ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

# XLIX Reunión Anual

Noviembre de 2014

ISSN 1852-0022
ISBN 978-987-28590-2-2

## LA DEVALUACIÓN Y SUS EFECTOS COMPOSICIONALES SOBRE EL SET DE IMPORTACIONES

**Brambilla Irene**
**César Andrés**

# La devaluación y sus efectos composicionales sobre el set de importaciones

Irene Brambilla[†] y Andrés César[††]

Agosto 2014

Resumen: Este trabajo aporta a la comprensión del fenómeno del traspaso a precios domésticos de las devaluaciones del tipo de cambio, o *exchange rate pass-through*. Se realiza un análisis econométrico basado en datos correspondientes al período de crisis Argentina (1999-2004) que tuvo su epicentro en los años 2001-2002. Se intenta evaluar si los cambios en el set de importaciones son relevantes para amortiguar el traslado de aumentos en el precio de monedas extranjeras a los precios de venta de productos importados en el mercado doméstico.
En este sentido, se estudia la racionalidad de dicho canal y su relevancia empírica durante la crisis cambiaria que atravesó Argentina y se trata de evaluar si efectivamente el precio en dólares de los productos importados cayó; si existieron cambios composicionales en la canasta de importación; y de ser así, si la sustitución fue en favor de variedades más económicas de menor calidad.

Códigos JEL: F10, F14, F31

Abstract: This paper contributes to the understanding of the phenomenon of transfer to domestic prices of exchange rate devaluations or exchange rate pass-through. An econometric analysis based on data of the Argentinian crisis period (1999-2004) with its epicenter in the years 2001-2002 was performed. It tries to assess whether changes in the set of imports are relevant to dampen the transfer of increases in the price of foreign currencies at the sales prices of imported products in the domestic market.
In this sense, we study the rationality of this channel and its empirical relevance, trying to assess whether or not the dollar price of imported goods fell; if there were compositional changes in the basket of import; and if so, whether the replacement was in favor of cheaper varieties of lower quality.

[†] Universidad Nacional de La Plata - CONICET. Departamento de Economía, Calle 6 e 47 y 48, 1900 La Plata, Argentina. email: irene.brambilla@econo.unlp.edu.ar
[††] Universidad Nacional de La Plata, Departamento de Economía, Calle 6 e 47 y 48, 1900 La Plata, Argentina. email: andres.cesar@econo.unlp.edu.ar

## Introducción

El traspaso a precios de las variaciones en el tipo de cambio (*pass-through*) es y ha sido un tema muy estudiado en la literatura económica internacional. En los modelos clásicos de libro de texto, los precios domésticos de los productos importados varían uno a uno con el tipo de cambio, y es válida internacionalmente la ley de precio único. Las primeras discusiones comenzaron a cuestionar la validez empírica de esta ley, y se fue gestando un consenso que avala la existencia de un traspaso incompleto desde las variaciones en el tipo de cambio hacia los precios internos (*incomplete pass-through*). Existe una amplia literatura dedicada a estudiar este tema directamente, o indirectamente al evaluar los efectos de las variaciones del tipo de cambio sobre la balanza comercial, la determinación de la política monetaria y los regímenes de tipo de cambio óptimos. Los primeros trabajos para Estados Unidos encontraron que el *pass-through* se encontraba aproximadamente entre 50 y 80% (Kreinin (1977); Moffet (1989) y Hooper y Mann (1989)). La mayoría de los trabajos que utilizan datos desagregados, encuentran variaciones en el *pass-through* para distintas industrias (Kravis y Lipsey (1978); Knetter (1989); Ohno (1989); Marston (1989)).

Años más tarde, además de continuar analizando el fenómeno en sí, las investigaciones comenzaron a estudiar sus causas en profundidad, teniendo en cuenta los actores que están detrás de la fijación de precios, las heterogeneidades que se presentan entre las diferentes industrias, países, e incluso a lo largo del tiempo. A pesar de que las estimaciones de la magnitud del *pass-through* varían considerablemente entre países e industrias, todos los trabajos coinciden en que el traslado a precios es rezagado e incompleto (Woo (1984); Engel (1993); Parsley y Wei (2001); Campa y Goldberg (2005, 2006, 2010); entre otros).

Al intentar comprender las causas del *pass-through* incompleto, se plantan diversas explicaciones. El argumento más intuitivo, se relaciona con la presencia de ciertos bienes no transables (que no cuentan con insumos importados en su función de producción) en la canasta de consumo, cuyo precio en moneda local no se ve afectado frente a una devaluación de la moneda (la intuición de este resultado podemos encontrarla en un modelo teórico de competencia monopolística presentado en Bacchetta y van Wincoop (2003)). Más interesante y a la vez complejo resulta investigar este fenómeno en el conjunto de los bienes transables de la economía. Para el caso de los productos exportados, es de suponer que luego de la devaluación, los exportadores exigirán un precio mayor para vender los mismos productos que exportan en el mercado local. Campos (2010) analiza este fenómeno utilizando micro-datos de las exportaciones de Brasil. Su trabajo incorpora los cambios que ocurren en el set firmas-productos de los mercados de exportación luego de las grandes devaluaciones (particularmente la del real en la década del noventa), como posible explicación adicional al fenómeno de *pass-through* incompleto. En el mismo sentido, el precio de los productos importados también aumenta luego de la devaluación, y curiosamente el *pass-through* también es incompleto para estos bienes. Aquí se encuentra el foco de interés de este trabajo. A su vez, este es el fenómeno que más ha estudiado la literatura, y se han presentado diversas respuestas tanto teóricas como empíricas.

La primera explicación se relaciona con el poder de mercado de las firmas. Una de sus variantes se denomina “Doble marginalización”, y nace de suponer la existencia de competencia imperfecta en el sector de distribución (Hellerstein, 2004). La atención se centra en el rol que juegan los mayoristas y minoristas de la cadena de distribución (particularmente en la determinación estratégica del *Mark-up*). Luego de una devaluación, estos actores locales son quienes absorben la mayor parte del aumento de los costos. Esto se debe a que, en la búsqueda de mayores beneficios, estos agentes mantienen/disminuyen los precios para aumentar su participación en el mercado. Otras variantes del mismo razonamiento se encuentran en Dornbusch (1987), Bergin y Feenstra (2001), Atkeson y Burstein (2008).

La segunda explicación se basa en los costos locales de distribución. Existe evidencia que fundamenta la existencia de tales costos (transporte, almacenamiento, financiamiento, seguros,

venta al por mayor y por menor, marketing) que agregan valor agregado local al precio final de los bienes importados, y por lo tanto reducen el impacto de cambios en los precios de dichos bienes sobre los precios internos (Burstein, Neves, y Rebelo (2003); Burstein, Eichembaum y Rebelo (2005); Corsetti y Dedola (2004)).

La tercera explicación se relaciona con las rigideces nominales de precios, muy vinculadas con la existencia de costos de ajuste (Devereux y Engel (2002); Gopinath y Itskhoki (2010)). Nakamura y Zerom (2010) toman como base un modelo de oligopolio estructural con el objetivo de determinar la importancia relativa de los distintos factores mencionados hasta aquí. Utilizando microdatos de ventas y precios para la industria del café, encuentran que los costos locales son el principal factor explicativo del *pass-through* incompleto (78%), seguido por el ajuste del *Mark-up* (20%), y en último lugar los costos de ajuste (2%). En este sentido, la tercera explicación presentada no sería tan relevante. De manera similar, Campa y Goldberg (2006) se basan en un modelo simple de dos países con rigidez salarial para realizar una contribución empírica interesante. El trabajo explora los canales de transmisión del tipo de cambio hacia los precios internos de distintos bienes de consumo y hacia el nivel de precios agregado de la economía, utilizando datos de 21 economías desarrolladas de la OECD. En promedio, el *pass-through* estimado es de 15%. Por otro lado, los autores encuentran que los costos de distribución comprenden, en promedio, desde un 32% hasta un 50% del costo total de los bienes de consumo de los países estudiados. El otro hallazgo interesante es la evidencia a favor de la existencia del proceso de "Doble Marginalización".

La hipótesis de este trabajo, entendida como fenómeno de *sustitución de variedades,* entra como una explicación complementaria a las que ha propuesto la literatura. El estudio se concentra en los precios en aduana de los productos importados *expresados en moneda extranjera.* La devaluación genera una caída en el ingreso real y una consecuente menor disposición a pagar de parte de los consumidores. Ello traería consigo un cambio composicional en la canasta de importaciones, mediante la cual, para el mismo producto se sustituyen variedades de calidad alta por variedades de calidad baja[1]. Como consecuencia, esta sustitución produce una *caída* en los precios promedio de los productos importados, que actúa como un atenuante adicional de la *suba* de precios de estos mismos productos expresados en moneda local.

Un antecedente relacionado con esta hipótesis, aparece como un resultado complementario en Burstein, Eichembaum y Rebelo (2005). Los autores se proponen explicar los factores que están detrás de la baja tasa de inflación luego de las grandes devaluaciones, encontrando que el contenido doméstico del costo de los bienes importados es significativo a la hora de explicar el *pass-through* incompleto. En su trabajo, realizan una serie de ejercicios para simular la inflación real del período, obteniendo resultados bastante acertados, pero no idénticos. Las causas del "desvío" son atribuidas a dos factores: el primero se asocia a un error de especificación originado por suponer que el sector de distribución es perfectamente competitivo; el segundo factor se vincula directamente con este trabajo y se denomina "*fly from quality",* y es definido como la sustitución hacia bienes de menor calidad que llevan a cabo los consumidores en la etapa posterior a las grandes devaluaciones. La hipótesis de este trabajo también encuentra soporte en el trabajo de McKenzie y Schargrodsky (2005). Los autores realizan un estudio de la crisis argentina de 2001-2002 basado en encuestas de consumo de los hogares argentinos, documentando la existencia de sustitución en el consumo doméstico hacia productos de menor precio y menor calidad, como un mecanismo adicional para suavizar la crisis económica.

[1] En primera instancia, esta es entendida como fenómeno puramente subjetivo, y se vincula directamente con las elecciones que hacen los consumidores. Las variantes metodológicas utilizadas para estimar calidad siguen la discusión presentada en Khandelwal (2010).

**Estrategia de estimación y datos**

Se realizan diversas estimaciones econométricas donde se busca comparar los precios y la composición de la canasta de importaciones antes y después de la crisis 2001-2002, con el objetivo de encontrar racionalidad estadística y econométrica de las hipótesis propuestas.

Los datos provienen de dos fuentes: (i) INDEC, que recopila datos del valor y volumen de importaciones (por país de origen y a un nivel de desagregación de 8 dígitos), y los mismos están disponibles a través del Departamento de pedidos especiales. (ii) COMTRADE, de la División de Estadística de Naciones Unidas, la cual recopila datos bilaterales de comercio internacional con un nivel de desagregación de 6 dígitos. Estos últimos se utilizan para construir precios de referencia mundiales que sirven como instrumentos para los precios de aduana de las importaciones argentinas. Los base de datos es de acceso público, ingresando a la sección *database* (Comtrade, UNCTAD).

Con los datos disponibles, se construye un panel de importaciones argentinas desagregadas por tipo de producto y país de origen, con el máximo nivel de desagregación que es posible encontrar en nuestro país (8 dígitos del Sistema Armonizado). Se tiene en cuenta el período de seis años que circunscribió a la crisis argentina (1999-2004). Más allá de concentrarnos en un panel corto, la inferencia arrojara estimadores consistentes pues se cuenta con un número grande de observaciones para cada año.

El primer set de regresiones es más bien descriptivo de los fenómenos que se intentan comprender, y se utiliza el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El objetivo es determinar qué ocurrió con el precio de los productos y variedades importadas en los años previos y posteriores a la devaluación del 2002, mediante la siguiente ecuación de regresión:

$$\ln p_{jht} = \beta\, Post + EF_{hj} + \varepsilon_{jht}$$

La variable dependiente es el precio de las variedades importadas, medido como el logaritmo natural del valor unitario[2] en dólares de las importaciones argentinas de la variedad *hj*. Una variedad se define como una combinación producto(*h*)-país*(j*). La variable *dummy Post*, toma el valor 0 para los años previos a la devaluación, y el valor uno para los años posteriores (2002 en adelante)[3]. Esta es la variable de interés, pues el coeficiente $\beta$ intenta capturar el efecto diferencial en los precios promedio en los años posteriores a la crisis cambiaria. Se incorporan Efectos Fijos (EF) por variedad; y $\varepsilon_{jht}$ son los errores de estimación. En una segunda especificación se reemplaza a la variable *Post* por *dummies* anuales que permitirán comparar los precios promedio de cada año respecto al año base (1999).

Tanto estas estimaciones como las sucesivas, se realizan a nivel variedad y a nivel producto, con errores estándar calculados por *clusters* a nivel variedad (o producto). El precio de un producto es calculado como el precio promedio de todas las variedades que lo componen, ponderado a cada una por su participación en el total importado dentro de esa categoría de producto. Además, las estimaciones se realizan para un período de 4 años (2000-2003) y para uno de 6 años (1999-2004).

Dado que es natural suponer que precios más altos son una señal de mayor calidad, los precios pueden pensarse como una medida "cruda" de calidad. Sin embargo, es perfectamente posible que esto no suceda. Los datos disponibles no permiten inferir calidad a partir de características observables de los productos importados, por lo tanto es necesario contar con algún método que permita estimar "calidad". Para ello, se adopta una forma paramétrica que sigue la

[2] El precio o valor unitario de cada producto se calcula como el valor CIF dividido las cantidades importadas.

[3] Durante los primeros meses de 2002 la moneda Argentina se depreció alrededor de 300%.

metodología empleada en Khandelwal (2010)[4]. La estimación parte de suponer que el consumidor debe elegir una variedad entre todas las alternativas disponibles. Los consumidores tienen una función de utilidad definida sobre productos vertical y horizontalmente diferenciados, que sigue un logit multinomial. La utilidad que el consumidor *i* deriva de elegir el producto *h* que proviene del país *j* es:

$$U_{ijht} = \theta_{jht} - \alpha\, p_{jht} + \varepsilon_{ijht}$$

Donde $\theta$ es la calidad subjetiva de la variedad, $p$ el precio, $\alpha$ es la disposición a pagar del consumidor y $\varepsilon$ es un *shock* idiosincrático. El *shock* puede ser *iid* o estar correlacionado entre productos, lo que da origen a un *Nested Logit*. Al agregar las decisiones de los individuos (aleatorias a nivel individual, pero determinísticas a nivel agregado por la LGN) se obtiene la función de demanda agregada de cada variedad:

$$\ln s_{jht} - \ln s_{0t} = \theta_{jht} - \alpha\, p_{jht}$$

Expresada como participación de cada variedad en el consumo total de importaciones de la industria a la que pertenece ($s_{jht}$), normalizada con respecto a una alternativa doméstica "0", que representa un sustituto cercano de los productos importados en cada industria[5].
Para calcular esta medida, se observan las cantidades totales importadas por cada industria para cada año y al máximo valor se le suma un *x*% (supuesta participación de la alternativa doméstica). Se supone que este valor refleja el tamaño total del mercado (*M*). A partir de este valor es posible calcular la participación en cada una de las industrias. La intuición detrás de este supuesto es muy simple: en aquellas industrias que posean mayores cantidades importadas, la participación de la alternativa doméstica será menor. Se tienen en cuenta las 13 industrias de bienes manufacturados, agregando grupos de categorías de productos a 2 dígitos: Alimentos manufacturados; Textiles; Químicos; Maquinaria y maquinaria eléctrica; entre otras.
La intuición detrás de la demanda agregada es clara: si dos variedades tienen el mismo precio, será mayor la participación de la variedad que tenga mayor calidad. Y viceversa, si dos variedades tienen la misma calidad, será mayor la participación de la variedad que tenga un precio menor.
A partir de la función de demanda agregada, se construye la ecuación de regresión:

$$\ln s_{jht} - \ln s_{0t} = \alpha_1 \ln p_{jht} + \alpha_2 \ln p_{jht}\, Post + \sigma \ln ns_{jht} + \theta_{jh}^{1} + \theta_{tj}^{2} + \theta_{th}^{3} + \varepsilon_{jht}$$

La variable dependiente es el logaritmo (normalizado) de la participación de cada variedad en el consumo total de importaciones de la industria a la que pertenece. Naturalmente, un mismo producto es importado de distintos países: la variable $ns_{jht}$ es la participación que tiene el país de origen *j* en el total importado del producto *h.* Este término se incorpora para permitir cierta correlación en la estructura de preferencias de los consumidores, y es el que da origen al

[4] El autor infiere calidad a partir de diferencias en precios y *market shares*, y encuentra que los precios promedio son una medida imprecisa de la calidad en productos que presentan *"Quality ladders"* más cortas, debido al componente de diferenciación horizontal que hace que coexistan bienes con diferentes calidades y precios similares. En cambio, los precios resultan ser medidas más precisas de la calidad en aquellos productos que presentan *"Quality ladders"* más largas.

[5] Para construir esta medida, Khandelwal (2010) utiliza datos de "*import penetration*" para las diferentes industrias. Dado que en los datos disponibles no se cuenta con dicha información, es necesario realizar algún tipo de supuesto para calcular la participación de la variedad doméstica en cada industria. El supuesto es arbitrario y no afecta los resultados de las estimaciones realizadas.

mencionado *Nested Logit*. Los coeficientes estimados $\alpha_1$ y $\alpha_2$ capturan la disposición a pagar de los consumidores. Se permite que esta sea diferente antes y después de la crisis, pues este es el motor de nuestro argumento. De igual manera, también se permitirá que la disposición a pagar varíe por industrias, reconociendo que el *trade-off* entre precio y calidad puede no ser el mismo para maquinarias que para productos textiles, por ejemplo. La calidad ($\theta_{jht}$) adopta una forma paramétrica, y se construye a partir de los efectos fijos y del error de estimación:

$$\theta_{jht} = \theta_{jh}^{1} + \theta_{tj}^{2} + \theta_{th}^{3} + \varepsilon_{jht}$$

Donde $\theta_{jh}^{1}$ representa un efecto fijo a nivel variedad, $\theta_{tj}^{2}$ un efecto fijo a nivel año-país, $\theta_{th}^{3}$ un efecto fijo a nivel año-producto y $\varepsilon_{jht}$ un componente no observado que varía por año-variedad (error de estimación del modelo). La intuición es que la suma de estos términos refleja la valoración por la variedad *jh* que es común a través de todos los consumidores. Esta medida de calidad no puede separar la tecnología que tiene incorporada una variedad, de la valoración subjetiva por la calidad que tienen los consumidores. Este es el supuesto de identificación de nuestro modelo. Como prueba de robustez, se estimarán seis medidas de calidad alternativas mediante distintas combinaciones de efectos fijos.

La primera estimación se realiza por el método de MCO. Sin embargo, dado que en un sistema de oferta y demanda precios y cantidades se determinan simultáneamente, el término de error del modelo está potencialmente correlacionado con los precios unitarios (y con el componente no observado de la calidad). Es por ello que se realiza una segunda estimación por el método de Variables Instrumentales (VI). Es necesario contar con instrumentos que generen variaciones exógenas en la oferta que permitan identificar la demanda. El primer instrumento (tradicional en la literatura) para la variable $p_{cht}$ son los costos de importación, definidos como la diferencia entre el precio CIF y el precio FOB. El segundo instrumento son los precios de referencia mundiales, construidos a partir de la base de datos de COMTRADE. Estos reflejan el precio promedio de cada producto (a 6 dígitos) entre los diferentes destinos hacia los cuales un país exporta dicho producto (y estarían reflejando *shocks* de costos en los países de origen). $ns_{cht}$ es otra variable potencialmente endógena, de modo que también se instrumenta a partir de una *proxy* (a nivel variedad) que es la combinación (suma) entre el número de variedades exportadas por cada país y la cantidad de países que exporta cada producto.

A partir de las distintas especificaciones, se obtendrán valores estimados para la disposición a pagar $\hat{\alpha}$, y para la calidad de cada variedad $\hat{\theta}_{jht}$. Ello permitirá establecer si hay una caída en la disposición a pagar, si hay una caída en la calidad de las variedades importadas, y si efectivamente existe sustitución hacia variedades de menor calidad.

Para evaluar si la calidad efectivamente cayó estimamos la siguiente ecuación de regresión:

$$\ln(\hat{\theta}_{jht}) = \beta\, Post + EF_{hj} + \varepsilon_{jht}$$

El coeficiente $\beta$ intenta capturar el efecto diferencial en la calidad promedio en los años posteriores a la crisis cambiaria. Se incorporan Efectos Fijos (EF) por variedad; y $\varepsilon_{jht}$ son los errores de estimación. En una segunda especificación se reemplaza a la variable *Post* por *dummies* anuales que permitirán comparar la calidad promedio de cada año respecto al año base (1999).

A continuación, se intentará evaluar si existe alguna correlación entre la caída en la calidad de una variedad y el ingreso del país desde el cual proviene. Para ello, se divide a los países de origen en función de su ingreso per cápita, en cinco categorías: ingresos muy bajos (hasta el percentil 10), ingresos bajos (entre el *p10* y el *p25*), ingresos medios (entre el *p25* y el *p75*), ingresos altos (entre el *p75* y el *p90*) e ingresos muy altos (desde el *p90*). De igual forma, se

estima la última ecuación de regresión pero interactuando ahora a la variable *Post* con la variable que tiene en cuenta de qué grupo de país proviene cada variedad.
Por último, para testear la hipótesis de sustitución de variedades, se estima la siguiente ecuación de regresión:

$$s_{jht} = \alpha_1 \hat{\theta}_{jht}^{2000} + \alpha_2 \, Post + \beta \, Post \, \hat{\theta}_{jht}^{2000}$$

La variable explicada es la participación de cada variedad en el total importado dentro de la categoría de producto a la que pertenece. En una segunda especificación, pasa a ser la participación de cada producto en el total importado dentro de la industria. El coeficiente de interés es $\beta$, que acompaña a la interacción entre la variable $Post$ y la calidad estimada para el año 2000. De este modo, un coeficiente negativo para $\beta$ estaría indicando que las variedades que tenían mayor (menor) calidad en el año 2000 pierden (ganan) participación en la canasta de consumo durante el período de la crisis cambiaria. Es decir, existe sustitución hacia variedades de menor calidad.

## Resultados

Con el primer set de regresiones se intenta mostrar que los precios en aduana de las variedades y productos importados disminuyen en los años posteriores a la crisis cambiaria. La tabla 1 presenta los coeficientes ($\beta$) estimados que acompañan a la variable $Post$, en las columnas 1, 2, 4 y 5; y los coeficientes estimados que acompañan a las *dummies* anuales, en las columnas 3 y 6. Las figuras 1 a 4 en el anexo presentan histogramas del cambio en el logaritmo natural de los precios, que siguen la misma línea que los resultados que se comentan a continuación.

Tabla 1. Cambio en precios de importados a nivel variedad y producto

| | Ln (Precio a nivel Variedad) | | | Ln (Precio a nivel Producto) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Post | -0.051* | -0.104*** | | -0.038 | -0.078*** | |
| | (0.03) | (0.02) | | (0.03) | (0.029) | |
| Año 2000 | | | 0.013 | | | 0.021 |
| | | | (0.024) | | | (0.028) |
| Año 2001 | | | -0.006 | | | -0.008 |
| | | | (0.028) | | | (0.026) |
| Año 2002 | | | -0.117*** | | | -0.087** |
| | | | (0.035) | | | (0.044) |
| Año 2003 | | | -0.099*** | | | -0.082** |
| | | | (0.038) | | | (0.04) |
| Año 2004 | | | 0.031 | | | 0.039 |
| | | | (0.048) | | | (0.044) |
| Observaciones | 297,244 | 182,799 | 297,244 | 38,220 | 24,807 | 38,220 |
| R-cuadrado | 0.011 | 0.078 | 0.062 | 0.007 | 0.042 | 0.050 |
| Variedades | 71,061 | 58,291 | 71,061 | | | |
| Productos | | | | 7,425 | 6,988 | 7,425 |
| EF variedad | Si | Si | Si | | | |
| EF producto | | | | Si | Si | Si |

Columnas (1), (3), (4), (6): período 1999 a 2004.
Columnas (2), (5): período 2000 a 2003.

El precio promedio de las variedades importadas (en dólares) en los tres años posteriores a la crisis cambiaria resulta ser un 5% menor que en los tres años previos. Cuando acortamos el período de comparación a dos años, la caída promedio resulta ser mayor a 10%. Ello es consecuencia de que la mayor parte de la caída en precios se produce en los años 2002 (casi 12% respecto a 1999) y 2003 (casi 10%). Como se dijo, para calcular la variación en los precios de los productos, se pondera a las variedades por su participación importadora dentro de la categoría de producto a la que pertenecen. Los resultados obtenidos presentan la misma tendencia.

Pasemos ahora a los parámetros estimados a partir de la ecuación de la demanda. La tabla 2 presenta los coeficientes de la disposición a pagar de los consumidores ($\alpha$), estimados por MCO (panel A) y por VI (panel B). En la primera especificación se estima la disposición a pagar que es común a todos los consumidores, mientras que en las especificaciones 2 a 5 se permite que la disposición a pagar varíe por industrias. En este último caso, se reporta el promedio de los coeficientes estimados. Los cuadros A1 y A2 del Anexo presentan la información detallada de cada una de las estimaciones. Como se dijo, a partir de las distintas especificaciones presentadas será posible obtener diversas medidas de calidad que se utilizarán en las estimaciones que siguen.

Tabla 2. Estimación de parámetros de la demanda

| | Log Share de la Variedad Normalizado | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Panel A: MCO** | | | | | | |
| Precio | -0.121*** | | | | | |
| | 0.003 | | | | | |
| Coef. Precio Promedio | | -0.143 | -0.128 | -0.143 | -0.773 | -0.128 |
| Significativos al 1% | | 12/13 | 13/13 | 12/13 | 13/13 | 13/13 |
| Precio * Post | -0.012*** | -0.012*** | -0.023*** | -0.019*** | -0.028*** | -0.025*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.005) | (0.002) |
| Sigma | 0.881*** | 0.879*** | 0.882*** | 0.879*** | 0.595*** | 0.881*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.016) | (0.002) |
| Observaciones | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 325,449 | 297,244 |
| Variedades | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 |
| **Panel B: VI** | | | | | | |
| Precio | -0.370*** | | | | | |
| | 0.041 | | | | | |
| Coef. Precio Promedio | | -0.639 | -0.810 | -0.750 | -1.122 | -1.002 |
| Significativos al 1% | | 13/13 | 13/13 | 13/13 | 13/13 | 13/13 |
| Precio * Post | -0.022*** | -0.019*** | -0.019*** | -0.026*** | -0.030*** | -0.017*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.008) | (0.004) |
| Sigma | 0.755*** | 0.740*** | 0.653*** | 0.682*** | 0.561*** | 0.556*** |
| | (0.032) | (0.034) | (0.036) | (0.042) | (0.051) | (0.058) |
| Observaciones | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 321,645 | 293,680 |
| Variedades | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | | 70,294 |
| EF año | Si | Si | No | No | No | No |
| EF año-industria | No | No | Si | No | Si | Si |
| EF año-país | No | No | No | Si | Si | Si |
| EF producto-país | Si | Si | Si | Si | No | Si |

Todos los coeficientes estimados de la disposición a pagar arrojan signos consistentes (negativos) con una ecuación de demanda. Los resultados siguen la línea de nuestra primera hipótesis –y motor del argumento-: la disposición a pagar cae en los años posteriores a la crisis cambiaria. Al estimar por el método de VI, los coeficientes se mueven en la dirección esperada: su magnitud aumenta de manera considerable.

A partir de estas estimaciones, contamos con doce medidas de calidad alternativas que permitirán establecer qué sucede con la calidad de las variedades y productos importados en los años posteriores a la crisis cambiaria. La tabla 3 presenta los resultados a nivel variedad. La tabla A3 del anexo, presenta los mismos resultados a nivel producto. Los paneles A y B presentan el coeficiente estimado para la variación promedio de la calidad estimada de las variedades para todo el período considerado. El panel C reporta los coeficientes estimados para las *dummies* anuales (1999 es el año base).

Tabla 3. Cambio en la calidad a nivel variedad

| | Calidad | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Panel A: MCO** | | | | | | |
| Post | -0.745*** | -0.748*** | -0.716*** | -0.729*** | -0.757*** | -0.710*** |
| | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.005) | (0.004) |
| Observaciones | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 |
| R-cuadrado | 0.181 | 0.180 | 0.168 | 0.173 | 0.141 | 0.166 |
| Variedades | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 |
| **Panel B: VI** | | | | | | |
| Post | -0.735*** | -0.751*** | -0.768*** | -0.741*** | -0.754*** | -0.793*** |
| | (0.004) | (0.004) | (0.005) | (0.005) | (0.005) | (0.005) |
| Observaciones | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 |
| R-cuadrado | 0.169 | 0.171 | 0.162 | 0.157 | 0.134 | 0.149 |
| Variedades | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 |
| **Panel C: VI. Por año** | | | | | | |
| Año 2000 | 0.067*** | 0.097*** | 0.090*** | 0.092*** | 0.079*** | 0.083*** |
| | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.005) | (0.005) |
| Año 2001 | -0.298*** | -0.263*** | -0.274*** | -0.271*** | -0.291*** | -0.287*** |
| | (0.004) | (0.004) | 0.004 | (0.004) | (0.005) | (0.005) |
| Año 2002 | -1.622*** | -1.606*** | -1.615*** | -1.591*** | -1.595*** | -1.630*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.007) | (0.007) |
| Año 2003 | -0.789*** | -0.780*** | -0.807*** | -0.776*** | -0.806*** | -0.842*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.007) | (0.007) |
| Año 2004 | -0.136*** | -0.141*** | -0.174*** | -0.141*** | -0.177*** | -0.216*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.007) | (0.007) |
| Observaciones | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 |
| R-cuadrado | 0.418 | 0.405 | 0.368 | 0.376 | 0.308 | 0.323 |
| Variedades | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 |

Las doce medidas de calidad estimadas presentan una caída en los años posteriores a la crisis cambiaria. La calidad promedio de las variedades comienza a descender ya en el año 2001,

pero la caída de mayor magnitud se produce en el año de la devaluación, y continúa en los dos años siguientes (disminuyendo gradualmente). Estos resultados se replican a nivel producto (ver tabla A3 en el anexo), y son robustos a todas las medidas de calidad empleadas.
La tabla 4 presenta los resultados de las estimaciones que tienen en cuenta el ingreso del país de origen. El panel A considera las medidas de calidad construidas a partir de las estimaciones por MCO, mientras que el panel B las construidas a partir de la estimación por VI.

Tabla 4. Cambio en la calidad y país de origen

| | Calidad | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Panel A: MCO** | | | | | | |
| Post * Ingresos muy bajos | -1.114*** | -1.105*** | -1.085*** | -1.093*** | -1.069*** | -1.081*** |
| | (0.013) | (0.013) | (0.013) | (0.013) | (0.015) | (0.013) |
| Post * Ingresos bajos | -0.640*** | -0.624*** | -0.604*** | -0.612*** | -0.540*** | -0.600*** |
| | (0.011) | (0.011) | (0.011) | (0.011) | (0.013) | (0.011) |
| Post * Ingresos medios | -0.826*** | -0.832*** | -0.798*** | -0.813*** | -0.865*** | -0.793*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.006) | (0.007) | (0.006) |
| Post * Ingresos altos | -0.746*** | -0.755*** | -0.717*** | -0.733*** | -0.779*** | -0.711*** |
| | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.01) | (0.009) |
| Post * Ingresos muy altos | -0.358*** | -0.366*** | -0.326*** | -0.343*** | -0.411*** | -0.319*** |
| | (0.01) | (0.01) | (0.01) | (0.01) | (0.012) | (0.01) |
| Observaciones | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 |
| R-cuadrado | 0.196 | 0.195 | 0.183 | 0.187 | 0.152 | 0.180 |
| Variedades | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 |
| **Panel B: VI** | | | | | | |
| Post * Ingresos muy bajos | -1.114*** | -1.090*** | -1.087*** | -1.074*** | -1.066*** | -1.088*** |
| | (0.014) | (0.014) | (0.015) | (0.014) | (0.016) | (0.016) |
| Post * Ingresos bajos | -0.626*** | -0.580*** | -0.562*** | -0.553*** | -0.527*** | -0.545*** |
| | (0.011) | (0.011) | (0.012) | (0.012) | (0.013) | (0.013) |
| Post * Ingresos medios | -0.818*** | -0.847*** | -0.873*** | -0.841*** | -0.864*** | -0.908*** |
| | (0.006) | (0.006) | (0.007) | (0.007) | (0.007) | (0.007) |
| Post * Ingresos altos | -0.729*** | -0.768*** | -0.793*** | -0.759*** | -0.777*** | -0.828*** |
| | (0.009) | (0.009) | (0.01) | (0.01) | (0.011) | (0.011) |
| Post * Ingresos muy altos | -0.351*** | -0.386*** | -0.419*** | -0.381*** | -0.413*** | -0.463*** |
| | (0.01) | (0.011) | (0.011) | (0.011) | (0.012) | (0.012) |
| Observaciones | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 |
| R-cuadrado | 0.183 | 0.184 | 0.174 | 0.171 | 0.145 | 0.160 |
| Variedades | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 |

Los coeficientes estimados arrojan un resultado interesante e intuitivo: la disminución de la calidad es mayor para las variedades que provienen de países con menores ingresos per cápita, y menor para las variedades que provienen de países con mayores ingresos. Este resultado también es robusto frente a las distintas medidas de calidad empleadas.
Finalmente, se intenta corroborar la hipótesis final de sustitución de variedades. La tabla 5 presenta las estimaciones del coeficiente de interés ($\beta$) que acompaña a la interacción de la

variable $Post$ con la calidad fija en el año 2000[6]. En las primeras tres columnas, la variable dependiente es la participación de cada variedad en la categoría de producto a la que pertenece (sustitución a nivel producto); y en las columnas 4 a 6 es la participación de cada producto en la industria (sustitución a nivel industria).

Tabla 5. Sustitución hacia variedades y productos de menor calidad

| | Share de la Variedad | | | Share del Producto | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Post * Calidad | -0.042 | -0.141*** | | -0.261*** | -0.294** | |
| | (0.026) | (0.029) | | (0.088) | (0.118) | |
| Año 2000 * Calidad | | | 0.024*** | | | -0.089 |
| | | | (0.006) | | | (0.069) |
| Año 2001 * Calidad | | | -0.108*** | | | -0.194*** |
| | | | (0.007) | | | (0.072) |
| Año 2002 * Calidad | | | -0.312*** | | | -0.636*** |
| | | | (0.027) | | | (0.126) |
| Año 2003 * Calidad | | | -0.003 | | | -0.326*** |
| | | | (0.027) | | | (0.113) |
| Año 2004 * Calidad | | | 0.222*** | | | -0.195** |
| | | | (0.027) | | | (0.094) |
| Observaciones | 252,063 | 163,233 | 252,063 | 35,763 | 23,616 | 35,763 |
| R-cuadrado | 0.048 | 0.049 | 0.065 | 0.005 | 0.005 | 0.007 |
| Variedades | 54,718 | 49,736 | 54,718 | | | |
| Productos | | | | 6,575 | 6,428 | 6,575 |
| EF variedad | Si | Si | Si | | | |
| EF Producto | | | | Si | Si | Si |

Columnas (1), (3), (4), (6): período 1999 a 2004.
Columnas (2), (5): período 2000 a 2003.

Los coeficientes negativos y significativos estimados van en línea con nuestra hipótesis: en promedio, las variedades de mayor (menor) calidad pierden (ganan) participación en la canasta de consumo[7]. La sustitución comienza ya en el año 2001, pero su magnitud aumenta considerablemente y se concentra en el año de la crisis cambiaria. Los resultados a nivel producto refuerzan este argumento, incluso para los años 2003 y 2004 (con niveles de sustitución que disminuyen año a año).

## Comentarios Finales

Existe una amplia literatura dedicada a estudiar el traspaso a precios de las variaciones en el tipo de cambio (*pass-through*). Existe consenso en que el traslado a precios es rezagado e incompleto, y varía considerablemente entre las diferentes industrias, países y a lo largo del tiempo. La literatura ha presentado diversas explicaciones, tanto teóricas como empíricas, para comprender las causas del *pass-through* incompleto: presencia de bienes no transables en la canasta de consumo, existencia de costos de distribución en moneda local, poder de mercado

[6] Se utiliza la definición más completa de calidad (6) estimada por VI. Los resultados son robustos a las demás medidas de calidad.

[7] Los resultados no varían al tomar como año base 1999 o 2001.

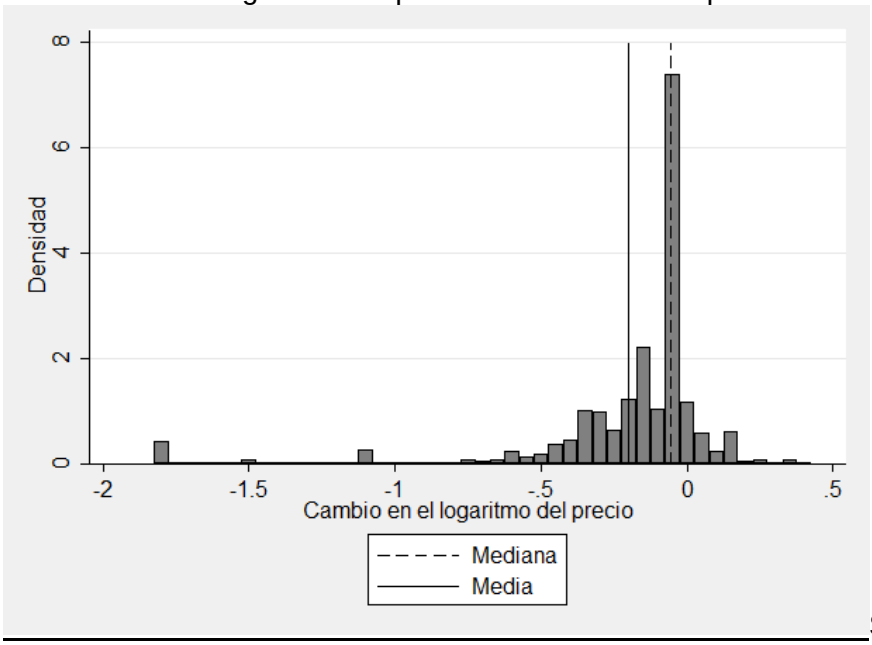
de las firmas domésticas que conlleva a la determinación estratégica de los márgenes de ganancia, rigideces nominales de precios y costos de ajuste.
En este trabajo se estudia la racionalidad de un canal (complementario a los anteriores) que no ha sido explorado en la literatura: el fenómeno de sustitución de variedades. Es bien sabido que la devaluación genera una caída en el ingreso real de los consumidores. La evidencia aquí presentada muestra que como consecuencia de la disminución del ingreso real, se reduce la disposición a pagar de parte de los consumidores. Las estimaciones de calidad realizadas revelan que la calidad de las variedades y productos importados disminuye en los años que siguen a la crisis cambiaria argentina. La caída en la calidad resulta ser decreciente en el nivel de ingresos del país de origen. Las últimas estimaciones siguen la línea de nuestro argumento, evidenciando un cambio composicional en la canasta de importaciones, donde las variedades de mayor (menor) calidad pierden (ganan) participación en la canasta de consumo. Como consecuencia, esta sustitución produce una caída en los precios promedio de las variedades y productos importados, que actúa como un atenuante adicional de la suba de precios de estos mismos productos expresados en moneda local.

**Referencias**


* Atkeson, A. y Burstein, A. (2008). "Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices," *American Economic Review*, vol. 98(5), pág.1998-2031.
* Bacchetta, P. y van Wincoop, E. (2003). "Why Do Consumer Prices React Less Than Import Prices to Exchange Rates?," *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, vol. 1(2-3), pág. 662-670, 04/05.
* Bergin, P. y Feenstra, R. (2001). "Pricing-to-market, staggered contracts, and real exchange rate persistence," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 54(2), pág. 333-359.
* Burstein, A., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2005). "Large Devaluations and the Real Exchange Rate," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 113(4), pág. 742-784.
* Burstein, A., Neves, J. y Rebelo, S. (2003). "Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 50(6), pág.1189-1214.
* Campa, J.M., y Goldberg, L. (2005). "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," The *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 87(4), pág.679-690.
* Campa, J.M., y Goldberg, L. (2006). "Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates," NBER Working Papers 12121.
* Campa, J.M., y Goldberg, L. (2010). "The Sensitivity of the CPI to Exchange Rates: Distribution Margins, Imported Inputs, and Trade Exposure," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 92(2), pág. 392-407.
* Campos, C. (2010). "Incomplete Exchange Rate Pass-Through and Extensive Margin of Adjustment". Department of Economics, Yale University.
* Corsetti, G., and Dedola, L. (2004). "Macroeconomics of International Price Discrimination," *Journal of International Economics*.
* Devereux, M. B., and Engel . C. (2002). "Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect," *Journal of Monetary Economics*, 49, pág. 913-940.
* Dornbusch, R. (1987). "Exchange rates and prices," *American Economic Review*, 77, pág. 93-106.
* Gopinath, G. and O. Itskhoki (2010). "Frequency of Price Adjustment and Pass-Through," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 125(2), pág. 675-727.
* Hellerstein, R. (2004). "Who bears the cost of a change in the exchange rate? The case of imported beer," Staff Reports 179, Federal Reserve Bank of New York.
* Hooper, P. y Mann, C. (1989). "Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufactures," *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 20(1), pág.297-337.
* Nakamura, E. y Zerom, D. (2010). "Accounting for Incomplete Pass-Through," *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 77(3), pages 1192-1230, 07.
* Nakamura, E. (2008). "Pass-Through in Retail and Wholesale," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 98(2), pages 430-37, May.
* Khandelwal, A. (2009). "The Long and Short (of) Quality Ladders," *The Review of Economic Studies*, vol. 77(4), pages 1450-1476.
* Kreinin, M. E. (1997). "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade," International Monetary Fund Staff Papers, 24(2), pág. 297-329.
* Parsley, D. C., and Wei, S-J. (2001). "Explaining the border e_ect: the role of exchange rate variability, shipping costs and geography," *Journal of International Economics*, 55, pág. 87-105.

## Anexo

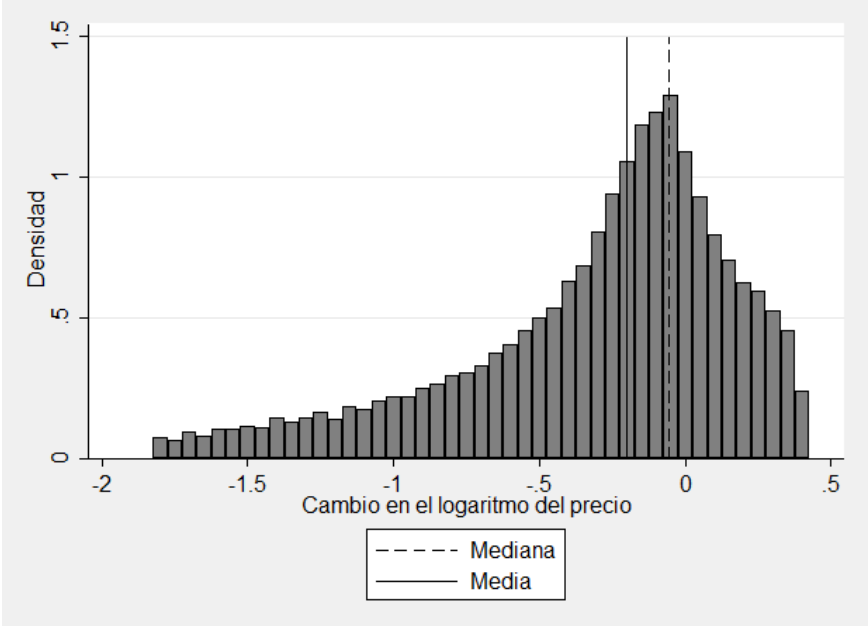
Figura 1. Cambio en el logaritmo del precio de variedades importadas. 2002-2000




S

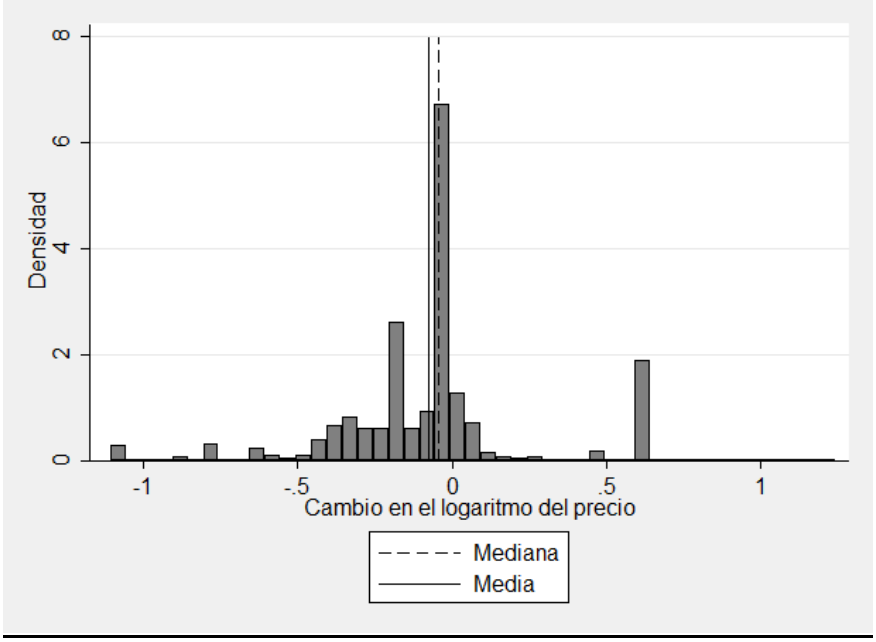
Por cuestiones de exposición se excluyen el percentil 1 y el percentil 99.
Sin ponderadores.

Figura 2. Cambio en el logaritmo del precio de variedades importadas. 2002-2000



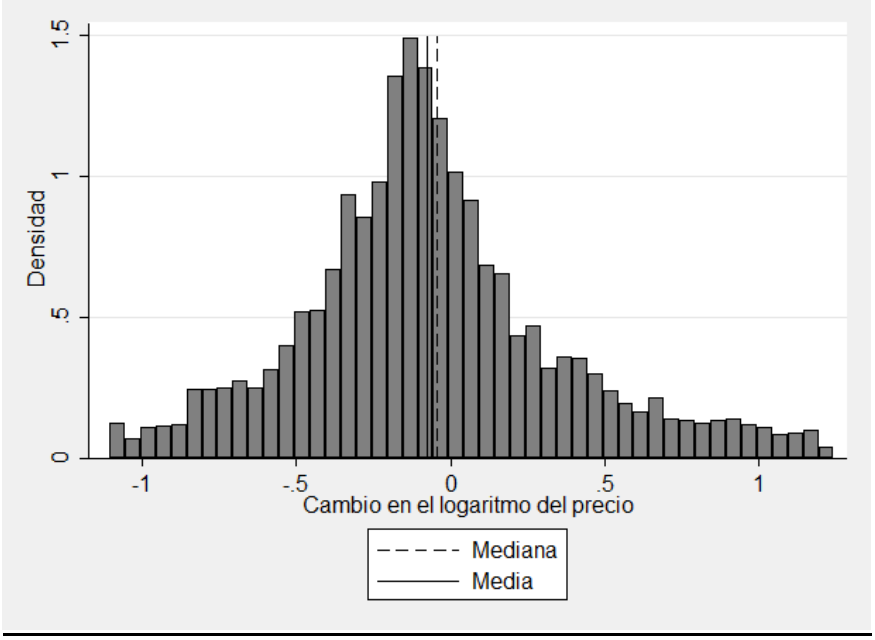

Por cuestiones de exposición se excluyen el percentil 1 y el percentil 99.
Ponderando por cantidades importadas.

Figura 3. Cambio en el logaritmo del precio de productos importados. 2002-2000




Por cuestiones de exposición se excluyen el percentil 1 y el percentil 99.
Sin ponderadores.

Figura 3. Cambio en el logaritmo del precio de productos importados. 2002-2000




Por cuestiones de exposición se excluyen el percentil 1 y el percentil 99.
Ponderando por cantidades importadas.

Tabla A1. Parámetros de la Demanda. MCO

| | Log Share de la Variedad Normalizado | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Precio | -0.121*** | | | | | |
| | (0.003) | | | | | |
| Precio 1 | | -0.119*** | -0.100*** | -0.121*** | -0.368*** | -0.100*** |
| | | (0.028) | (0.023) | (0.028) | (0.017) | (0.023) |
| Precio 2 | | -0.264*** | -0.255*** | -0.267*** | -0.760*** | -0.258*** |
| | | (0.043) | (0.042) | (0.043) | (0.05) | (0.042) |
| Precio 3 | | -0.171*** | -0.153*** | -0.171*** | -0.648*** | -0.154*** |
| | | (0.007) | (0.006) | (0.007) | (0.011) | (0.006) |
| Precio 4 | | -0.152*** | -0.146*** | -0.153*** | -0.858*** | -0.147*** |
| | | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.019) | (0.009) |
| Precio 5 | | -0.113*** | -0.089*** | -0.111*** | -0.756*** | -0.089*** |
| | | (0.018) | (0.013) | (0.018) | (0.026) | (0.013) |
| Precio 6 | | -0.106*** | -0.116*** | -0.106*** | -0.951*** | -0.116*** |
| | | (0.015) | (0.012) | (0.015) | (0.019) | (0.012) |
| Precio 7 | | -0.137*** | -0.146*** | -0.143*** | -0.960*** | -0.147*** |
| | | (0.012) | (0.012) | (0.012) | (0.024) | (0.012) |
| Precio 8 | | 0.012 | -0.044** | 0.014 | -0.628*** | -0.043** |
| | | (0.025) | (0.02) | (0.024) | (0.04) | (0.02) |
| Precio 9 | | -0.158*** | -0.144*** | -0.156*** | -0.830*** | -0.144*** |
| | | (0.013) | (0.012) | (0.012) | (0.019) | (0.012) |
| Precio 10 | | -0.161*** | -0.147*** | -0.160*** | -0.928*** | -0.148*** |
| | | (0.007) | (0.007) | (0.007) | (0.016) | (0.007) |
| Precio 11 | | -0.098*** | -0.090*** | -0.095*** | -0.727*** | -0.090*** |
| | | (0.003) | (0.003) | (0.003) | (0.003) | (0.003) |
| Precio 12 | | -0.126*** | -0.130*** | -0.125*** | -0.905*** | -0.129*** |
| | | (0.019) | (0.017) | (0.019) | (0.009) | (0.017) |
| Precio 13 | | -0.109*** | -0.098*** | -0.108*** | -0.733*** | -0.099*** |
| | | (0.005) | (0.005) | (0.005) | (0.006) | (0.005) |
| Precio * Post | -0.012*** | -0.012*** | -0.023*** | -0.019*** | -0.028*** | -0.025*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.005) | (0.002) |
| Sigma | 0.881*** | 0.879*** | 0.882*** | 0.879*** | 0.595*** | 0.881*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.016) | (0.002) |
| Observaciones | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 297,244 | 325,449 | 297,244 |
| R-cuadrado | 0.852 | 0.852 | 0.877 | 0.854 | 0.698 | 0.878 |
| Variedades | 71,061 | 71,061 | 71,061 | 71,061 | | 71,061 |
| EF año | Si | Si | No | No | No | No |
| EF año-industria | No | No | Si | No | Si | Si |
| EF año-país | No | No | No | Si | Si | Si |
| EF producto-país | Si | Si | Si | Si | No | Si |

Tabla A2. Parámetros de la Demanda. VI

| | Log Share de la Variedad Normalizado | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Precio | -0.370*** | | | | | |
| | (0.041) | | | | | |
| Precio 1 | | -2.566*** | -3.014*** | -2.937*** | -1.285*** | -3.679*** |
| | | (0.337) | (0.371) | (0.395) | (0.109) | (0.513) |
| Precio 2 | | -0.782*** | -0.977*** | -0.921*** | -1.205*** | -1.213*** |
| | | (0.117) | (0.124) | (0.135) | (0.14) | (0.17) |
| Precio 3 | | -0.618*** | -0.781*** | -0.738*** | -0.836*** | -0.983*** |
| | | (0.071) | (0.077) | (0.089) | (0.034) | (0.121) |
| Precio 4 | | -0.623*** | -0.806*** | -0.740*** | -1.177*** | -1.015*** |
| | | (0.077) | (0.084) | (0.096) | (0.055) | (0.132) |
| Precio 5 | | -0.366*** | -0.426*** | -0.427*** | -1.151*** | -0.530*** |
| | | (0.052) | (0.054) | (0.06) | (0.057) | (0.076) |
| Precio 6 | | -0.486*** | -0.687*** | -0.585*** | -1.400*** | -0.851*** |
| | | (0.066) | (0.07) | (0.08) | (0.061) | (0.106) |
| Precio 7 | | -0.697*** | -0.855*** | -0.803*** | -1.418*** | -1.019*** |
| | | (0.062) | (0.068) | (0.076) | (0.049) | (0.104) |
| Precio 8 | | -0.367*** | -0.634*** | -0.460*** | -1.345*** | -0.799*** |
| | | (0.087) | (0.096) | (0.102) | (0.067) | (0.132) |
| Precio 9 | | -0.441*** | -0.557*** | -0.515*** | -1.022*** | -0.688*** |
| | | (0.05) | (0.054) | (0.061) | (0.036) | (0.083) |
| Precio 10 | | -0.461*** | -0.598*** | -0.543*** | -1.163*** | -0.743*** |
| | | (0.052) | (0.057) | (0.065) | (0.049) | (0.09) |
| Precio 11 | | -0.257*** | -0.326*** | -0.302*** | -0.798*** | -0.407*** |
| | | (0.029) | (0.031) | (0.036) | (0.007) | (0.05) |
| Precio 12 | | -0.365*** | -0.522*** | -0.452*** | -0.958*** | -0.666*** |
| | | (0.056) | (0.062) | (0.068) | (0.016) | (0.092) |
| Precio 13 | | -0.278*** | -0.347*** | -0.328*** | -0.824*** | -0.434*** |
| | | (0.031) | (0.033) | (0.039) | (0.013) | (0.053) |
| Precio * Post | -0.022*** | -0.019*** | -0.019*** | -0.026*** | -0.030*** | -0.017*** |
| | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.008) | (0.004) |
| Sigma | 0.755*** | 0.740*** | 0.653*** | 0.682*** | 0.561*** | 0.556*** |
| | (0.032) | (0.034) | (0.036) | (0.042) | (0.051) | (0.058) |
| Observaciones | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 293,680 | 321,645 | 293,680 |
| R-cuadrado | 0.832 | 0.810 | 0.800 | 0.789 | 0.689 | 0.745 |
| Variedades | 70,294 | 70,294 | 70,294 | 70,294 | | 70,294 |
| EF año | Si | Si | No | No | No | No |
| EF año-industria | No | No | Si | No | Si | Si |
| EF año-país | No | No | No | Si | Si | Si |
| EF producto-país | Si | Si | Si | Si | No | Si |

Tabla A3. Cambio en la calidad a nivel producto

| | Calidad | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| **Panel A: MCO** | | | | | | |
| Post | -0.579*** | -0.589*** | -0.583*** | -0.586*** | -0.597*** | -0.582*** |
| | (0.016) | (0.017) | (0.017) | (0.017) | (0.017) | (0.017) |
| Observaciones | 38,220 | 38,220 | 38,220 | 38,220 | 38,220 | 38,220 |
| R-cuadrado | 0.059 | 0.057 | 0.056 | 0.057 | 0.053 | 0.056 |
| Productos | 7,425 | 7,425 | 7,425 | 7,425 | 7,425 | 7,425 |
| **Panel B: VI** | | | | | | |
| Post | -0.567*** | -0.602*** | -0.609*** | -0.603*** | -0.606*** | -0.618*** |
| | (0.016) | (0.017) | (0.018) | (0.018) | (0.018) | (0.018) |
| Observaciones | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 |
| R-cuadrado | 0.060 | 0.056 | 0.055 | 0.054 | 0.053 | 0.054 |
| Productos | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 |
| **Panel C: VI. Por año** | | | | | | |
| Año 2000 | -0.078*** | -0.084*** | -0.087*** | -0.086*** | -0.087*** | -0.090*** |
| | (0.016) | (0.018) | (0.019) | (0.019) | (0.019) | (0.019) |
| Año 2001 | -0.255*** | -0.268*** | -0.272*** | -0.271*** | -0.273*** | -0.277*** |
| | (0.017) | (0.02) | (0.02) | (0.02) | (0.021) | (0.021) |
| Año 2002 | -1.099*** | -1.171*** | -1.184*** | -1.175*** | -1.179*** | -1.199*** |
| | (0.027) | (0.03) | (0.03) | (0.03) | (0.03) | (0.031) |
| Año 2003 | -0.612*** | -0.648*** | -0.656*** | -0.649*** | -0.654*** | -0.667*** |
| | (0.022) | (0.024) | (0.025) | (0.025) | (0.025) | (0.026) |
| Año 2004 | -0.354*** | -0.374*** | -0.380*** | -0.374*** | -0.377*** | -0.388*** |
| | (0.021) | (0.023) | (0.024) | (0.024) | (0.024) | (0.025) |
| Observaciones | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 | 38,097 |
| R-cuadrado | 0.101 | 0.094 | 0.093 | 0.093 | 0.090 | 0.091 |
| Productos | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 | 7,400 |