	-	-	877.3	459.1
Observaciones	7,238	7,238	7,238	7,238
R-cuadrado	0.480	0.480	0.169	0.245

Notas: Errores estándar entre paréntesis, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Incluye efectos fijos por fecha. Variable dependiente es $\ln(S_{jt}) - \ln(S_{0t})$. *media menores carga* es la media por localidad de la cantidad de menores en el hogar por los que recibe la carga de la tarjeta. *media edad* es la media por localidad de la edad del titular de la tarjeta. *media duplica beneficio* es la proporción de hogares de la localidad que reciben el beneficio duplicado por encontrarse entre los más vulnerables. *valor energético* es el contenido de valor energético cada 50 gramos expresado en gramos. *fibra* es el contenido de fibra cada 50 gramos expresado en gramos. La categoría omitida para la pulpa de tomate es Qualitas.

Tabla 8 - Estimación de parámetros de demanda para harina con modelo logit

VARIABLES	OLS 1	OLS 2	IV con precios	IV con costos
precio	-0.055*** (0.003)	-0.036*** (0.003)	-0.144*** (0.012)	-0.089*** (0.008)
binaria Canuelas 000	-	-0.420*** (0.035)	-0.504*** (0.038)	-0.461*** (0.035)
binaria Canuelas 0000	-	-0.344*** (0.039)	0.292*** (0.081)	-0.032 (0.057)
binaria Cololo 000	-	-0.318*** (0.050)	-0.403*** (0.054)	-0.360*** (0.051)
binaria Cololo 0000	-	-0.410*** (0.043)	0.250*** (0.085)	-0.086 (0.061)
media menores carga	0.171 (0.141)	0.332** (0.141)	0.046 (0.152)	0.192 (0.144)
media edad	1.145*** (0.167)	1.053*** (0.166)	1.824*** (0.195)	1.431*** (0.176)
media duplica beneficio	1.669*** (0.066)	1.702*** (0.069)	1.857*** (0.075)	1.778*** (0.071)
binaria cuatro ceros	0.232*** (0.028)	-	-	-
1ra etapa R2	-	-	0.5508	0.6042
1ra etapa F-test	-	-	189.01	84.87
Constante	-2.056*** (0.114)	-2.196*** (0.128)	0.880** (0.361)	-0.688*** (0.238)
Observaciones	8,378	8,378	8,378	8,378
R-cuadrado	0.144	0.155	0.052	0.130

Notas: Errores estándar entre paréntesis, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Incluye efectos fijos por fecha. Variable dependiente es $\ln(S_{jt}) - \ln(S_{0t})$. *media menores carga* es la media por localidad de la cantidad de menores en el hogar por los que recibe la carga de la tarjeta. *media edad* es la media por localidad de la edad del titular de la tarjeta. *media duplica beneficio* es la proporción de hogares de la localidad que reciben el beneficio duplicado por encontrarse entre los más vulnerables. *binaria cuatro ceros* toma el valor 1 cuando la variedad de la harina es cuatro ceros y 0 en otro caso. La categoría omitida para la harina es primor 0000.

Las regresiones (i) y (ii) de cada Tabla se estiman por mínimos cuadrados ordinarios. La regresión (i) no incluye variables binarias por marca, y eso genera que el término de error contenga las características inobservadas de los productos.

En las regresiones (iii) y (iv) se introducen 2 sets de instrumentos, y se estima por mínimos cuadrados en dos etapas. En la regresión (iii) se instrumenta por el precio promedio en el resto de los comercios de la región en cada mes. Por su parte, en la regresión presentada en la columna (iv) se instrumenta por las proxies del costo marginal.

Se observa que, con ambos sets de instrumentos, la sensibilidad del precio se incrementa para los tres productos estudiados. Si se compara con las especificaciones sin instrumentar, la sensibilidad del precio pasa de -0.098 y -0.064 a -0.250 y -0.229 para

el caso del arroz, de -0.056 a -0.267 y -0.239 en el caso de la pulpa de tomate y de -0.055 y -0.036 a -0.144 y -0.089 en el caso de la harina. El hecho de que, al controlar por la endogeneidad, la sensibilidad de la demanda a los precios se incrementa va en línea con lo que se espera teóricamente, debido a que es razonable esperar una correlación positiva entre precios y calidad inobservable de los productos.

En las 4 especificaciones se incluyen características demográficas como regresores: la edad promedio de los titulares de la TUS en la localidad, el promedio por localidad del número de menores por los que los hogares reciben el beneficio y el porcentaje de tarjetas con carga duplicada en la localidad. Se entiende que las valoraciones que los consumidores hacen de las diferentes variedades pueden tener un componente local que es captado en parte por la inclusión de estas variables. Como se señala en Nevo (2001) los coeficientes asociados a las variables demográficas en un modelo de este tipo capturan el cambio en la valoración del producto relativo a la opción externa como función de las características demográficas. Los resultados sugieren que la valoración por el arroz se incrementa en localidades con mayor vulnerabilidad socioeconómica y se reduce en localidades en las que los beneficiarios en promedio tienen menor edad y menor número de menores. Algo similar sucede con la pulpa de tomate. Por su parte, en el caso de la harina el efecto de la edad es el opuesto, y el efecto de los menores varía según la especificación. En el modelo logit de coeficientes aleatorios se introducen las características demográficas de una forma más sofisticada, pero este análisis preliminar sugiere que es relevante tener en cuenta estas variables.

Observando los estadísticos F de la primera etapa de las especificaciones con variables instrumentales se puede ver que los instrumentos propuestos son conjuntamente significativos, no pudiéndose rechazar que las variables instrumentales tengan poder en forma conjunta. Los R cuadrado de la primera etapa también son altos, lo que sugiere cierto poder estadístico de los instrumentos propuestos. Las regresiones completas de la primera etapa para los precios como instrumentos se presentan en el anexo 3.

Los elementos centrales a retener del modelo logit presentado, son la importancia de controlar por la endogeneidad de los precios y de utilizar variables demográficas.

7.2 Modelo logit de coeficientes aleatorios

En la Tabla 9 se presentan los resultados del modelo logit de coeficientes aleatorios que fue descrito en la sección 4.1, que está basado en la ecuación (2) y fue estimado como se describe en la sección 6. Las cuotas de mercado predichas se calculan utilizando la ecuación (8). La información demográfica utilizada para las extracciones aleatorias surge de la base de registros administrativos de octubre de 2013 provistos por el MIDES, utilizándose 147⁸ extracciones por localidad. La primera columna para cada producto contiene la estimación utilizando los proxies de costos como instrumentos y la segunda utilizando otros precios como instrumentos.

La primera fila contiene la media de la utilidad marginal para el precio, es decir el parámetro lineal α . Los coeficientes estimados para el precio son estadísticamente

⁸ 147 es el número de TUS en la localidad utilizada que tiene menos beneficiarios

significativos en todos los casos, tienen el signo esperado, son similares en su magnitud a los estimados por el logit con variables instrumentales, y similares entre sí al comparar ambos modelos, excepto en el caso de pulpa de tomate, en el que la sensibilidad al precio es cerca del doble cuando se utilizan precios como instrumentos.

Los resultados de la parte aleatoria muestran la heterogeneidad estimada respecto a las medias. Se observa que los parámetros estimados de las desviaciones estándar de las características observadas son no significativos, así como la mayoría de las interacciones con las características demográficas. La excepción a esto, que se da para ambos modelos en el caso del arroz, es la interacción entre duplica y el grado del arroz, donde se observa que la valoración por el arroz *grado 1* es mayor para los más vulnerables.

Tabla 9 - Logit de coeficientes aleatorios

Modelo	Arroz		Pulpa de tomate		Harina	
	I	II	I	II	I	II
Parte lineal						
Precio	-0.279***	-0.279***	-0.178***	-0.331***	-0.103***	-0.128***
	0.013	0.029	0.021	0.04	0.021	0.049
Parte aleatoria						
Precio	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001
	0.154	0.225	0.181	0.261	0.041	0.159
cons	-0.001	0.009	-0.001	-0.005	0.010	0.018
	5.73	7.449	6.758	7.409	1.612	3.351
binaria grado uno	-0.005	-0.019	-	-	-	-
	4.628	6.812				
duplica beneficio*precio	0.033	0.066	-0.022	-0.157	0.034	0.015
	0.039	0.056	0.057	0.111	0.032	0.081
duplica beneficio *cons	-1.219	-2.548	-3.873	-7.844	0.046	1.106
	0.991	1.873	7.346	9.209	0.908	2.142
duplica beneficio *grado uno	0.72*	1.935**	-	-	-	-
	0.432	0.815				
edad*precio	0.02	0.024	0.004	0.003	-0.098***	-0.031
	0.059	0.154	0.338	0.384	0.026	0.099
edad*cons	-0.95	-1.246	0.002	-0.025	2.864***	0.661
	1.487	3.953	12.383	19.347	0.692	2.795
edad*grado uno	0.191	-0.001	-	-	-	-
	0.626	1.795				
binaria cuatro ceros	-	-	-	-	-0.018	0.019
					2.575	7.645
duplica beneficio *cuatro ceros	-	-	-	-	-0.443**	-0.911
					0.215	0.910
edad*cuatro ceros	-	-	-	-	0.035	0.882
					0.338	1.092
valor energético	-	-	0.000	0.000	-	-

			0.543	0.672		
fibra	-	-	0.001	0.005	-	-
			12.313	10.084		
duplica beneficio*valor energético	-	-	0.217	0.588	-	-
			0.318	0.414		
duplica beneficio*fibra	-	-	1.762	6.603*	-	-
			1.68	3.876		
edad*valor energético	-	-	-0.01	-0.014	-	-
			0.402	0.833		
edad*fibra	-	-	0.069	0.345	-	-
			9.351	12.727		
Instrumentos	Costos	Precios	Costos	Precios	Costos	Precios
Observaciones	18406	18406	7238	7238	8378	8378
Objetivo MGM:	5949.252	2042.286	9174	5613	2698	1252.1

Notas: Estimado por MGM. Se incluyeron como regresores (pero se omitieron en la Tabla) las variables binarias por mes y variedad. El número de extracciones aleatorias es 147. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. *binaria grado uno* toma el valor 1 si la variedad de arroz tiene aproximadamente el 95% de los granos enteros y 0 en otro caso. *valor energético* es el contenido de valor energético cada 50 gramos expresado en gramos. *fibra* es el contenido de fibra cada 50 gramos expresado en gramos. *binaria cuatro ceros* toma el valor 1 cuando la variedad de la harina es cuatro ceros y 0 en otro caso. *Costos* son instrumentos construidos con proxies de costos y *Precios* son instrumentos construidos con promedios regionales de precios de la variedad, según se describe en la sección 5.

En lo que sigue se presentan los resultados para las elasticidades. La información que se presenta, tanto para las elasticidades como para la sección 7.3 se construye utilizando las estimaciones del modelo II, es decir el modelo que utiliza precios como instrumentos.

Las elasticidades precio de las cuotas de mercado en un modelo de coeficientes aleatorios se definen de la siguiente forma:

$$\eta_{jkm} = \frac{\partial s_{jm} p_{km}}{\partial p_{km} s_{jm}} = \begin{cases} -\frac{p_{jm}}{s_{jm}} \int \alpha_i s_{ijm} (1 - s_{ijm}) d\hat{P}_D^*(D) d\hat{P}_v^*(v) & \text{si } j = k \\ \frac{p_{km}}{s_{jm}} \int \alpha_i s_{ijm} s_{ikm} d\hat{P}_D^*(D) d\hat{P}_v^*(v) & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Los patrones de sustitución no se derivan de la forma funcional (como en un modelo logit), sino de las diferencias en la sensibilidad al precio entre los consumidores, permitiendo patrones de sustitución flexibles.

En las Tablas 10, 11 y 12 se presentan las elasticidades propias y cruzadas para la mediana⁹ de todos los mercados. Se presenta la elasticidad de la variedad que está en la fila con respecto a un cambio en el precio de la variedad que está en la columna. Se observa para los tres productos altas sensibilidades de la cuota de mercado a cambios en los precios. Para interpretar los resultados de las elasticidades, se debe tener en cuenta que la estimación de demanda es realizada utilizando las cantidades adquiridas por el

⁹ A la hora de presentar información resumida para todos los mercados se utilizan medianas para eliminar la sensibilidad a los outliers y para utilizar el mismo procedimiento que en los dos antecedentes más inmediatos (Nevo (2001) y Cotterill(2008)).

segmento de la población de mayor vulnerabilidad socioeconómica en los comercios habilitados a vender con la TUS y solamente es representativa de esta población. Este segmento de la demanda puede presentar distintos niveles de sensibilidad a los precios y otras características de los productos respecto al total de la población que adquiere los productos en los comercios para los que se dispone información. Por su parte, las elasticidades deben interpretarse específicamente para la adquisición de los productos en los comercios para los que se tiene información. Esta población podría tener un comportamiento distinto al adquirir estos productos por ejemplo en comercios grandes que en el período no estaban habilitados a vender mediante la TUS.

Tabla 10 – Elasticidades propias y cruzadas para arroz

	Aruba tipo Patna	Blue Patna	Green Chef	Saman Blanco
Aruba tipo Patna	-5.40	0.12	0.71	0.35
Blue Patna	0.39	-7.32	3.12	0.91
Green Chef	0.46	0.55	-4.72	0.93
Saman Blanco	0.44	0.50	2.91	-6.48
Opción externa	4.11	6.15	-2.02	4.29

Nota: mediana de las elasticidades para todos los mercados. Cada celda da el cambio porcentual en la cuota de mercado que se produce en la variedad de la fila, cuando se produce un incremento de 1% en el precio de la variedad que está en la columna.

Para el caso del arroz, sabemos que Aruba tipo Patna se diferencia de las otras marcas en cuanto a tener un precio menor y tener una menor proporción de granos enteros (*grado 4*). Por lo tanto, sería esperable que la elasticidad cruzada entre las demás marcas sea mayor entre sí que con respecto a Aruba tipo Patna, y eso es lo que se observa.

Tabla 11 - Elasticidades propias y cruzadas para pulpa de tomate

	De_Ley	Gourmet	Qualitas
De Ley	-6.66	0.30	1.21
Gourmet	0.49	-18.73	2.94
Qualitas	1.26	1.79	-5.74
Opción externa	4.91	16.64	1.59

Nota: mediana de las elasticidades para todos los mercados. Cada celda da el cambio porcentual en la cuota de mercado que se produce en la variedad de la fila, cuando se produce un incremento de 1% en el precio de la variedad que está en la columna.

En el caso de la pulpa de tomate, las características observables incluidas fueron *valor energético y fibra*, no teniéndose información completa sobre la característica que se considera a priori más relevante, que es el rendimiento o qué tan concentrada está la pulpa. Se observa que incrementos en los precios ya sea de Gourmet o De Ley generan principalmente un incremento de las cuotas de mercado de Qualitas, la marca de menor precio. Por su parte, se observa que la elasticidad propia de Gourmet es muy elevada.

Tabla 12 - Elasticidades propias y cruzadas para harina

	Canuelas 000	Canuelas 0000	Cololo 000	Cololo 0000	Primor 0000
Canuelas 000	-2.66	0.24	0.30	0.14	0.24
Canuelas 0000	0.24	-4.25	0.21	0.18	0.33
Cololo 000	0.20	0.09	-2.71	0.20	0.27
Cololo 0000	0.16	0.21	0.20	-4.33	0.38
Primor 0000	0.17	0.22	0.10	0.14	-3.54
Opción externa	1.89	3.49	1.90	3.67	2.32

Nota: mediana de las elasticidades para todos los mercados. Cada celda da el cambio porcentual en la cuota de mercado que se produce en la variedad de la fila, cuando se produce un incremento de 1% en el precio de la variedad que está en la columna.

Para el caso de la harina, podría pensarse que sería esperable una mayor sensibilidad a cambios en los precios entre variedades con la misma cantidad de ceros. Eso es lo que se observa para Primor 0000 y para Cololo 000. Sin embargo, para las dos variedades de Canuelas y para Cololo 0000 se observa un mayor grado de sustitución entre variedades de la misma empresa productora, aunque sean de distinta cantidad de ceros. De los tres productos es el que registra menores caídas de las cuotas de mercado frente a incrementos en los precios.

En la última fila de cada Tabla, se observa la elasticidad de la cuota de mercado de la opción externa con respecto a un cambio en el precio del bien de la columna. Se observa que para los tres bienes estudiados, la opción externa tiene un gran peso. Esto indica que frente a un incremento del precio de una de las variedades “internas”, una parte importante de la caída en la cuota de mercado de esa variedad no se mueve hacia la compra de otras de las variedades, sino a la externa. Dadas las limitaciones de los datos que fueron mencionadas, no es posible saber cuánto pesa cada uno de los siguientes factores para explicar el fenómeno: falta de variedades relevantes en la base, las personas dejan de comprar el artículo mediante la TUS, las personas sustituyen entre comercios más que entre marcas frente a las subas en los precios, las personas sustituyen entre presentaciones.¹⁰

Para entender la riqueza de los patrones de sustitución que arroja el modelo logit de coeficientes aleatorios es útil recordar cómo son las elasticidades en el modelo logit sin coeficientes aleatorios:

$$\eta_{jkm} = \frac{\partial s_{jm} p_{km}}{\partial p_{km} s_{jm}} = \begin{cases} -\alpha p_{jm} (1 - s_{jm}) & \text{si } j = k \\ \alpha p_{km} s_{km} & \text{en otro caso} \end{cases}$$

¹⁰ En el caso de la variedad Green Chef el modelo predice que un incremento del precio genera una disminución de la cuota de mercado de la opción externa, es decir que el incremento en las cuotas de mercado de las otras variedades es mayor a la caída de la cuota de la propia variedad. Si bien esta variedad tiene la característica de compartir todas las características observables con Blue Patna y salir más cara, no se encuentra una explicación razonable a la caída de la cuota de mercado de la opción externa.

Es decir, las elasticidades cruzadas dentro de una misma “columna” son todas iguales. En los cuadros presentados se puede apreciar la variación que se da con el modelo logit de coeficientes aleatorios.

7.3 Costos marginales, margen sobre costo y pasaje de costos a precios

A continuación, se presentan los costos marginales y margen sobre costo para cada variedad de cada producto, calculados como la mediana para todos los mercados. Los cálculos se realizan tanto bajo el supuesto de competencia a la Nash-Bertrand como bajo el supuesto de colusión. Para el cálculo del costo marginal se utiliza la ecuación (11) y la información que surge de la estimación de demanda. El margen sobre el costo se calcula como $p - cmg$ y el porcentaje de margen sobre el costo como $(p - cmg) * 100 / p$. Por cómo se define el modelo, cada variedad en cada mercado (comercio-mes) puede tener distintos valores para el costo marginal. Las estimaciones realizadas del costo marginal, márgenes de ganancia y pasaje de costos a precios dependen de la capacidad de estimar consistentemente la demanda a la que se enfrentan estos comercios. Por lo tanto, para interpretar los resultados se debe tener en cuenta que la estimación de la demanda se realiza usando solamente información del segmento de mayor vulnerabilidad socioeconómica y que no se cuenta con la información para todas las variedades de los productos. En un mercado con productos diferenciados y firmas multiproducto, no contar con información de variedades que tienen cuotas de mercado significativas constituye una limitación importante para estimar los costos marginales.

En la Tabla 13 se puede observar que, para todas las variedades de los tres productos, los costos marginales estimados bajo el supuesto de competencia a la Nash-Bertrand son mayores que bajo colusión. Como contracara, los márgenes son mayores.

El rango en el que varían los márgenes estimados para Nash-Bertrand para el arroz va del 13% al 21% y para la harina del 23% al 37%. Cuando se supone colusión, los márgenes para arroz van del 27% al 33% y para la harina del 28% al 43%. En el caso de la pulpa los márgenes van del 9% al 27% y son los mismos con ambos supuestos, debido a que las tres variedades son de la misma empresa productora.

Tabla 13 - Costos marginales, mark up y márgenes

Variedad	Nash-Bertrand			Colusión		
	Costo mg	Margen	% Margen	Costo mg	Margen	% Margen
Arroz						
Aruba tipo Patna	20.57	4.67	18.53	18.41	6.95	27.24
Blue Patna	30.58	4.88	13.69	23.98	11.38	32.05
Green Chef	26.51	7.09	21.20	22.59	11.06	32.76
Saman Blanco	29.89	5.46	15.43	23.86	11.73	33.11
Pulpa de tomate						
De Ley	34.67	9.06	20.48	34.67	9.06	20.48
Gourmet	45.25	4.91	9.60	45.25	4.91	9.60
Qualitas	17.76	6.71	27.25	17.76	6.71	27.25
Harina						
Canuelas 000	17.13	10.46	37.61	15.50	12.21	43.72
Canuelas 0000	26.63	8.26	23.54	25.05	10.02	28.73
Cololo 000	17.58	10.27	36.97	15.83	12.20	43.27
Cololo 0000	26.51	7.96	23.10	24.52	9.72	28.22
Primor 0000	20.53	8.12	28.25	19.43	9.30	32.37

Nota: para todos los casos se calcula la mediana para todos los mercados. El costo marginal y el mark up están en pesos por unidad (1kg, 1lt y 1kg respectivamente) y el margen sobre el precio está en %.

Resulta interesante tener un punto de comparación para las estimaciones de márgenes, tanto para analizar qué supuesto sobre la conducta de los competidores se ajusta mejor a lo que sucede en la realidad, y más en general si las estimaciones arrojan resultados razonables. Para eso, sería necesario comparar las estimaciones con información observada de márgenes para estos mercados o bien con estimaciones que provengan de especificaciones de forma reducida. Como fue mencionado, la única estimación para Uruguay con la que se cuenta es la de Czarniewicz y Zipitría (2018) para el caso del arroz. En la Tabla 14 se muestran las estimaciones para los márgenes elaborados en el mencionado trabajo. Se observa que los márgenes estimados se encuentran entre un 17% y 37%, dependiendo de la variedad y de la cadena. En las estimaciones que se presentan en la Tabla 13, los márgenes cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand se encuentran entre 15% y 21% y cuando se supone colusión se encuentran entre 27 y 33%, por lo que se encuentran márgenes en un rango similar a los del mencionado trabajo. Sin embargo, se debe tener en cuenta que si bien son las mismas variedades, se trata de estimaciones para cadenas de supermercados y no para comercios pequeños y medianos.

Tabla 14 – Margen precio costo por producto y cadena (como porcentaje del precio)

	Aruba	Blue Patna	Green Chef	Saman
Devoto	-	-	-	21.3
Disco	-	-	-	22
El dorado	-	37.2	23.4	-
Geant	-	-	-	19.2
Macromercado	-	-	-	17.1
Tata	-	-	-	31.8
Tienda inglesa	31.5	22.9	24.3	27.8

Fuente: elaborado por Czarniewicz y Zipitría (2018) en base a información de la Comisión de Promoción y Defensa de la Competencia

En la Tabla 15 se presentan los resultados de las estimaciones de los ratios del pasaje de costos a precios bajo los dos modelos de conducta de los oferentes que se utilizan. Los ratios se estiman en base a los cambios en los costos marginales estimados para cada mercado y los cambios en los precios observados para esos mercados. Se observan para todos los casos ratios mayores de pasaje cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand y grandes diferencias entre variedades. Suponiendo una competencia a la Nash-Bertrand, los oferentes serían capaces de pasar en mediana entre un 25 y un 86% de los incrementos de costos a precios. Cuando se supone que los oferentes coluden, la capacidad de pasar costos a precios cae y se sitúa entre el 11 y el 78%. Para los tres productos, la menor capacidad de trasladar incrementos en los costos marginales a precios se da para las variedades con menores precios y la mayor para los de mayores precios.

Como se mencionó en la revisión de antecedentes, en un modelo con productos homogéneos, demanda lineal y costos marginales constantes, el ratio de pasaje de costos a precios que predice la teoría para un mercado competitivo es del cien por ciento y en el caso de monopolio de cincuenta por ciento (Bulow et. al. (1983)). Las estimaciones que se derivan del modelo logit de coeficientes aleatorios permiten resultados por encima del cien por ciento y debajo del cincuenta por ciento y permiten que la variedad tenga distintos ratios en distintos mercados.

Tabla 15 - Ratio de pasaje de costos a precios (%)

Variedad	Nash-bertrand	Colusión
Arroz		
Aruba tipo Patna	29.23	18.51
Blue Patna	85.32	26.50
Green Chef	30.11	27.60
Saman Blanco	68.41	22.19
Pulpa de tomate		
De Ley	31.37	31.37
Gourmet	38.48	38.48
Qualitas	12.12	12.12
Harina		
Canuelas 000	50.30	44.54
Canuelas 0000	86.35	78.24
Cololo 000	25.62	11.51
Cololo 0000	78.43	31.35
Primor 0000	53.25	43.88

Nota: mediana para todos los mercados

7.4 Comercios con menor competencia

La especificación principal tiene como supuesto que los comercios son monopolistas locales, lo cual constituye una simplificación importante del problema abordado. En el presente apartado se explota la información de la localización georreferenciada de los comercios de la que se dispone para construir una muestra de los comercios que se encuentran expuestos a menores niveles de competencia y analizar si presentan diferencias marcadas respecto a la especificación principal en cuanto a los márgenes de ganancia y el pasaje de costos a precios.

Se construye una variable con la cantidad de comercios habilitados a vender con la TUS que están a menos de un kilómetro de distancia de cada comercio. Luego se calcula la media de la variable para todo el período como medida del grado de competencia al que estuvo expuesto el comercio durante el período. Para la presente especificación se toman los comercios que estuvieron expuestos a un grado de competencia menor a la mediana (que es de 2 comercios a menos de 1 kilómetro a la redonda).

Tabla 16 –Mark up, margen y pasaje de costos a precios para comercios expuestos a competencia por debajo de la mediana

Variedad	Nash-Bertrand			Colusión		
	Margen	% Margen	Pasaje costo precio	Margen	% Margen	Pasaje costo precio
Arroz						
Aruba tipo Patna	6.78	26.73	18.81	10.79	42.30	11.08
Blue Patna	6.52	18.27	82.87	14.77	40.90	19.56
Green Chef	9.11	26.86	24.97	14.46	42.12	17.65
Saman Blanco	7.16	20.24	64.60	15.12	42.27	18.22
Pulpa de tomate						
De Ley	11.43	25.24	25.67	11.43	25.24	25.67
Gourmet	11.24	22.64	26.01	11.24	22.64	26.01
Qualitas	13.42	54.82	3.38	13.42	54.82	3.38
Harina						
Canuelas 000	11.50	40.79	47.13	12.64	44.99	47.53
Canuelas 0000	6.54	19.01	105.93	7.52	21.95	111.20
Cololo 000	11.66	41.13	14.38	13.31	47.11	11.74
Cololo 0000	6.27	18.03	105.78	7.42	21.24	69.64
Primor 0000	5.54	18.93	77.67	6.23	21.46	75.46

Nota: basado en estimaciones de modelo logit de coeficientes aleatorios similares a la especificación principal con precios como instrumentos.

Para arroz y pulpa de tomate se observa que los márgenes suben y el ratio de pasaje de costos a precios baja para todas las variedades con ambos supuestos de comportamiento de los oferentes. Estos resultados, con mayores márgenes y menores ratios de pasaje de costos a precios son los esperables teóricamente en un contexto en el que los comercios están expuestos a menor competencia.

En el caso de la harina encontramos que suben los márgenes para dos variedades y bajan para tres, en tanto el pasaje de costos a precios sube para tres variedades y baja para dos cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand y sube para todos los casos cuando se supone colusión.

8. Conclusiones

Este trabajo utiliza un modelo logit de coeficientes aleatorios para estimar un sistema de demanda para el arroz, la pulpa de tomate y la harina en un conjunto de comercios minoristas pequeños y medianos por parte de beneficiarios del programa TUS. Las estimaciones son utilizadas para computar costos marginales, márgenes y ratios de pasaje de costos a precios que son factibles bajo distintos supuestos sobre cómo se compite en estos mercados. El trabajo busca aportar evidencia empírica sobre la formación de precios a nivel microeconómico en Uruguay, así como al estudio del pasaje de costos a precios en bienes de consumo para economías en desarrollo.

En cuanto a las elasticidades de demanda, se encuentra una alta sensibilidad de los consumidores frente a incrementos en los precios y patrones de sustitución entre variedades que resultan intuitivos. Por su parte, se observa que la mayor parte de las disminuciones de la cuota de mercado de una variedad por la suba de precios no se traduce en incrementos en otra de las variedades para las que se tiene información, sino que dejan de comprar esas variedades en ese comercio.

Se encuentran ratios de pasajes de costos a precios más bajos cuando se supone colusión que cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand, así como una dispersión importante en los ratios para distintos productos y para variedades de un mismo producto que van desde un 25% a un 86% cuando se supone competencia a la Nash-Bertrand y desde un 11% a un 78% cuando se supone colusión. Finalmente, se encuentra para la pulpa de tomate y el arroz, que en los comercios expuestos a menores grados de competencia se registran mayores márgenes y menores ratios de pasaje de costos a precios que cuando se trabaja con todos los comercios.

El presente trabajo constituye una primera aproximación al estudio de los márgenes y el pasaje de costos a precios en Uruguay y está sujeto al menos a dos limitaciones relevantes que deben ser tenidas en cuenta a la hora de interpretar los resultados. Primero, solo se tiene información de las cantidades adquiridas por el segmento de la demanda de mayor vulnerabilidad socioeconómica y los resultados del sistema de demanda tienen validez solamente para este segmento de la población, que podría tener una sensibilidad distinta a los precios que el conjunto de la población. Segundo, no se cuenta con el universo de variedades disponibles de cada producto y no se conoce si se están omitiendo variedades con cuotas de mercado relevantes en esta población en particular. Ambas limitaciones repercuten en las estimaciones de costos marginales, márgenes y pasaje de costos a precios, que dependen de que la estimación de demanda realizada sea la que enfrentan los oferentes.

Finalmente, la metodología utilizada no permite determinar qué tipo de competencia se da en los mercados, ni qué tipo de interacciones se da entre proveedores, distribuidores y comercios minoristas. Por su parte, también queda abierta la pregunta sobre cómo se da la competencia entre comercios minoristas y cómo los consumidores eligen y sustituyen entre comercios.

Bibliografía

Aguirre, E., Blanchard, P., Borraz, F., y Saldain, J. (2015). "Prices and Competition: Evidence from a Social Program". Documento de Trabajo; 13/15, 2015. Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Sociales. Universidad de la República.

Anderson, S., De Palma, A. y Kreider, B. (2001). "Tax Incidence in Differentiated Product Oligopoly". *Journal of Public Economics*, 81, pp. 173-192.

Arbeletche, P. y Gutiérrez, G. (2003). "Situación actual y perspectivas del mercado local y regional de harinas de trigo. Implicancias para el programa de mejoramiento genético del INIA". INIA, Montevideo.

Berry, S. T. (1994). "Estimating discrete-choice models of product differentiation". *The RAND Journal of Economics* 242-262.

Berry, S., Levinsohn, J. y Pakes, A. (1995), "Automobile Prices in Market Equilibrium". *Econometrica*, 63, pp. 841-88.

Besley, T, Rosen, H., (1999). "Sales Taxes and Prices: An Empirical Analysis, *National Tax Journal*". *National Tax Journal*, Vol. 52, no. 2: 157-178.

Bresnahan, F. Timothy, Stern, Scott and Trajtenberg, M. (1997). "Market Segmentation and the Sources of Rents from Innovation: Personal Computers in the Late 1980s". *Rand Journal of Economics*, 28, pp. s17-s4.

Brunner, D. Heiss, F. Romahn, A., Weiser, C. (2017). "Reliable Estimation of Random Coefficient Logit Demand Models". Düsseldorf Institute for Competition Economics (DICE). Discussion Paper. No 267.

Borraz, F., Cavallo, A., Rigobon, R., Zipitría, L. (2016). "Distance and political boundaries: Estimating border effects under inequality constraints". *International Journal of Finance and Economics*. 21(1), 3-35.

Borraz, F. y Zipitría, L. (2012). "Retail Price Setting in Uruguay [with Comment]". *Economía*, 12(2), 77-109

Bulow, J. y Pfleiderer, P. (1983). "A Note on the Effects of Cost Changes on Prices". *Journal of Political Economy*, 91, pp. 181-185.

Chamberlain, G. (1982). "Multivariate Regression Models for Panel Data," *Journal of Econometrics*, 18 (1), 5-46.

Chidmi, B. y Lopez, R. (2007). "Brand-Supermarket Demand for Breakfast Cereals and Retail Competition". *American Journal of Agricultural Economics*, Volume 89, Issue 2, 1 May 2007, Pages 324-337.

Czarniewicz, D. y Zipitría, L. (2018). "Análisis de cinco mercados minoristas". Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Sociales. Universidad de la República.

Delipalla, S. y Keen, M. (1992). "The Comparison Between Ad Valorem and Specific Taxation Under Imperfect Competition" *Journal of Public Economics*, 49, pp. 351-367.

Froeb, L., Tschantz, S. y Werden, G. (2005). "Pass-Through Rates and the Price Effects of Mergers". *International Journal of Industrial Organization*, 23, pp. 703-715.

González Arcos, M (2005). "La cadena agroindustrial del tomate: el caso Valentín Martínez y Cía S. A." Tesis para la obtención del título de Ingeniero Agrónomo. Facultad de Agronomía, Universidad de la República.

Hausman, J. (1996). "Valuation of New Goods under Perfect and Imperfect Competition" en Bresnahan, T. and Gordon, R. eds., *The Economics of New Goods: Studies in Income and Wealth*, 58, National Bureau of Economic Research, Chicago.

Kim, D. y Cotterill, R. (2008). "Cost Pass-Through in Differentiated Product Markets: The Case of U.S. Processed Cheese", *The Journal of Industrial Economics*, Vol 56, No 1 (Mar. 2008), pp. 32-48.

Karp, L. y Perloff, J. (1989). "Estimating Market Structure and Tax Incidence: Japanese Television Market". *Journal of Industrial Economics*, 38 (3), pp. 225-239.

Katz, M. y Rosen, H (1985) "Tax Analysis in an Oligopoly Model". *Public Finance Quarterly*, 13, pp. 3-19.

Mahoney, N. y Weyl, E. (2016). "Imperfect competition in selection markets". (No. w20411) National Bureau of Economic Research.

Moorthy, S. (2005). "A General Theory of Pass-through in Channels with Category Management and Retail Competition". *Marketing Science*, Vol. 24, No. 1 (Winter, 2005), pp. 110-122

Nevo, A. (2001). "Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry". *Econometrica*, 69, pp. 307-342.

Rius, A y Zipitría, L (2016). "Formación y determinación de precios en el Uruguay". CEPAL - Serie Estudios y Perspectivas – Montevideo – N° 22

Stern, N. 1987, "The Effects of Taxation, Price Control and Government Contracts in Oligopoly". *Journal of Public Economics*, 32, pp. 133-158.

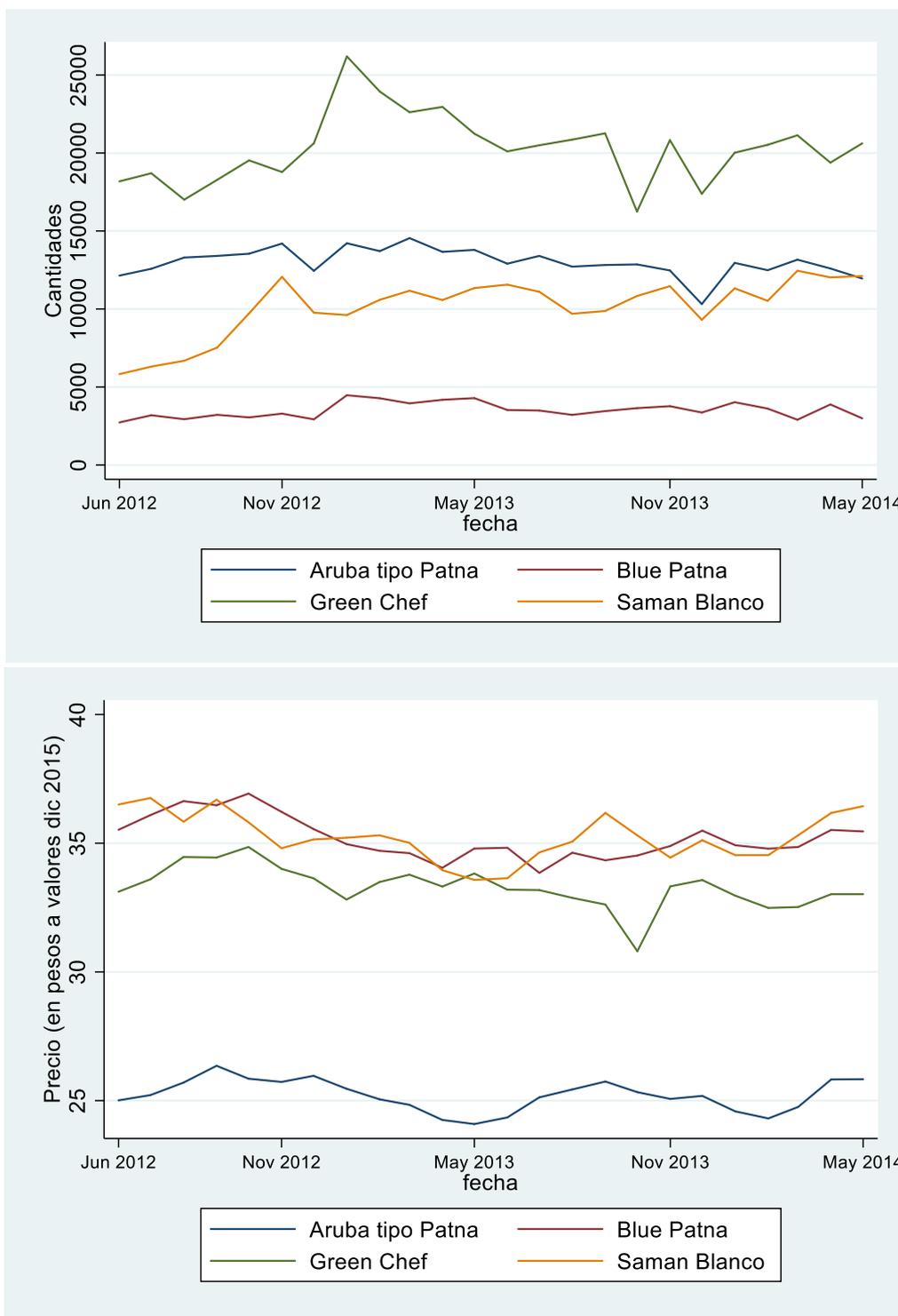
Sullivan, D. (1985) "Testing Hypotheses About Firm Behavior in the Cigarette Industry". *Journal of Political Economy*, 93, pp. 586-598.

Weyl, E. G. y Fabinger, M. (2013). "Pass-through as an economic tool: Principles of incidence under imperfect competition". *Journal of Political Economy*, 121(3), 528-583.

Anexos

Anexo A1

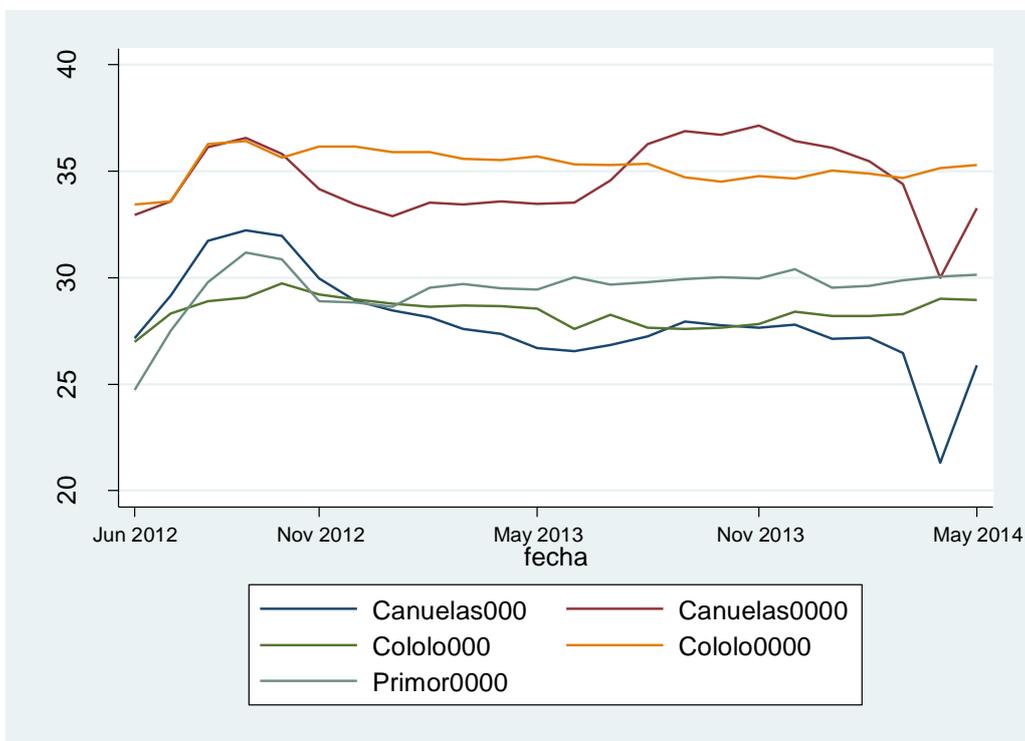
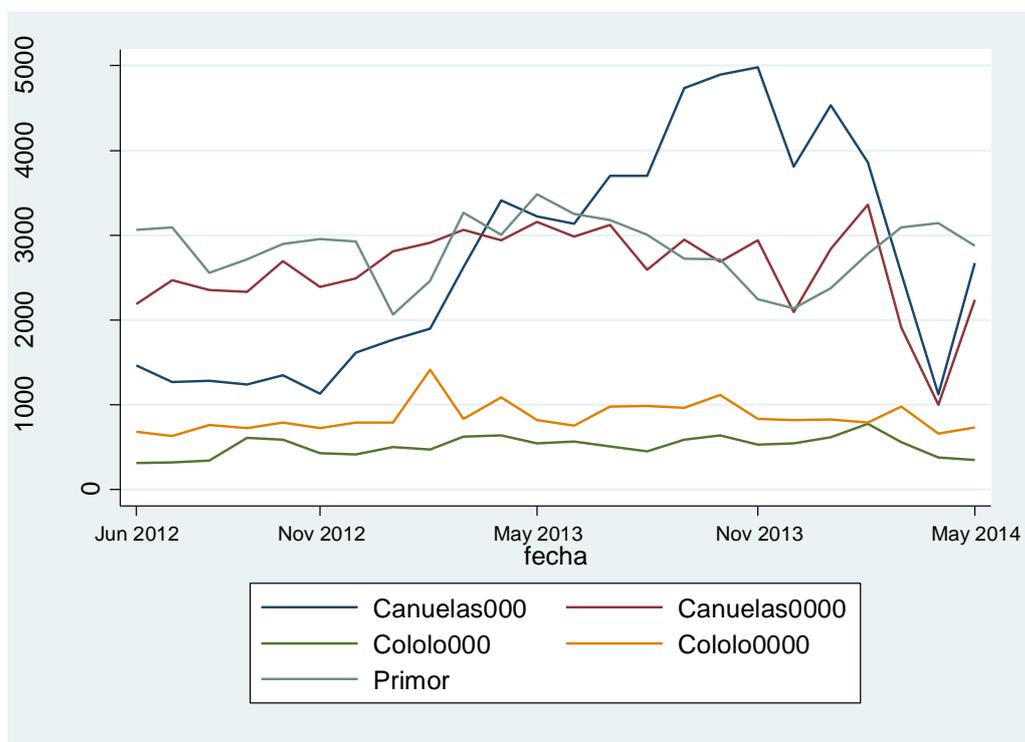
Gráfico 1- Evolución de cantidades y precios del arroz por variedad



Notas: el gráfico superior muestra la evolución mensual de las cantidades vendidas en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período de estudio. El gráfico inferior muestra la

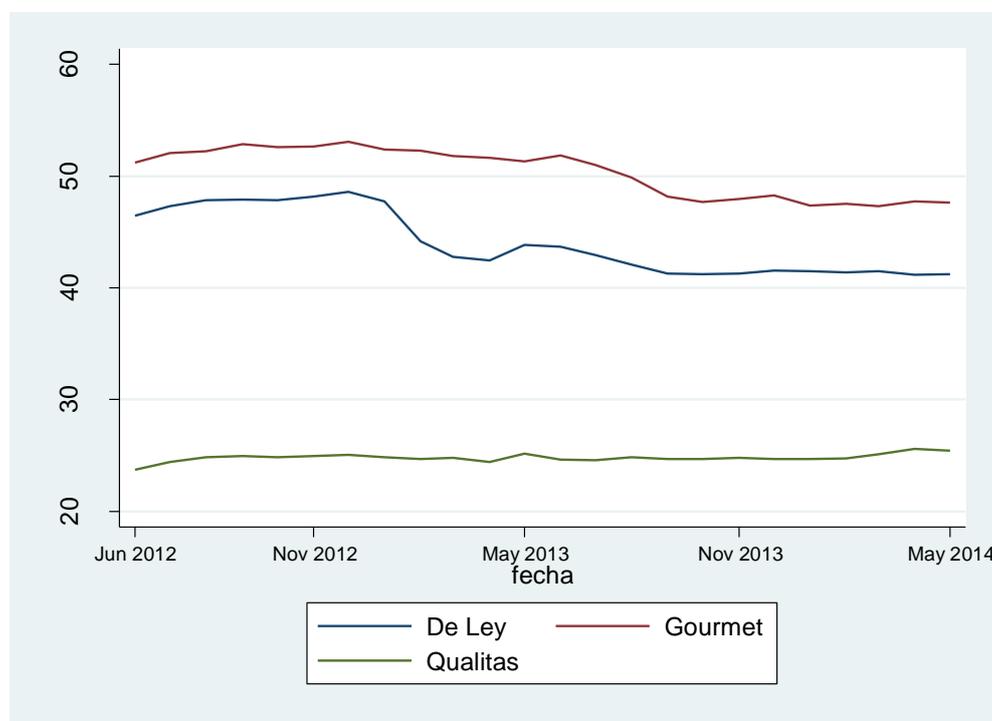
evolución del precio promedio en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período estudiado.

Gráfico 2 - Evolución de cantidades y precios de la harina por variedad



Notas: el gráfico superior muestra la evolución mensual de las cantidades vendidas en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período de estudio. El gráfico inferior muestra la evolución del precio promedio en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período estudiado.

Gráfico 3 - Evolución de cantidades y precios de la pulpa de tomate por variedad



Notas: el gráfico superior muestra la evolución mensual de las cantidades vendidas en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período de estudio. El gráfico inferior muestra la evolución del precio promedio en todos los comercios disponibles, de cada variedad del producto en el período estudiado.

Anexo A2

La implementación de la estimación del modelo propuesto por Berry et al. (1995) requiere determinar un método para aproximar la integral, un algoritmo de optimización, valores iniciales y criterios de convergencia. En Brunner et al. (2017) se discuten alternativas de implementación para que los resultados de la estimación sean adecuados y se provee el paquete de R “BLPestimator”, que es utilizado en el presente trabajo para realizar la estimación.

En cuanto a la simulación para aproximar la integral de las cuotas de mercado (ecuación (8)), se utilizan 100 extracciones MLHS (*latin hypercube sampling draws*)¹¹. Se testea la sensibilidad de los resultados a incrementar el número de extracciones a 147, corroborando que no existen diferencias relevantes en los resultados. El número de extracciones no puede ser mayor a la cantidad de extracciones de las características observables de los individuos, que está acotada a 147 por la cantidad de individuos con TUS en cada localidad.

El algoritmo utilizado para la optimización es BFGS (Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno). En Brunner et al. (2017) se reportan pequeñas diferencias entre los resultados de la estimación por este método y el Nelder-Mead cuando se utilizan 50 extracciones MLHS que pasan a ser despreciables cuando se utilizan 5000 extracciones (no hay reportes para cantidades intermedias de extracciones). El paquete “BLPestimator” no permite utilizar el método Nelder-Mead.

En cuanto a las iteraciones de la contracción, se establece un máximo de 5000 iteraciones o hasta que $\|\delta_m^H - \delta_m^{H-1}\|$ sea menor a $1e-06$. Finalmente, siguiendo a Nevo (2000) y Chidmi et.al. (2007), como *starting guesses* para el vector de utilidad media (δ) se utilizan los resultados obtenidos en el modelo logit.

Anexo A3

Tabla 17 - Resultados de la primera etapa del logit con precios como instrumentos

VARIABLES	Pulpa	Arroz	Harina
binaria Cañuelas 000			-8.107*** (0.767)
binaria Cañuelas 0000			10.629*** (0.925)
binaria Cololo 000			-6.807*** (0.544)
binaria Cololo 0000			14.322*** (0.700)
binaria De Ley	81.027*** (5.412)		
binaria Gourmet	100.631*** (6.633)		

¹¹ Por una comparación del desempeño de las extracciones MLHS con extracciones Monte Carlo, ver Brunner et al. (2017)

binaria Aruba tipo Patna		-16.487***	
		(1.279)	
binaria Blue Patna		4.507***	
		(0.435)	
binaria Green Chef		5.701***	
		(0.663)	
edad	2.724**	2.394***	6.119***
	(1.100)	(0.325)	(0.576)
duplica beneficio	3.205***	2.144***	2.851***
	(0.328)	(0.135)	(0.251)
precio_resto1	1.319***	1.428***	0.986***
	(0.389)	(0.184)	(0.141)
precio_resto2	-2.348***	1.492***	-0.404***
	(0.248)	(0.312)	(0.108)
precio_resto3	0.542*	-2.955***	0.377***
	(0.286)	(0.267)	(0.108)
precio_resto4	0.036	0.907***	0.647***
	(0.274)	(0.324)	(0.148)
precio_resto5	1.953***	0.430	-1.650***
	(0.214)	(0.277)	(0.136)
precio_resto6	-2.190***	3.704***	-0.195**
	(0.224)	(0.271)	(0.095)
precio_resto7	-0.274	1.234***	0.544***
	(0.213)	(0.286)	(0.136)
precio_resto8	-1.487***	-1.763***	-0.391***
	(0.310)	(0.302)	(0.120)
precio_resto9	0.101	0.250	-0.182
	(0.105)	(0.291)	(0.116)
precio_resto10	-0.597***	-1.791***	1.263***
	(0.124)	(0.255)	(0.173)
precio_resto11	-0.670***	0.273**	-2.601***
	(0.151)	(0.122)	(0.188)
precio_resto12	-0.748***	1.019***	1.198***
	(0.187)	(0.161)	(0.103)
precio_resto13	0.094	-3.097***	-0.759***
	(0.171)	(0.254)	(0.115)
precio_resto14	-0.018	-2.226***	-1.134***
	(0.221)	(0.295)	(0.117)
precio_resto15	1.434***	2.335***	-1.072***
	(0.124)	(0.245)	(0.107)
precio_resto16	-0.399*	0.744***	1.343***
	(0.218)	(0.250)	(0.144)
precio_resto17	-1.579***	-0.781***	-1.046***
	(0.240)	(0.147)	(0.157)
precio_resto18	-0.095	-0.927***	-0.132
	(0.274)	(0.179)	(0.124)
precio_resto19	2.822***	-1.397***	0.295**
	(0.435)	(0.237)	(0.127)
precio_resto20	-0.868***	-2.799***	1.422***
	(0.315)	(0.396)	(0.185)
precio_resto21	1.038***	-1.471***	0.479***
	(0.221)	(0.344)	(0.088)

precio_resto22	-1.542*** (0.230)	1.560*** (0.122)	-0.831*** (0.135)
precio_resto23	0.329 (0.243)	2.062*** (0.317)	-0.158*** (0.041)
precio_resto24	0.389 (0.284)	0.871*** (0.181)	0.062 (0.097)
Constante	96.168*** (5.897)	59.814*** (3.767)	91.038*** (3.344)
Observaciones	7,238	18,406	8,378
R-cuadrado	0.864	0.671	0.546

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.