



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
Departamento de Economía

Tesis de Maestría en Economía Internacional

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

Autor: Andrés Bonino Gayoso

Tutor: Leandro Zipitría (Universidad de la República)

Montevideo, Uruguay

Noviembre de 2018

Agradecimientos

Este trabajo de tesis no hubiera sido posible sin la ayuda de diversas personas.

En particular, quiero agradecer a mi tutor, Leandro Zipitría, quien prestando mucha atención y dedicación me estimuló en todo momento hacia el avance y mejora de este trabajo. Ha sido un proceso largo pero sumamente valioso.

También quiero agradecer a mis padres por el apoyo brindado y en especial a mi hermano Nicolás por haber comentado sucesivas versiones de esta tesis.

Índice general

Lista de tablas	iii
1. Introducción	1
2. Revisión de Literatura	4
2.1. Metodologías	5
3. Modelo empírico	7
3.1. Datos	8
3.1.1. Descripción de la base	8
3.1.2. Bienes	10
3.2. Resultados	11
3.2.1. Análisis de robustez	12
4. Consideraciones finales	16
Bibliografía	18

Índice de cuadros

3.1. Supermercados por Departamento	8
3.2. Ciudades y población cubierta en la muestra	9
3.3. Supermercados por cadena	10
3.4. Dispersión de precios por bien	10
3.5. Convergencia de precios en Uruguay	11
3.6. Convergencia de precios en diferentes submuestras territoriales	13
3.7. Convergencia de precios según período de ingreso del establecimiento a la muestra	14
3.8. Convergencia de precios según períodos con diferentes niveles inflacionarios	15

Capítulo 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 y otros, 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 y otros, 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.¹ Sin embargo, mientras que la LSP exige el cumplimiento de la igualdad de precios para todos los bienes idénticos, la PPA considera 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 IPC).²

¹Existen 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 y otros, 2012).

²Índice de Precios del Consumo.

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 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.

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.

Capítulo 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 y otros (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 último, 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.

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 desarrollan una metodología basada en el análisis de cointegración 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.

Capítulo 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:

$$\Xi_t^i = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \times t + \beta_2 \times t^2 + \Lambda \times p_t^i + \epsilon_t^i \quad (3.1)$$

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 .

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 3.1, 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 3.1: 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 3.2 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 3.2 presenta la población acumulada por las ciudades pertenecientes a cada departamento, en el que se percibe la importancia relativa de Montevideo y Canelones.

Cuadro 3.2: 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 supermercadismo 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 3.3. Asimismo, en el mismo se indica el número de establecimientos que no pertenecen a ninguna cadena.

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.

Cuadro 3.3: 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.

3.1.2. Bienes

Para el análisis de la convergencia de precios se seleccionaron 4 bienes de los 154 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.

Cuadro 3.4: 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

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

En el Cuadro 3.4 se presentan medidas descriptivas para cada uno de los bienes. Se observa que el Aceite de girasol Óptimo es el que tiene una dispersión máxima de mayor magnitud. 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.

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:

$$\text{dispersión} - \text{precios}_t^i = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \times t + \beta_2 \times t^2 + \Lambda \times \text{precio} - \text{promedio}_t^i + \epsilon_t^i \quad (3.2)$$

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 3.5: **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 3.5, todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%. Además, el valor estimado del parámetro de interés a nuestros efectos (β_1) es negativo (-0,0230), 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 un 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). Este efecto se recoge en el Cuadro 3.5 como “Cambio en la dispersión de precios” y significa que el desvío estándar se redujo en el período enero de 2008-mayo de 2017 un 0,88 %.

En definitiva, a partir de los resultados hallados 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.

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 una serie de 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 luego.

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 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.¹

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones efectuadas para el análisis de robustez.

El Cuadro 3.6 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.

¹Se distinguieron años de inflación baja y alta de acuerdo al promedio de la Variación del IPC acumulada en 12 meses.

Cuadro 3.6: 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)
constante	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

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

Fuente: Elaboración propia en base a 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, que 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 3.7 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 que para la submuestra con los establecimientos que estaban al inicio la dispersión prácticamente no cambió a lo largo del período de estudio (-0,13 %), para los establecimientos que ingresaron luego se redujo un 1,92 %.

Cuadro 3.7: **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

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

Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la DGC.

Por último, el Cuadro 3.8 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 muestra 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.

Cuadro 3.8: **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)
Cambios en la dispersión de precios	0,43 %	-2,64 %
R^2 intra-grupo	0,2459	0,0778
# Observaciones	164	288

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

Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la DGC.

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 muestra que contiene a los establecimientos que ingresaron luego.

Al igual que para las demás submuestras en los sucesivos cuadros, en el Cuadro 3.8 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*.

Capítulo 4

Consideraciones finales

Este estudio no presenta suficiente evidencia a favor del cumplimiento de la hipótesis de convergencia de precios a nivel de establecimiento en el Uruguay para los 4 bienes considerados 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 tan reducida magnitud (0,88% para el total del país), que no parece suficiente como para concluir que los precios hayan convergido.

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 afectar el resultado global de la estimación para el total del territorio nacional. Es más, el efecto del paso del tiempo sobre la reducción de la dispersión de precios ha sido similar a lo largo del país. Atendiendo a las asimetrías que existen entre departamentos respecto a niveles poblacionales y de localización de centros productivos así como a posible grado de competencia en cuanto a los oferentes de los bienes, el hecho de que la reducción de la dispersión haya sido similar es un resultado 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 en el precio.

Se decidió investigar 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 sobre los que ingresaron luego no solo es estadísticamente significativo, sino que es negativo y de considerable magnitud si se lo compara con las estimaciones para el total del país y otras submuestras.

Además, 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. 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 presenta 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 es sumamente débil.

Bibliografía

- BRODA, CHRISTIAN y WEINSTEIN, DAVID E.: «Understanding international price differences using barcode data». *Working paper no. 14017*, National Bureau of Economic Research, 2008.
- CRUCINI, MARIO J. y SHINTANI, MOTOTSUGU: «Persistence in Law-of-One-Price Deviations: Evidence from Micro-data». *Working paper no. 02-w22*, Vanderbilt University, 2002.
- DUMOND, J. MICHAEL; HIRSCH, BARRY T. y MACPHERSON, DAVID A.: «Wage differentials across labor markets and workers: Does cost of living matter?» *Economic Inquiry*, 1999, pp. 577–598.
- DVIR, EVAL y STRASSER, GEORG: «Does marketing widen borders? Cross-country price dispersion in the European car market». *Working paper series, no. 2059*, European Central Bank, 2017.
- ELBERG, ANDRÉS: «Temporal aggregation and convergence to the law of one price: evidence from micro data». *Working paper 53*, Facultad de Economía y Empresa de la Universidad Diego Portales, 2014.
- ENGEL, CHARLES y ROGERS, JOHN H.: «How wide is the border?» *Working paper no. 4829*, National Bureau of Economic Research, 1994.
- GOLDBERG, PINELOPI K. y VERBOVEN, FRANK: «Market integration and convergence to the law of one price: evidence from the European car market». *Working paper no. 8402*, National Bureau of Economic Research, 2001.
- KRUGMAN, PAUL R.; OBSTFELD, MAURICE y MELITZ, MARC J.: *Economía internacional: teoría y política*. Pearson Educación, 9ª edición, 2012.
- PARSLEY, DAVID C. y WEI, SHANG-JIN: «Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations». *Working paper no. 5654*, National Bureau of Economic Research, 1996.
- : «Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography». *Journal of International Economics*, 2001, pp. 87–105.
- YAZGAN, M. EGE y YILMAZKUDAY, HAKAN: «Price-level convergence: New evidence from U.S. cities». *Economic letters*, 2010, pp. 76–78.