



dECON

Facultad de Ciencias Sociales
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

Documentos de Trabajo

**Convergencia de precios en el largo plazo en Uruguay.
Evidencia empírica para 4 bienes**

Andrés Bonino Gayoso

Documento No. 01/19
Abril 2019

ISSN 0797-7484

Convergencia de precios en el largo plazo en Uruguay. Evidencia empírica para 4 bienes¹

Andrés Bonino Gayoso

Resumen

En el presente documento se estudia si durante el período comprendido entre enero de 2008 y mayo de 2017 se produjo en Uruguay un proceso de convergencia de precios a nivel de establecimientos de venta. Se utiliza un panel de datos conformado por precios diarios de 4 bienes fijados por 386 supermercados, con cobertura nacional. Los bienes fueron seleccionados buscando representar categorías de productos para las cuales los hogares suelen realizar compras en un supermercado con alta frecuencia. El análisis de convergencia se realiza a partir del estudio de la evolución de la dispersión de precios en el tiempo. Se encuentra que esta se redujo en el período solamente 0,88 % a nivel de todo el país, por lo que no parece suficiente como para concluir que los precios hayan convergido. Este resultado era esperable debido a que las posibles fuentes de diferenciales de precios no registraron cambios significativos durante el período.

Por lo tanto, la reducción en la dispersión de precios estimada no parece suficiente como para afirmar que la Ley de un Solo Precio en su versión absoluta se cumple en el largo plazo en el país. Como parte del análisis de robustez, se realizan estimaciones para diversas desagregaciones territoriales, así como para diferentes momentos de ingreso de los establecimientos a la muestra y para distintos niveles inflacionarios. El resultado encontrado es robusto para diferentes desagregaciones territoriales.

Códigos JEL: F.14; F.15; L.66; L.81.

Palabras clave: Ley de un Solo Precio, supermercados, dispersión de precios, convergencia de precios.

Abstract

This paper studies whether during the period from January 2008 to May 2017 a process of price convergence at supermarket level has occurred in Uruguay. For that purpose a panel dataset of daily-sampled prices of 4 goods set by 386 supermarkets with national coverage has been used. Goods were chosen to be representative of the category of products households buy at supermarkets in a high frequency basis. In order to analyze convergence, this paper studies the evolution of price dispersion through time. It was estimated that price dispersion has barely decreased 0.88 % at a national level, a figure that does not appear to be enough to claim that prices have converged during the period.

¹Este documento está basado en mi tesis de Maestría en Economía Internacional de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, que fue defendida en diciembre de 2018. Agradezco los comentarios de los profesores Carlos Casacuberta, Bibiana Lanzilotta y Marcel Vaillant, y especialmente los de mi tutor Leandro Zipitría y mi hermano Nicolás.

This result was expected taking into account that the sources of price differentials have not experienced significant changes during the period.

Therefore, the estimated reduction in price dispersion does not appear to be enough to claim that the Law of One Price holds in its absolute version in the long term in the country. As part of the robustness analysis, estimates are computed for various territorial disaggregations, as well as for different entry times of the supermarkets into the sample and for different inflationary levels. The result found is robust to different territorial disaggregations.

JEL Codes: F.14; F.15; L.66; L.81.

Keywords: Law of One Price, supermarkets, price dispersion, price convergence.

1. Introducción

La Ley de un Solo Precio (en adelante, LSP) ocupa un lugar importante dentro de la teoría económica, constituyendo un pilar de la teoría de comercio. El estudio de su cumplimiento ha dado lugar a numerosos trabajos empíricos y a recomendaciones de políticas.

La LSP consta de dos versiones. En su versión absoluta supone que en ausencia de barreras al comercio (por ejemplo, aranceles) y de costos de transporte, un bien idéntico debe ser vendido en países diferentes a un mismo precio expresado en términos de una moneda común (Krugman *et al.*, 2012). La versión relativa, en tanto, refiere a que el precio de un bien idéntico debe variar en igual porcentaje en los distintos mercados (Elberg, 2014).

La versión absoluta implica que los mercados son competitivos y que existe libre comercio, así como la ausencia de costos de transporte. Es decir, representa la situación ideal desde el punto de vista del comercio. La evidencia empírica no apoya el cumplimiento en sentido estricto de esta versión, aún con la creación de zonas de libre comercio y firma de tratados comerciales, ya que los costos de transporte siempre están presentes, aún entre estados fronterizos e incluso al interior de cada país.

Al comparar precios entre diferentes países aparece una teoría que se desprende de la LSP, conocida como la de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA). Esta supone que la relación entre el tipo de cambio entre las monedas de dos países refleja la relación entre los niveles de precios internos de los mismos (Krugman *et al.*, 2012). Pareciera que no se trata de otra cosa que la teoría de la LSP aplicada a economías con monedas distintas, e incluso también dispone de dos versiones.² Sin embargo, mientras que la LSP exige el cumplimiento de la igualdad de precios para todos los bienes idénticos, la PPA considera

²Existen dos versiones de la Paridad de Poder Adquisitivo: la Absoluta y la Relativa. La primera supone que el tipo de cambio es igual a los niveles de precios relativos entre dos economías, mientras que la segunda refiere a que la variación porcentual del tipo de cambio entre dos monedas es igual al diferencial entre las variaciones porcentuales de los índices de precios de cada una de las dos economías. (Krugman *et al.*, 2012)

el nivel general de precios, es decir, el precio que resulta de ponderar un conjunto de bienes en una canasta de referencia (por ejemplo, la utilizada para el cálculo del IPC³).

En su artículo seminal sobre el estudio de la LSP entre ciudades de diferentes países, Engel y Rogers (1994) encuentran que la distancia es una variable importante a la hora de explicar los diferenciales de precios, pero la existencia de una frontera lo es aún más. A pesar de que realizan el estudio para ciudades de EE.UU. y Canadá, países fronterizos con escasas o nulas barreras al comercio y economías integradas, la LSP no se cumple. Una posible causa es la existencia de rigideces nominales en los precios, acompañada de la volatilidad existente en el tipo de cambio entre las monedas de ambos países.

Parsley y Wei (2001) estudian el *efecto de frontera* analizando la dispersión de precios entre ciudades de EE.UU. y Japón, y al igual que Engel y Rogers (1994) encuentran que al pasar de un país a otro dicho efecto es equivalente a agregar una enorme distancia entre las ciudades. Atribuyen los diferenciales de precios a la distancia, los costos de transporte unitarios y a la variabilidad del tipo de cambio entre monedas.

Sin embargo, no todos los estudios arriban a las mismas conclusiones. Broda y Weinstein (2008) encuentran que, para EE.UU. y Canadá, la LSP se cumple tanto al interior de un país como entre países y atribuyen las diferencias en las conclusiones respecto a otros estudios a los datos utilizados. Según los autores, Engel y Rogers (1994), al utilizar índices de precios sobreestiman el efecto que tienen la distancia y la frontera sobre las desviaciones de la LSP. Los precios individuales pueden ser altamente volátiles, pero como los índices de precios son promedios de precios individuales la volatilidad se reduce (al colapsar la alta variación idiosincrática de los precios individuales). Además, aún en las categorías de productos consideradas en diversos estudios sobre el tema como homogéneas, los índices se componen por bienes muy heterogéneos.

Este trabajo considera la literatura acerca de la LSP como marco para proceder al estudio de la convergencia de precios en Uruguay en el período 2008-2017. Al estudiar si se cumple o no la LSP al interior de un país los diferenciales de precios no pueden originarse en variaciones del tipo de cambio, ni en aranceles u otras barreras al comercio. En cambio, los costos de transporte sí podrían influir, en particular si los centros de producción se concentran en una zona determinada. Sin embargo, este no parece ser el caso uruguayo, puesto que se trata de un país con reducida superficie y sin accidentes geográficos de importancia.

A su vez, una de las exigencias para el cumplimiento de la LSP es que se trate de mercados competitivos. Por lo tanto, centros de venta ubicados en territorios con diferencia en cuanto a la competencia que enfrentan, podrían tener diferenciales de precios significativos. Esto se podría ver reforzado por la distancia entre los mercados, puesto que como encuentran Engel y Rogers (1994), la evidencia sugiere que los fijadores de precio toman en cuenta los precios de sus competidores más cercanos.

El presente estudio busca investigar si se ha producido convergencia de precios en Uruguay en un período de tiempo relativamente extenso (2008-2017). Nuestro país presenta varias particularidades que podrían explicar *a priori* la existencia de diferenciales de precios. Esto es, la gran concentración de la población, en especial en

³Índice de Precios del Consumo.

Montevideo y alrededores, puede implicar que haya zonas del país donde los oferentes de productos enfrenten mayor competencia que en determinadas zonas del Interior, donde pueden existir establecimientos o supermercados cuasi-monopólicos. Además, como la concentración de la población está asociada a la concentración de la producción de muchos bienes en Montevideo y zonas aledañas, los costos de transporte también podrían explicar diferenciales de precios entre Montevideo e Interior.

Analizar la evolución en el tiempo de la dispersión de precios, es decir, estudiar si se produjo convergencia de precios o no, es relevante porque la existencia de dispersión de precios implica que para un mismo bien se cobran precios diferentes en distintos establecimientos. Esto significa que hay consumidores a los que por diferentes causas se les extrae un mayor excedente que a otros. Por ende, de evidenciarse un proceso de convergencia de precios, esto significaría que se reduciría la discriminación que sufren los consumidores. Se puede argumentar que el arbitraje siempre es posible, y más al interior de un país, pero los costos de búsqueda pueden ser altos y por lo tanto parece preferible la situación en la que se reducen los diferenciales de precios.

Algunos de los estudios que se citan como antecedentes en el presente trabajo, analizan la evolución de la dispersión de precios a partir de cambios regulatorios introducidos en busca de una mayor integración del mercado, en particular en el mercado europeo de automóviles. Los resultados obtenidos por dichos estudios implican procesos de reducción de la dispersión de precios relativamente significativos. En el caso uruguayo solamente cabría esperar que se registrara un fuerte proceso de convergencia de precios de haberse producido una reducción en los costos de transporte y/o un incremento en el grado de competencia entre los establecimientos de forma significativa. Pero durante el período a estudio no se registraron cambios regulatorios que pudieran haber impactado en forma relevante a los costos de transporte y al grado de competencia, a diferencia de lo sucedido en los antecedentes mencionados.

Para evaluar la convergencia de precios, se utiliza una base de precios de supermercados recopilada por la Dirección General de Comercio (DGC), lo que permite evitar los problemas identificados por Broda y Weinstein (2008) que acarrea el uso de índices de precios.

Los resultados encontrados van en línea con lo esperado: la evidencia empírica indica que se ha registrado un proceso muy débil de reducción de la dispersión de precios en el tiempo, es decir, que no hay evidencia de que la LSP en su versión absoluta tienda a cumplirse en el largo plazo en el país. Asimismo, se realizó un análisis de robustez que reafirmó el resultado de que en caso de haber existido convergencia de precios en el período de estudio, esta fue prácticamente inexistente.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 presenta una revisión de los antecedentes en la literatura empírica sobre la temática. Además, en la misma se introducen las diversas metodologías empíricas utilizadas para analizar la existencia o no de convergencia. En tanto, en la Sección 3 se presenta el modelo a estimar y se describe la base de datos utilizada. Además, se presentan los resultados obtenidos de la estimación realizada para la muestra que contiene a todos los establecimientos del país, así como el análisis de robustez llevado a cabo. Por último, la Sección 5 contiene las Consideraciones finales.

2. Revisión de literatura

Como vimos en la Introducción, la convergencia de precios ha sido muy discutida en la literatura. Algunos trabajos estudian la convergencia de precios entre países, mientras que otros analizan la convergencia entre regiones dentro de un mismo país. A continuación se presentan en primer término los estudios relativos al análisis entre países y luego los que se limitan al interior de un mismo país.

Goldberg y Verboven (2001) estudian el impacto del proceso de integración europea sobre la convergencia de precios en el mercado de automóviles (período 1970-2000) utilizando datos de panel. Este mercado presenta históricamente grandes diferencias de precios entre países por productos virtualmente idénticos, por lo que incluso la Comisión Europea ha considerado a este mercado como caso de estudio para la integración. Los autores concluyen que la integración llevó a una gradual reducción en el promedio de diferenciales de precios en el mercado de automóviles en el período estudiado.

Dvir y Strasser (2017) también analizan el mercado europeo de automóviles. En particular, consideran la evolución de la dispersión de precios por modelo de automóvil (bien homogéneo), entendida aquella como el desvío estándar de los logaritmos de precios para un determinado modelo en un período determinado entre los países.

Los datos de precios de los automóviles provienen de una base de datos de la Comisión Europea y abarcan el período comprendido entre los años 1993 y 2011. La cobertura es de 27 países (los miembros de la Unión Europea hasta 2011) y los datos tienen una frecuencia anual. A partir del estudio, identifican dos períodos en la evolución de la convergencia de precios. Durante el período 1993-2004 se observa convergencia, mientras que a partir de 2004 la dispersión de precios se incrementa. Los autores creen que el incremento en la dispersión se explica por la diferenciación de productos que llevan adelante los fabricantes, ya que aprovechando la heterogeneidad de las preferencias de los consumidores de los diversos países, pueden cobrar precios distintos en los diferentes países.

Además, Crucini y Shintani (2002) realizan un análisis con datos anuales de 13 ciudades estadounidenses y 90 del resto del mundo. Los datos abarcan 270 bienes durante el intervalo comprendido entre los años 1990 y 2000, y son a nivel de establecimiento de venta. Encuentran convergencia de precios en el largo plazo entre las ciudades estadounidenses y a nivel internacional.

Por su parte, Broda y Weinstein (2008) utilizan datos obtenidos a partir del escaneo de compras que realizan hogares pertenecientes a una muestra demográficamente representativa. Estos datos están presentes tanto para EE.UU. como para Canadá, lo que permite indagar acerca de la convergencia de precios al interior de cada uno de dichos países así como entre los mismos. La frecuencia de los datos es trimestral y abarca en el caso de EE.UU. el período 2001-2003, mientras que en Canadá el período 2001-2004. Los autores encuentran sólida evidencia de que los precios convergen tanto entre regiones de un mismo país como entre ambos países.

Una vez citados los trabajos que analizan la convergencia entre países, procedemos a mencionar los relativos al estudio al interior de un mismo país. Al ceñirse al estudio al interior de un país, no están presentes posibles causas de desvíos respecto a la LSP, como

los aranceles y la volatilidad del tipo de cambio.

Parsley y Wei (1996) utilizan un panel con precios trimestrales de 51 productos de 48 ciudades de EE.UU. para el período 1975-1992. Los autores encuentran evidencia a favor de la convergencia de precios.

En la misma línea Yazgan y Yilmazkuday (2010), utilizando una versión actualizada de la base de datos usada por Parsley y Wei (1996, 2001) y DuMond *et al.* (1999), encuentran fuerte evidencia para la convergencia de precios entre 52 ciudades de EE.UU. independientemente de la categoría de bien que se trate.

Por su parte, Elberg (2014) estudia la convergencia de precios entre ciudades mexicanas. Para hacerlo utiliza precios semanales a nivel de establecimientos para un conjunto de 40 productos idénticos provenientes de 11 centros urbanos de México (período 2001-2011). Los productos se consideran idénticos porque están definidos en forma estricta y la muestra incluye establecimientos de todo tipo, desde grandes cadenas a pequeñas tiendas de conveniencia, mercados al aire libre, entre otros. El trabajo encuentra convergencia de precios.

Por último, Borraz y Zipitría (2017) estudian el *efecto de frontera* sobre la dispersión de precios al interior del Uruguay. El trabajo no solo tiene en cuenta la distancia geográfica para explicar el arbitraje de productos que pueden realizar los consumidores, sino que agrega la posibilidad de que el consumidor sustituya el bien por uno similar en el mismo establecimiento. Utilizan datos de precios diarios a nivel de establecimiento con una cobertura a lo largo de todo el país (período abril de 2007- setiembre de 2014). Concluyen que la disponibilidad de bienes sustitutos locales incrementa la dispersión de precios, al mismo tiempo que el efecto de frontera para los bienes con competencia local es insignificante.

Ante la escasa presencia de investigaciones acerca de la dispersión de precios en Uruguay, el presente estudio busca colaborar en la introducción del estudio de la temática en el país.

2.1. Metodologías

En la literatura empírica sobre la convergencia de precios se han utilizado dos metodologías diferentes: el análisis de estacionariedad y la regresión de la dispersión de precios sobre una variable de tiempo.

La primera ha sido aplicada en los citados trabajos de Parsley y Wei (1996), Goldberg y Verboven (2001), Crucini y Shintani (2002), Broda y Weinstein (2008), Yazgan y Yilmazkuday (2010) y Elberg (2014).

Esta metodología supone testear la estacionariedad del diferencial del logaritmo de precios entre ciudades o regiones. Requiere la elección de una ciudad o región como referencia, a partir de la que se forman los pares de ciudades o regiones. De acuerdo a Yazgan y Yilmazkuday (2010), los resultados no son invariantes a la elección de la referencia y por ello utilizan una metodología basada en el análisis de cointegración desarrollada por Pesaran (2007), que, según los autores, resuelve el problema.

Para encontrar evidencia a favor de la convergencia, los análisis de estacionariedad buscan rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en el diferencial del logaritmo de precios entre ciudades o regiones para cada uno de los productos considerados. El no rechazo de la hipótesis nula implica que un desvío respecto a la LSP se vuelve permanente. En cambio, de rechazar la hipótesis nula, cualquier desvío revierte a la media y por lo tanto la LSP se cumple en el largo plazo. Por este motivo, una vez rechazada la hipótesis nula, los estudios pasan a ocuparse de la velocidad de convergencia.

Otra metodología alternativa es la regresión de la dispersión de precios sobre una variable de tiempo. Dvir y Strasser (2017) regresan la dispersión de precios sobre una tendencia de tiempo cuadrática, lo que les permite analizar el efecto del paso del tiempo sobre la dispersión. Un coeficiente negativo en la variable *tiempo* refleja una caída en la dispersión de precios, y por ende, convergencia de precios en el tiempo.

Esta metodología permite además calcular el efecto total del paso del tiempo sobre la dispersión de precios, es decir, que en el caso de estimarse una caída en la dispersión de precios, dicho resultado no solo implicaría que se tiende hacia la convergencia de precios, sino que además es cuantificable la magnitud de la reducción.

A diferencia del análisis de estacionariedad, no requiere de la elección de una ciudad o región de referencia y se puede realizar el análisis para el conjunto de los productos, estimando una única regresión y por ende, obteniendo una conclusión a nivel global, en vez de realizar un análisis individual para cada bien.

3. Modelo empírico

Siguiendo a Dvir y Strasser (2017), se estudia entonces la dispersión de precios entre supermercados en Uruguay.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\Xi_t^i = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \times t + \beta_2 \times t^2 + \Lambda \times p_t^i + \epsilon_t^i \quad (1)$$

con $\epsilon_t^i \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$.

La variable Ξ_t^i recoge el porcentaje de la dispersión de precios por producto (i) en cada período (t) de la muestra considerada. La dispersión de precios se mide como el desvío estándar del logaritmo de los precios del producto i para la muestra de supermercados definida y para un período determinado.

Se entiende por *desvío estándar* en nuestro caso cuánto se alejan los precios fijados para un mismo producto del promedio de los precios fijados para ese producto por el total de establecimientos.

La existencia de *dispersión de precios* por producto es la contraparte de que no se

cumpla la LSP, es decir, que por un mismo bien se cobren precios alejados del precio promedio de dicho bien. En la medida que la dispersión de precios se reduzca en el tiempo, esto significaría que los precios fijados por los establecimientos para un mismo bien tienden a igualarse y con ello se avanza en la dirección del cumplimiento de la LSP.

La variable p_t^i representa el precio promedio de un producto i (promedio de los precios de los establecimientos) en un determinado período t y está definida en niveles. Esta variable se incluye en el modelo a modo de controlar los cambios en los niveles de precios a lo largo del tiempo. En caso de estimarse un valor positivo del coeficiente Λ , esto reflejaría que los cambios de precios conllevan incrementos proporcionales en la dispersión de precios entre los establecimientos. En cambio, de ser negativo los aumentos de precios se asocian más a un cambio de nivel que a un cambio proporcional.

A su vez, α captura la dispersión de precios promedio y α_i es el efecto fijo del modelo. Por su parte, el parámetro β_2 refleja una tendencia de tiempo cuadrática.

El parámetro de interés para el análisis empírico es β_1 , puesto que un valor negativo en el mismo reflejaría la convergencia de precios en el tiempo.

3.1. Datos

Los datos a utilizar proceden de la base de datos que compila la Dirección General de Comercio (DGC), dependiente del Ministerio de Economía y Finanzas. Esta base contiene precios diarios informados de 386 establecimientos ubicados a lo largo de todo el territorio nacional y abarca 154 productos.

En la presente investigación se utilizan datos para el período enero de 2008-mayo de 2017. A partir del procesamiento de los mismos se crea un panel de datos con 4 observaciones, una por cada bien considerado, para cada uno de los 113 períodos de la base (datos mensuales).

3.1.1. Descripción de la base

En esta sección se presenta una breve descripción de la base de datos utilizada para poner a prueba la hipótesis de la convergencia de precios en el país.

Como se observa en el Cuadro 1, todos los departamentos del país cuentan con establecimientos presentes en la muestra, lo que es de suma importancia para conocer si los precios han tenido una evolución similar a nivel nacional o si se pueden detectar trayectorias diferentes.

Debido a la gran concentración de la población en el área metropolitana de Montevideo, los departamentos de Montevideo y Canelones presentan un número de establecimientos sensiblemente mayor al resto, a excepción de Maldonado, que también cuenta con una presencia importante en la muestra.

Cuadro 1: Supermercados por Departamento

Departamento	Cantidad de supermercados	Departamento	Cantidad de supermercados
Artigas	2	Paysandú	7
Canelones	47	Río Negro	3
Cerro Largo	4	Rivera	6
Colonia	12	Rocha	14
Durazno	4	Salto	10
Flores	4	San José	9
Florida	5	Soriano	2
Lavalleja	4	Tacuarembó	5
Maldonado	36	Treinta y Tres	4
Montevideo	208	Total	386

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

El Cuadro 2 recoge el número de ciudades por cada uno de los departamentos en las que están localizados los establecimientos que forman parte de la muestra utilizada. El total de ciudades cubierto asciende a 53, destacando el departamento de Canelones con 14 ciudades. Además, el Cuadro 2 presenta la población acumulada por las ciudades pertenecientes a cada departamento, en el que se percibe la importancia relativa de Montevideo y Canelones.

Cuadro 2: Ciudades y población cubierta en la muestra

Departamento	Cantidad de ciudades	Población acumulada	Departamento	Cantidad de ciudades	Población acumulada
Artigas	1	40.657	Paysandú	1	76.412
Canelones	14	350.973	Río Negro	2	41.162
Cerro Largo	2	66.434	Rivera	2	71.700
Colonia	6	84.435	Rocha	5	46.462
Durazno	1	34.368	Salto	1	104.011
Flores	1	21.429	San José	3	67.148
Florida	1	33.639	Soriano	1	41.974
Lavalleja	1	38.446	Tacuarembó	1	54.755
Maldonado	8	117.857	Treinta y Tres	1	25.477
Montevideo	1	1.304.729	Total	53	2.622.068

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC y Tabla de Localidades Censales del Instituto Nacional de Estadística del año 2011.

A su vez, el mercado del supermercado uruguayo no es ajeno a la tendencia internacional en cuanto a la presencia de cadenas se refiere. Por este motivo, parece relevante indicar las cadenas que están incluidas en la base de datos de este trabajo, así como el número de establecimientos por cada una de las mismas; esto se presenta en el Cuadro 3. Asimismo, en el mismo se indica el número de establecimientos que no pertenecen a ninguna cadena.

Cuadro 3: Supermercados por Cadena

Cadena	Cantidad de supermercados	Cadena	Cantidad de supermercados
Devoto	24	Micro Macro	10
Disco	27	Multi Ahorro	48
El Clon	12	Red Market	12
El Dorado	38	Super XXI	4
Friego	6	Superstar	4
Geant	2	Ta-Ta	43
Iberpark	6	Tienda Inglesa	10
La Colonial	6	Ubesur	20
Los Jardines	4	Sin cadena	103
Macromercado Mayorista	7		

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

Una vez repasadas las principales características de la base de datos en cuanto a su origen territorial y presencia de cadenas de supermercados, vale decir cuál fue el procesamiento de la misma para obtener la variable de *precio* utilizada, es decir, el precio por producto que surge de promediar el precio fijado por cada uno de los establecimientos en un determinado mes.

Como vimos en la sección 3.1, la base de datos de la DGC contiene precios diarios, mientras que el presente trabajo realiza un estudio con datos mensuales. Para ello, se decidió considerar como *precio mensual* fijado por cada supermercado a la moda de los precios diarios de cada mes. Pasamos así a trabajar con datos mensuales por establecimiento, y a partir del procesamiento de los mismos, arribamos al panel de datos conformado por 452 observaciones, una observación por cada uno de los 113 meses del período analizado para cada uno de los 4 bienes considerados.

3.1.2. Bienes

Para el análisis de la convergencia de precios se seleccionaron 4 bienes de los 154 bienes disponibles. Los bienes seleccionados son los siguientes:

- Aceite de girasol Óptimo de 0,9 litros.
- Agua Salus con gas de 2 litros.
- Cerveza Pilsen de 0,96 litros.
- Coca-Cola de 1,5 litros.

Los bienes se seleccionaron de modo de procurar representar categorías de productos para las cuales los hogares suelen realizar compras en un supermercado con alta frecuencia.

De este modo, se eligió al bien “Agua Salus con gas de 2 litros” como *proxy* del producto “Agua de mesa” presente en la canasta del IPC. Asimismo, se seleccionaron los bienes “Coca-Cola de 1,5 litros” y “Cerveza Pilsen de 0,96 litros” como representativos de los productos “Refrescos” y “Cerveza” de la misma canasta, respectivamente. Asimismo, este último bien también es representativo del Grupo “Bebidas alcohólicas”.

En tanto, se eligió al bien “Aceite de girasol Óptimo” por considerarse representativo del consumo de comidas que se realizan en el hogar.

Cuadro 4: Ponderación de productos seleccionados en la canasta del IPC base 2010

Bienes seleccionados	Ponderación en IPC	Ponderación en Grupo respectivo
Aceite de girasol	0,37 %	2 %
Agua de mesa	0,82 %	25 %
Cerveza	0,38 %	26 %
Refrescos	1,12 %	35 %

Fuente: Elaboración propia en base a Instituto Nacional de Estadística (2010).

El Cuadro 4 presenta las ponderaciones de los productos en la canasta del IPC que se vinculan con los bienes seleccionados para llevar adelante el análisis empírico. En el mismo se observa que el gasto en el producto “Aceite de girasol” representa el 2 % del gasto realizado en el Grupo “Alimentos”, mientras que el consumo de “Agua de mesa” alcanza al 25 % del consumo de “Bebidas no alcohólicas”. A su vez, el consumo del producto “Cerveza” asciende al 26 % del consumo de “Bebidas alcohólicas”; por último, el consumo en “Refrescos” representa el 35 % del consumo de “Bebidas no alcohólicas.”

Entonces, la combinación del consumo de los productos “Agua de mesa” y “Refrescos” alcanza a representar el 60 % del consumo en bebidas no alcohólicas. De este modo, el gasto realizado por los consumidores en bebidas, tanto alcohólicas como no alcohólicas, parecería estar relativamente bien aproximado por los bienes elegidos.

Sin embargo, el consumo en “Alimentos” y en otros grupos de productos no se halla bien aproximado. Por cuestiones de simplificación de la base de datos se seleccionó únicamente el aceite de girasol, quedando pendiente la incorporación de más bienes para una futura extensión de la investigación.

Cuadro 5: **Dispersión de precios por bien**

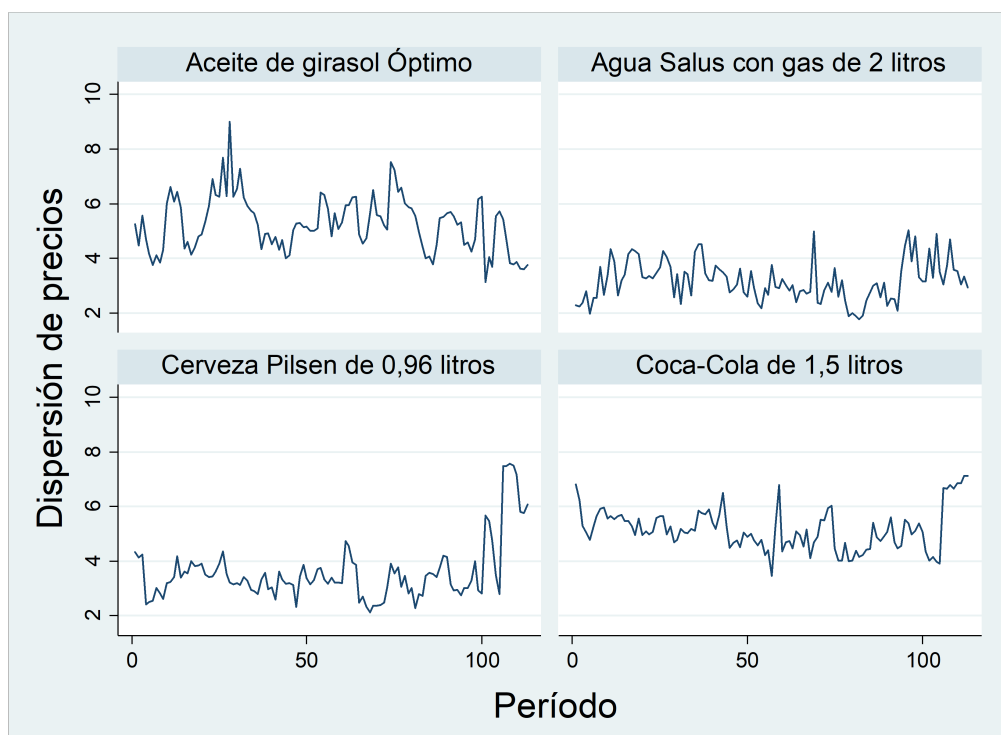
Bien	Promedio	Mínima	Máxima
Aceite de girasol Óptimo	5,2644	3,1400	9,0132
Agua Salus con gas de 2 litros	3,1837	1,7818	5,0312
Cerveza Pilsen de 0,96 litros	3,5886	2,1196	7,5667
Coca-Cola de 1,5 litros	5,1612	3,4673	7,1316
Total	4,2995	1,7818	9,0132

Nota: Los valores en el Cuadro corresponden al desvío estándar del logaritmo del precio de cada bien, multiplicado por 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

En el Cuadro 5 se presentan medidas descriptivas en puntos porcentuales para cada uno de los bienes. Se observa que el Aceite de girasol Óptimo es el que tiene una dispersión máxima de mayor magnitud, aproximadamente del 9%. En tanto, el Agua Salus con gas de 2 litros es el bien que tiene menor diferencia entre las dispersiones máxima y mínima, y además presenta los menores valores para cada una de ellas, del orden del 5% y 1,8% respectivamente.

Figura 1: **Dispersión de precios por bien a lo largo de la muestra**



Nota: Los valores en las ordenadas de los gráficos corresponden al desvío estándar del logaritmo del precio de cada bien, multiplicado por 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

A su vez, en la Figura 1 se recoge la evolución a lo largo de los 113 períodos que componen la muestra utilizada de la dispersión de precios por bien. Mientras que en el caso del Aceite de girasol Óptimo, la dispersión de precios presenta una evolución inestable pero alrededor de la media, el Agua Salus con gas de 2 litros y la Coca-Cola de 1,5 litros son más estables en el tiempo. Por último, la Cerveza Pilsen registra una dispersión de precios muy estable a excepción del final del período analizado, en donde parecería presentar un cambio de nivel.

3.2. Resultados

La ecuación a estimar para la muestra completa de todos los establecimientos del Uruguay para el período comprendido entre enero de 2008-mayo de 2017 es la siguiente:

$$dispersión - precios_t^i = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \times t + \beta_2 \times t^2 + \Lambda \times precio - promedio_t^i + \epsilon_t^i \quad (2)$$

siendo i cada uno de los 4 productos y t cada uno de los períodos de tiempo (meses) considerados, con $\epsilon_t^i \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$.

A continuación se presentan los resultados de la estimación.

Cuadro 6: **Convergencia de precios en Uruguay**

Variable	Coefficiente estimado
período (t)	-0,0230*** (0,0054)
período ² (t^2)	0,0001** (0,0000)
precio-promedio	0,0302*** (0,0089)
constante	3,6168*** (0,3239)
Cambio en la dispersión de precios	-0,88 %
R^2 intra-grupo	0,0576
# Observaciones	452

Errores estándar entre paréntesis

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

Como se observa en el Cuadro 6, todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1 %. Además, el valor estimado del parámetro de interés a nuestros efectos (β_1) es negativo, por lo que se puede inferir que la dispersión de precios a nivel de todos los establecimientos presentes en el Uruguay se redujo con el paso del tiempo en el período considerado. El valor de dicho coeficiente significa que el desvío estándar se redujo en aproximadamente 0,02 % por mes.

Para obtener el efecto total del transcurso del tiempo sobre el desvío estándar, es necesario no solo considerar el coeficiente estimado de la variable *período* (t), sino también el de la variable *período*² (t^2). Además, para calcular el efecto a lo largo del intervalo de tiempo analizado, es preciso tener en cuenta los períodos inicial y final. A continuación se presenta la fórmula utilizada para el cálculo de dicho efecto:

$$[\hat{\beta}_1(t_{final}) + \hat{\beta}_2(t_{final})^2] - [\hat{\beta}_1(t_{inicio}) + \hat{\beta}_2(t_{inicio})^2] \quad (3)$$

siendo $t_{final} = 113$ y $t_{inicio} = 1$.

Este efecto se recoge en el Cuadro 6 como “Cambio en la dispersión de precios” y significa que el desvío estándar se redujo en el período enero de 2008-mayo de 2017 0,88 %.

En definitiva, a partir de los resultados obtenidos se puede afirmar que entre los años 2008 y 2017 se ha registrado un proceso de reducción de la dispersión de precios en Uruguay para los productos considerados, y que teniendo en cuenta que la reducción total fue de solo 0,88 %, dicho proceso fue de muy escasa magnitud.

En el trabajo de Dvir y Strasser (2017), el efecto total del paso del tiempo sobre el desvío estándar durante el período analizado alcanzó 18 %, cifra que refleja que se produjo un proceso de convergencia de precios de cierta importancia. Es decir, que los resultados obtenidos en Uruguay se encuentran bastante alejados de los obtenidos en el trabajo de referencia. Este contraste entre los resultados no es sorprendente, debido precisamente a que dicho estudio busca indagar acerca del impacto que pudieron tener los cambios regulatorios introducidos en Europa en pos de reducir los diferenciales de precios, mientras que en el caso uruguayo no se registraron cambios en ese aspecto. A su vez, es de destacar que la estimación del modelo revela que la dispersión de precios sería una función convexa del tiempo. Esto implica que la dispersión de precios se va reduciendo a lo largo del período analizado, pero lo hace a una tasa decreciente, hasta alcanzar un punto en el que el término cuadrático supera en magnitud al efecto lineal y, por lo tanto, la dispersión de precios se incrementa.

Derivada de la dispersión de precios respecto al tiempo:

$$\hat{\beta}_1 + 2 \times \hat{\beta}_2 \times t = -0,023 + 2 \times 0,0001 \times t \quad (4)$$

En el período 115 los efectos de los términos lineal y cuadrático en el tiempo del modelo se anulan, siendo el segundo término mayor en valor absoluto al primero a partir del siguiente período, incrementándose la dispersión de precios. Como en el presente trabajo se considera una muestra que abarca 113 meses, no se alcanza a observar la reversión del signo en la derivada de la dispersión de precios respecto al tiempo.

De este análisis se desprende que en el largo plazo la dispersión de precios se incrementaría en el tiempo, es decir, que la hipótesis de convergencia de precios no se cumpliría para Uruguay para los bienes considerados en el largo plazo.

3.2.1. Análisis de Robustez

De modo de poner a prueba la robustez de las conclusiones extraídas del análisis de la evolución de la dispersión de precios a nivel de todo el país, se llevan a cabo análisis complementarios. Es decir, que además de aplicar la regresión de Dvir y Strasser (2017) a los datos de los establecimientos de todo el país, se estiman regresiones para distintas submuestras a nivel territorial, a saber: Montevideo; Interior; Montevideo-Canelones; Montevideo-Maldonado; Montevideo-Salto; Canelones-Maldonado; Canelones-Salto y Maldonado-Salto.

También se realizan análisis de convergencia para los establecimientos que están al inicio de la muestra, así como para aquellos que ingresaron posteriormente.

A su vez, como Uruguay es un país con un historial de inflación importante, se decide incorporar como parte del análisis de robustez el estudio del posible efecto de diferentes niveles de inflación sobre la dispersión de precios. En la literatura se asume que niveles crecientes de inflación implicarían un incremento en la dispersión de precios, puesto que a mayor inflación, menor es la coordinación para el ajuste de precios. Entonces los precios relativos se alejan de su valor óptimo durante los intervalos de ajuste de precios (Nakamura *et al.*, 2016).

En los últimos tiempos, si bien con inflaciones menores a un dígito, se han registrado valores altos respecto a la comparación internacional y parece conveniente indagar acerca de su posible efecto sobre la convergencia de precios. Para ello, se identifican dos períodos en función de la variación del IPC, uno de relativa *baja inflación* (2008-2010 y 2017) y otro de *alta inflación* (2011-2016) y se procede a realizar el estudio de la evolución de la dispersión de precios para cada uno de ellos.⁴

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones efectuadas para el análisis de robustez. El Cuadro 7 presenta los resultados de las estimaciones para las diferentes submuestras territoriales. En todos los casos el coeficiente de la variable *período* es estadísticamente significativo y negativo. Entonces, estos resultados reafirman la conclusión a la que se arribó a partir de la muestra para todo el país, es decir, que la dispersión de precios en el período 2008-2017 se ha reducido a lo largo de todo el país.

⁴Se distinguieron años de inflación baja y alta de acuerdo al promedio de la Variación del IPC acumulada en 12 meses.

Cuadro 7: Convergencia de precios en diferentes submuestras territoriales

Variable	Mvdeo	Interior	Mvdeo-Can	Mvdeo-Mald	Mvdeo-Salto	Can-Mald	Can-Salto	Mald-Salto
período (t)	-0,0233*** (0,0065)	-0,0242*** (0,0061)	-0,0229*** (0,0062)	-0,0263*** (0,0059)	-0,0246*** (0,0063)	-0,0223** (0,0068)	-0,0248*** (0,0068)	-0,0242** (0,0083)
período ² (t^2)	0,0001** (0,0001)	0,0001* (0,0001)	0,0001* (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0001* (0,0001)	0,0001* (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0001)
precio-promedio	0,0497*** (0,0107)	0,0340*** (0,0102)	0,0520*** (0,0102)	0,0345*** (0,0098)	0,0511*** (0,0104)	0,0387*** (0,0113)	0,0758*** (0,0113)	0,0741*** (0,0138)
constant e	1,8929*** (0,3874)	4,0053*** (0,3714)	1,8166*** (0,3692)	2,8780*** (0,3556)	2,0648*** (0,3751)	2,7987*** (0,4140)	1,4443*** (0,4064)	1,9995*** (0,5100)
Cambio en la dispersión de precios	-0,91 %	-1,29 %	-0,98 %	-0,70 %	-1,05 %	-0,93 %	-1,84 %	-2,19 %
R^2 intra-grupo	0,1079	0,0471	0,1201	0,0846	0,1089	0,0538	0,1331	0,0716
# Observaciones	452	452	452	452	452	452	452	452

Errores estándar entre paréntesis

* $p < 0, 10$; ** $p < 0, 05$; *** $p < 0, 01$

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

Pero además, los valores estimados del parámetro β_1 para las diversas submuestras territoriales son muy similares entre sí (en el entorno de -0,02). Es decir, que no solamente el proceso de reducción de la dispersión de precios registrado en Uruguay en el período 2008-2017 ha abarcado a regiones muy diferentes en cuanto al tamaño de la población y distancia respecto a centros productivos, sino que además se ha producido con similar intensidad, la cual de hecho es muy baja.

En línea con la estimación obtenida para la muestra para todo el país, la dispersión de precios a lo largo del período ha experimentado una reducción de pequeño tamaño en todas las submuestras territoriales, presentando Montevideo-Maldonado (-0,70 %) y Maldonado-Salto (-2,19 %) la menor y mayor reducción respectivamente.

Por su parte, el Cuadro 8 presenta los resultados de las regresiones estimadas para aquellos establecimientos que estaban al inicio de la muestra (enero de 2008) y para aquellos que ingresaron a la muestra posteriormente. Si bien en ambos casos la estimación del coeficiente β_1 es negativa, en línea con los demás resultados, dicho coeficiente es estadísticamente no significativo para la submuestra correspondiente a los establecimientos que están desde el inicio. En cuanto al valor estimado del coeficiente para aquellos establecimientos que ingresaron luego a la muestra, se puede decir que es de mayor magnitud que los registrados en las regresiones analizadas previamente, reflejando que en este último caso el proceso de reducción de la dispersión de precios se produjo con mayor rapidez.

Se aprecia que mientras para la submuestra con los establecimientos presentes desde el inicio la dispersión prácticamente no cambió a lo largo del período de estudio (-0,13 %), para los establecimientos que ingresaron luego se redujo 1,92 %.

Cuadro 8: **Convergencia de precios según período de ingreso del establecimiento a la muestra**

Variable	Están al inicio	Ingresaron luego
período (t)	-0,0026 (0,0047)	-0,0376*** (0,0076)
período ² (t^2)	0,0000 (0,0000)	0,0002** (0,0001)
precio-promedio	-0,0132 (0,0080)	0,0346** (0,0118)
constante	4,5161*** (0,2875)	4,8577*** (0,4419)
Cambio en la dispersión de precios	-0,13 %	-1,92 %
R^2 intra-grupo	0,0476	0,0745
# Observaciones	452	448

Errores estándar entre paréntesis

* $p < 0, 10$; ** $p < 0, 05$; *** $p < 0, 01$

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

Por último, el Cuadro 9 recoge los resultados de las estimaciones para períodos con diferentes niveles inflacionarios. En ambos el coeficiente de la variable *período* es estadísticamente significativo, pero los resultados se diferencian entre sí por el signo del coeficiente. Mientras que para el período de relativamente *alta inflación* el signo es negativo, por lo que al igual que en el resto de las estimaciones efectuadas refleja una caída de la dispersión de precios en el tiempo, para el período de *baja inflación* el signo es positivo. Es decir, que los resultados obtenidos para esta última submuestra implican que durante el período 2008-2010 y el año 2017 la dispersión de precios se incrementó.

El valor estimado de β_1 para la submuestra de *baja inflación* es similar en magnitud al registrado en la regresión a nivel de todo el país y para las submuestras territoriales; la diferencia respecto a estas es el signo. Es decir, que el efecto del paso del tiempo recogido por la variable *período* es similar en magnitud, pero de signo opuesto, indicando un incremento en la dispersión.

En tanto, en el período de *alta inflación* la caída de la dispersión de precios por el paso del tiempo es notoriamente mayor a la observada en las otras regresiones, puesto que el coeficiente estimado de la variable *período* es del orden de -0,07 frente a alrededor de -0,02 para las submuestras territoriales y -0,038 para la submuestra que contiene a los establecimientos que ingresaron luego.

Cuadro 9: **Convergencia de precios según períodos con diferentes niveles inflacionarios**

Variable	Inflación baja	Inflación alta
período (t)	0,0239* (0,0096)	-0,0697*** (0,0188)
período ² (t^2)	-0,0003*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)
precio-promedio	0,0749*** (0,0129)	0,0310* (0,0141)
constante	1,4320** (0,4802)	5,1086*** (0,7985)
Cambio en la dispersión de precios	0,43 %	-2,64 %
R^2 intra-grupo	0,2459	0,0778
# Observaciones	164	288

Errores estándar entre paréntesis

* $p < 0, 10$; ** $p < 0, 05$; *** $p < 0, 01$

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la DGC.

Al igual que para las demás submuestras en los sucesivos cuadros, en el Cuadro 9 se presenta el cambio en la dispersión de precios a lo largo del período analizado, que como veíamos líneas arriba no recoge solamente el valor estimado de la variable *período* sino también el de *período*². En concordancia con el análisis de los coeficientes estimados de la variable *período*, se aprecia un incremento de 0,43 % para la submuestra de *baja inflación* y un relativamente fuerte descenso de 2,64 % para la submuestra de *alta inflación*.

Vale decir que los resultados encontrados en el análisis de estas dos submuestras no resultan ser los esperados. Al introducir el análisis de robustez realizado, se presentó la noción de que a mayor inflación es esperable un incremento en la dispersión de precios, en cuanto resulta más difícil la coordinación para el ajuste de precios. Sin embargo, las estimaciones que surgen de las regresiones efectuadas indicarían lo contrario. Esta aparente contradicción entre teoría y realidad no es tal, puesto que es preciso subrayar que el criterio utilizado para clasificar a un año como de baja o alta inflación no deja de ser arbitrario, siendo en realidad de alta inflación todos los años del período a estudio.

A su vez, el valor estimado del coeficiente de la variable *precio – promedio* es positivo en ambas submuestras. Esto puede interpretarse en el sentido de que los cambios de precios que ocurren con el paso del tiempo en ambas submuestras implicarían incrementos

proporcionales en la dispersión de precios entre los establecimientos. En principio, no encontrar diferencias entre períodos de *alta y baja inflación* en el patrón de impacto que tienen los cambios de precios sobre la dispersión de precios parecería relevante, aunque el hecho de tratar con dos submuestras marginalmente diferentes en cuando al nivel inflacionario, reduce la importancia del resultado al igual que sucede con el análisis del efecto del paso del tiempo sobre la dispersión de precios.

4. Consideraciones finales

Este estudio no encuentra suficiente evidencia a favor del cumplimiento de la hipótesis de convergencia de precios a nivel de establecimiento en el Uruguay para 4 bienes durante el período comprendido entre enero de 2008 y mayo de 2017.

Si bien los resultados de las estimaciones evidencian que se ha producido una reducción en la dispersión de precios, esta ha sido de reducida magnitud, alcanzando 0,88 % para el total del país. A modo de contextualizar este valor, en Dvir y Strasser (2017), referencia de esta investigación, la disminución en la dispersión de precios alcanzó 18 %. Por lo tanto, la reducción estimada en Uruguay no parece suficiente como para concluir que los precios hayan convergido durante el período de estudio.

El análisis de robustez realizado permite concluir que el proceso de reducción en la dispersión no se ha limitado a ciertas zonas geográficas del país, que pudieran sesgar el resultado global de la estimación para el total del territorio nacional. El efecto del paso del tiempo sobre la reducción de la dispersión de precios ha sido similar a lo largo y ancho de todo el país. Atendiendo a las asimetrías que existen entre departamentos respecto a niveles poblacionales y de localización de centros productivos así como al grado de competencia entre los oferentes de los bienes, el hecho de que la reducción de la dispersión haya sido similar es un resultado muy relevante. Es cierto que esto es esperable hasta cierto punto, debido a que nuestro país es de pequeño tamaño y sin accidentes geográficos de relevancia, lo que reduce la importancia del costo de transporte como factor explicativo de las diferencias en el precio.

Se decidió investigar además si el hecho de que los establecimientos ingresaran a la muestra en diversos momentos afectaba a la dispersión de precios. Mientras que para aquellos establecimientos que están presentes desde enero de 2008 el efecto del paso del tiempo sobre la dispersión de precios resultó ser estadísticamente no significativo, el efecto para los que ingresaron luego no solo es estadísticamente significativo, sino que es negativo y de considerable magnitud en comparación con las estimaciones para el total del país y otras submuestras.

Asimismo, es de destacar la relativamente fuerte reducción en la dispersión de precios en los años clasificados como de alta inflación. En tanto, el aumento registrado en los años de relativa baja inflación parecería digno de preocupación, puesto que si se consideran deseables tanto que la economía transite con menores niveles de inflación como que los precios converjan, este resultado implicaría la incompatibilidad en el cumplimiento de ambos objetivos. Sin embargo, es preciso matizar los resultados obtenidos, ya que no deja de ser arbitrario el criterio utilizado para clasificar a un año como de baja o alta inflación.

De hecho, todos los años pertenecientes al período 2008-2017 son de alta inflación.

En definitiva, este trabajo no halla evidencia a favor del cumplimiento de la LSP en su versión absoluta en el largo plazo en Uruguay. Si bien el proceso de reducción de la dispersión de precios se ha observado a lo largo de todo el país, este ha sido de escasa magnitud, sugiriendo en todo caso que de existir un proceso de convergencia de precios, este sería sumamente débil.

Este resultado, si bien puede parecer desalentador a primera vista, era sumamente esperable, puesto que las posibles fuentes de diferenciales de precios no parecen haber registrado cambios significativos durante el período analizado. Al tratarse de un estudio al interior de un país los diferenciales de precios no pueden originarse en variaciones del tipo de cambio, ni en aranceles u otras barreras al comercio. Entonces, solamente se podría haber registrado una disminución significativa de la dispersión de precios de haberse producido una reducción importante en los costos de transporte y/o un incremento en el grado de competencia entre los establecimientos. Sin embargo, durante el período comprendido entre enero de 2008 y mayo de 2017 no se registraron cambios regulatorios que pudieran afectar significativamente a dichas fuentes de diferenciales de precios. Por lo tanto, era previsible que durante el intervalo de tiempo a estudio la reducción de la dispersión de precios fuera de escasa magnitud.

Referencias

- Borraz, F. y Zipitría, L. (2017). Law of one price, distance, and borders. *GLO Discussion Paper Series 87*.
- Broda, C. y Weinstein, D. E. (2008). Understanding international price differences using barcode data. *Working Paper No. 14017*.
- Crucini, M. J. y Shintani, M. (2002). Persistence in law-of-one-price deviations: Evidence from micro-data. *Working Paper No. 02-W22*.
- DuMond, J. M., Hirsch, B. T., y Macpherson, D. A. (1999). Wage differentials across labor markets and workers: Does cost of living matter? *Economic Inquiry, 37 (4): 577-598*.
- Dvir, E. y Strasser, G. (2017). Does marketing widen borders? cross-country price dispersion in the european car market. *Working Paper Series, No. 2059*.
- Elberg, A. (2014). Temporal aggregation and convergence to the law of one price: evidence from micro data. *Documento de Trabajo 53*.
- Engel, C. y Rogers, J. H. (1994). How wide is the border? *Working Paper No. 4829*.
- Goldberg, P. K. y Verboven, F. (2001). Market integration and convergence to the law of one price: evidence from the european car market. *Working Paper No. 8402*.
- Instituto Nacional de Estadística (2010). Índice de precios del consumo cambio de base – diciembre de 2010 – nota metodológica.

- Krugman, P. R., Obstfeld, M., y Melitz, M. J. (2012). *Economía internacional: teoría y política*. Pearson Educación, 9ª edición.
- Nakamura, Emi; Steinsson, J., Sun, P. K., y Villar, D. (2016). The elusive costs of inflation: Price dispersion during the u.s. great inflation. *Working Paper No. 22505*.
- Parsley, D. E. y Wei, S.-J. (1996). Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *Working Paper No. 5654*.
- Parsley, D. E. y Wei, S.-J. (2001). Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography. *Journal of International Economics*, 55: 87-105.
- Pesaran, M. H. (2007). A pair-wise approach for testing output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138: 312-355.
- Yazgan, M. E. y Yilmazkuday, H. (2010). Price-level convergence: New evidence from u.s. cities. *Economic Letters*, 110: 76-78.