

Inflexibilidad de los precios de los alimentos. Evidencia empírica de la hipótesis marshalliana en la Argentina

Santiago Chelala

Departamento de Economía y Departamento de Humanidades , Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad de Buenos Aires.

* Autor para correspondencia: schelala@gmail.com.

Abstract

Chelala, S. 2013. Food price inflexibility. Empirical evidence of Marshall's hypothesis in Argentina. The research test Alfred Marshall's hypothesis that predicts less volatility in consumer prices in comparison to wholesale prices for Argentinean primary sector, using non parametric statistic. We also present recent developments in the primary sector that can explain rigidity and sustain consumer price's inflexibility in the long run.

Keywords: prices, rigidities, food

INTRODUCCION

El presente trabajo pretende comprobar la hipótesis de inflexibilidad de los precios enunciada por Alfred Marshall para el sector primario argentino. El economista inglés nota que los precios minoristas tienen una mayor resistencia que los precios mayoristas. Y brinda diversos argumentos para sostener su planteo.

En primer lugar, Marshall justifica su hipótesis por el costo de búsqueda informativa que tienen los consumidores minoristas, que "tienen mejores cosas que hacer", en lugar de verificar todo el tiempo si están pagando el mejor precio. En segundo lugar, Marshall explica que los empresarios suelen agruparse (cámaras, gremios, etc.) y que estas agrupaciones generan códigos de conductas de forma tal que el comerciante individual no modifica sus precios en forma asilada sin el consenso de sus pares. Además, dice Marshall, los consumidores no son

buenos jueces de la calidad de los productos que compran, por lo cual muchas veces el comerciante prefiere ajustar la calidad (hacia arriba o hacia abajo) en lugar de modificar los precios. Por estas razones, puede esperarse que los precios minoristas tengan una menor volatilidad que los mayoristas. En nuestro análisis seguiremos en una parte significativa el desarrollo de Schein (1996), que verifica la hipótesis marshalliana para una canasta de bienes en Estados Unidos. Se trata de una aplicación específica de la teoría marshalliana, también abordada por los llamados neoshumpeterianos, que destacan la volatilidad de precios como un elemento clave en el estudio de los ciclos económicos y en los procesos de destrucción creativa.¹

¹ Sobre el tema puede verse Pyka et al (2009) o Erten y Ocampo (2012)

Antes de iniciar la labor, es necesario resaltar que este estudio es complementario y no sustitutivo del análisis de los márgenes de comercialización (diferencia entre precios minoristas y mayoristas) y los márgenes totales (diferencia entre precios del consumidor y del productor). No se busca aquí analizar la rentabilidad o la apropiación del excedente, sino simplemente verificar empíricamente si los precios minoristas son, efectivamente, más inflexibles que los precios mayoristas.

El presente estudio se realizó para los precios de alimentos, pero puede extenderse, en líneas futuras de investigación, a distintos sectores de la economía. También se adoptó el período 1993-2004 porque después de esa fecha se dejaron de publicar en la Argentina los datos de precios mayoristas de cada bien, y comenzó una polémica controversia sobre la veracidad de los índices de precios de precios. En las conclusiones explicaremos, a partir de las recientes transformaciones del sistema agropecuario argentino, las diversas razones que pudieron dar origen a los resultados obtenidos.

Marco conceptual

La inflexibilidad de los precios tiene un papel protagónico en el estudio de la estructura económica, y sobre todo, en el estudio de la dinámica de estas estructuras. En particular, la inflexibilidad descendente de los precios es un fenómeno muchas veces postergado por los economistas del *mainstream* (principalmente neoclásicos) a pesar de su relevancia para explicar la desocupación voluntaria y la inflación.

Argumentos macroeconómicos de la inflexibilidad de precios se registran desde la época de Tomás Moro, quien otorgaba al oligopolio de los productores de ganado (nobles) el poder de mercado suficiente para evitar el descenso en el precio de los alimentos.² Un argumento macroeconómico es brindado por Julio H. G. Olivera (1986), cuya explicación puede combinarse con cualquiera de las

interpretaciones microeconómicas que la precedieron. Olivera (1986) sostiene que:

Especialmente en lo que atañe a la inflación estructural, la inflexibilidad descendente de los precios constituye un factor etiológico primario. Si los precios en dinero son inflexibles a la baja, toda variación de los precios reales se traduce por un alza del nivel general de los precios. No se necesita que los precios monetarios sean absolutamente rígidos en sentido descendente: basta que sean menos flexibles que en la dirección opuesta.

En el área microeconómica, Marshall brinda gran importancia a la inflexibilidad de precios y da al menos tres motivos por los cuales el fenómeno es parte integral de la dinámica económica. Marshall presenta como causantes de inflexibilidad al costo de búsqueda de información de los compradores, al agrupamiento y el poder de mercado que obtienen los comerciantes, y a la incapacidad de los consumidores para juzgar la calidad del bien. Un análisis de estos motivos y la descripción que de ellos hace Marshall trasciende los límites de este trabajo. Sostendremos en esta oportunidad que Marshall observa el fenómeno a partir de la menor volatilidad observada en los precios minoristas, respecto a los precios mayoristas. Marshall (1925), sostiene:³

For instance the customer seldom knows when the wholesale price of a thing has fallen, and will probably expect to be supplied at his old price; so the retailer, unless for some special reason, is slow to follow a fall in wholesale prices. There may indeed be a special reason to the contrary.

Marshall no solo habla de inflexibilidad descendente. Si bien dice que es más difícil que los precios bajen siguiendo los costos, hay motivos para que los comerciantes minoristas prefieran el ajuste por calidad. Es decir, que si

³ El artículo en cuestión, titulado *Retail Prices*, fue publicado después de la muerte de Marshall, libro editado por A. C. Pigou, y la fecha exacta de su realización es desconocida.

² Sobre el tema, véase Chelala (2011).

suben los costos, en lugar de aumentar los precios, se reducirá la calidad del bien. Esto ocurre en el caso de que los comerciantes teman perder clientes si elevan los precios. De esta forma, hay motivos para que también haya una inflexibilidad de precios ascendente. Aunque Marshall deja en claro que siempre la rigidez será mayor en una dinámica descendente. Olivera explica que esta asimetría es suficiente para que se produzcan los fenómenos vinculados a la inflexibilidad.⁴

No obstante, el argumento de Olivera abarca la inflexibilidad pero no la volatilidad de los precios. Análisis más modernos utilizan el modelo de Stolper, que relaciona la variación de precios con el bienestar de los consumidores. Se trata de un abordaje que incluye microfundamentos, como puede verse en el trabajo de Broda y Romalis (2009). Vemos entonces que existe un amplio marco conceptual para abordar la problemática que nos proponemos, que va desde modelos que ponen énfasis en los procesos macroeconómicos hasta aquellos que enfatizan el comportamiento micro de los agentes o que refieren exclusivamente al estudio de la aplicación de estos conceptos a cuestiones empíricas.

Nuestro trabajo se enmarca en esta última área y pretende, en primer lugar, comprobar la hipótesis de Marshall sobre la volatilidad de los precios, es decir comprobar que los precios minoristas son más inflexibles que los precios mayoristas.

La metodología que utilizaremos es la propuesta por Schein (1996), quien incorpora la realización de pruebas estadísticas no paramétricas para comprobar igualdad o desigualdad en la distribución de las varianzas de los índices de

precios. En el próximo apartado explicaremos la metodología con mayor detalle.

MATERIALES Y MÉTODO.

Técnica general:

Enfatizamos aquí que nuestro objetivo central es el de probar la hipótesis marshalliana sobre los precios, es decir si los precios minoristas son más inflexibles que los mayoristas. Tomaremos una serie de alimentos y veremos la evolución de los precios minoristas y mayoristas, para contrastar su dinámica. La metodología que usaremos se fundamenta en la técnica de la estadística no paramétrica.

El análisis no paramétrico se basa en necesidades realistas. En particular, en el desconocimiento acerca de la forma de la distribución poblacional. Los resultados de un análisis no paramétrico cuentan con la ventaja de que su validez se mantiene más allá de la distribución de la población. Con precisión, una técnica puede llamarse no paramétrica si los datos son medidos o analizados utilizando una escala nominal u ordinal de medida, si la inferencia no requiere del conocimiento de un parámetro de la población, y si la distribución del estadístico del test no requiere de ciertos supuestos sobre la población.⁵ Este tipo de análisis tiene claras ventajas, en particular en aquellos estudios en los que asumir una distribución poblacional resulta inadecuado. Tal es, evidentemente, el caso de los precios.

En la estadística paramétrica los supuestos son más fuertes, por ejemplo, un supuesto de normalidad implica continuidad, simetría y una función con buen comportamiento (con dominio matemático infinito). El método no paramétrico cuenta con la ventaja de que no se requiere una específica distribución poblacional, sin embargo, mantiene el inconveniente del supuesto de continuidad. Este supuesto resulta inadecuado a la hora de analizar saltos bruscos o cambios estructurales, debido a lo cual los resultados aquí expuestos deben tomarse solo como una

⁴ Un trabajo empírico sobre inflexibilidad de precios para la Argentina es el de Helman et al. (1984). Allí se discuten los antecedentes en la materia pero se no se estudia la relación entre precios minoristas y mayoristas.

⁵ Sobre el tema, véase Gibbons (1976).

aproximación de continuidad de lo que sería un análisis más complejo, que debería incluir el uso matemático de funciones generalizadas.⁶

Para el estudio hemos seleccionado 28 productos alimentarios. La selección se basó en la información disponible sobre variaciones de precios minoristas y mayoristas mensuales a partir de enero 1993 y hasta marzo de 2004 de los mismos bienes. El estudio puede ampliarse a una mayor cantidad de alimentos, e incluso a otros sectores de la economía, si se tienen datos estadísticos confiables. A partir de 2005 las metodologías de índices de precios cambiaron, por lo que la comparación hacia atrás es más difícil. A esto se suma la polémica sobre la credibilidad de las estadísticas de precios minoristas y a la falta de información sobre el desagregado de precios por producto en el mercado mayorista.

Prueba para igualdad de varianzas agrupadas.

Como mencionamos, la primera prueba de estadística no paramétrica que realizamos es la prueba de Wilcoxon (Wilcoxon Signed-Rank Test) para dos variables relacionadas. Mediante esta prueba ordenamos las varianzas de los precios minoristas y mayoristas en dos nuevas series, y vemos si estas series tienen o no la misma distribución, es decir si los precios al por menor y al por mayor se mueven en direcciones similares. Esta es una prueba global, es decir que da cuenta del fenómeno dinámico para el conjunto de los bienes seleccionados.

Prueba para igualdad de varianzas de cada bien.

La segunda prueba es de homogeneidad de varianzas. Esta prueba nos dirá si las diferencias entre las varianzas de cada bien para las series de precios minoristas y mayoristas es significativa, de modo de asegurar que ambos índices de precios tienen distintas varianzas. Se hará la prueba para cada uno de los 28 bienes seleccionados.

Hay varios métodos no paramétricos para probar la homogeneidad de varianzas. Incluso el estadístico de Levene, que es el que usaremos en este trabajo, tiene diferentes conformaciones, ya sea a partir de su media o mediana, como muestran Brown y Forsythe (1974). La elección del estadístico de Levene se debe a que no requiere del supuesto de normalidad para la población. Para realizar las pruebas no paramétricas vinculadas a la investigación se utilizó el programa estadístico SPSS.

RESULTADOS.

Resultados de Prueba de Wilcoxon.

A través de la prueba de Wilcoxon (Wilcoxon Signed-Rank Test) para dos variables relacionadas buscamos observar si las varianzas de los precios minoristas y mayoristas tienen la misma distribución. En la Tabla 1 presentamos los 28 bienes seleccionados. Junto a ellos, la varianza de los índices de precios minoristas, según el Índice de Precios al Consumidor (IPC), y mayoristas, según el Índice de Precios Internos al por Mayor (IPIM).⁷ Las varianzas fueron calculadas en las series para los períodos 1993-2001, 2001-2004 y 1993-2004.

A simple vista puede verse que las varianzas de los precios mayoristas son superiores a las varianzas de los precios minoristas. Pero empleamos las técnicas estadísticas para poder sacar conclusiones más exactas, ya que el fenómeno no se verifica en todos los casos. Por ejemplo, para el período 1993-2001, la varianza del índice de precios del café es mayor en el mercado minorista (10,5) que en el mayorista (6,4).

Con la prueba de Wilcoxon veremos para cada período si hay relación entre ambas varianzas, es decir si las nuevas series creadas con las varianzas de los índices de precios tienen igual distribución. El mecanismo del test, que se repite

⁶ Hemos realizado test de Chow para cambios estructurales de las variables sin que se modifiquen las principales conclusiones del trabajo.

⁷ En todos los casos utilizamos la evolución del IPC y el IPIM provista por el Indec y la Secretaría de Agricultura. Trabajamos en ambos índices con igual base, 1993=100, para evitar desviaciones estadísticas.

en los 3 períodos estudiados, es el siguiente. Primero se calculan las diferencias entre ambas variables, en este caso, la diferencia entre la varianza del IPC para un período y la varianza del IPIM para el mismo período y el mismo bien. Luego se reordenan las series según la diferencia en valor absoluto de ambas varianzas y se arma un ranking de diferencias.⁸ Este ranking es de 1 a 28 (ya que hay 28 bienes), dando la posición 28 al bien con máxima diferencia absoluta entre ambas varianzas. La sumatoria de las posiciones de los rankings (por un lado se suman los rankings en dónde la varianza de precios minoristas es mayor y por el otro los rankings dónde es mayor la varianza de precios mayoristas) genera el estadístico Z que contrastamos con un valor teórico según un nivel de significación de 5% (0,05).

Como adelantamos, la prueba, que requiere de cálculos engorrosos, se realizó con el programa SPSS. Los resultados obtenidos para los tres períodos se encuentran en la Tabla 2. La hipótesis nula del test es que las distribuciones son iguales, mientras que la hipótesis alternativa afirma que la distribución de las varianzas de los precios minoristas y mayoristas (tomadas para el conjunto de los bienes) son distintas. La Tabla 2 muestra que son mayoría los casos en que las varianzas de los precios mayoristas son mayores a las varianzas de los precios minoristas. Esto ocurre en 23 de los 28 bienes para el período 1993-2001, en 21 para 2001-2004 y en 20 para 1993-2004. Las diferencias entre estas varianzas son más significativas en los períodos 2001-2004 y 1993-2004, ya que la suma de los rankings de las diferencias positivas son mayores.

Tabla 1. Varianzas de los índices de precio por período

Producto	De 1993 a 2001		De 2001 a 2004		De 1993 a 2004	
	IPC	IPIM	IPC	IPIM	IPC	IPIM
1 Aceite puro	0,9	25,5	47,5	105,0	15,8	47,0
2 Aderezos	0,7	3,5	23,1	19,5	7,9	7,1
3 Arroz	1,4	3,3	21,8	42,2	8,5	16,1
4 Azúcar	4,8	14,4	19,7	32,6	10,3	20,7
5 Bebidas alcohólicas	1,5	11,9	4,3	27,4	2,7	18,3
6 Café	10,5	6,4	17,4	33,7	12,8	14,9
7 Carne vacuna fresca (cortes traseros)	2,0	7,6	26,7	51,3	9,5	21,6
8 Cerveza	0,8	1,2	13,6	65,3	4,9	20,9
9 Conservas y preparados de pescado	0,8	0,9	36,5	21,3	12,1	7,8
10 Dulces	0,6	0,4	19,7	38,0	6,6	12,0
11 Embutidos conservas y prep. de carne	0,3	2,9	6,7	9,5	2,4	5,3
12 Fiambres	1,0	7,9	11,6	21,6	4,5	13,1
13 Fideos secos	0,8	1,8	10,1	25,0	3,7	8,6
14 Frutas	19,5	5,6	29,4	37,6	23,6	15,2
15 Galletitas dulces	0,7	1,2	18,6	38,9	6,1	12,5
16 Jugos y refrescos	0,6	1,5	12,0	5,4	4,1	2,5
17 Leche en polvo	0,8	6,0	11,6	20,3	4,8	11,2
18 Manteca y crema	6,5	3,7	12,5	17,1	8,6	7,9
19 Pan envasado	0,9	1,4	20,0	12,1	7,0	4,7
20 Pastas frescas	0,4	1,2	7,7	5,1	2,7	2,4
21 Polvos para postres	0,8	3,4	24,9	29,0	8,2	11,7
22 Quesos blandos y untables	11,3	15,5	21,3	16,4	14,6	17,4
23 Quesos duros	1,6	7,1	10,5	20,6	4,6	10,7
24 Quesos semiduros	4,4	16,2	17,1	14,6	8,5	16,9
25 Soda y agua mineral	0,6	1,7	5,2	18,2	1,9	6,6
26 Te	1,0	0,5	16,9	17,7	5,9	5,8
27 Vino	2,3	3,6	5,3	24,6	3,5	10,0
28 Yerba mate	0,4	0,5	3,0	11,2	1,3	4,0

Fuente: Elaboración propia en base al Indec y la Secretaría de Agricultura

⁸ Hemos realizado los rankings tanto con la diferencia de las variables originales (recordemos que se trata en todos los casos de índices de precios), como de los logaritmos de dichas variables de modo de homogeneizar las distintas series de tiempo. En todos los casos se mantuvieron las conclusiones aquí descriptas.

Tabla 2 Resultados de la prueba de Wilcoxon para igualdad de varianzas agrupadas

Período	Resultado de Var. IPIM – Var. IPC	Suma de rankings ⁹
De 1993 a 2001	Diferencias negativas	5
	Diferencias positivas	23
	Igualdad	0
	Total	28
		70,5
De 2001 a 2004	Diferencias negativas	7
	Diferencias positivas	21
	Igualdad	0
	Total	28
		56
De 1993 a 2004	Diferencias negativas	8
	Diferencias positivas	20
	Igualdad	0
	Total	28
		350,5

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 3 nos muestra el resultado de las pruebas de Wilcoxon, según la cual podemos comprobar con mayor exactitud la relación entre las varianzas de ambos índices de precios. Vemos que para los tres períodos en estudio, con un nivel de significación de 1%, es posible rechazar la hipótesis nula planteada, es decir que rechazamos que las varianzas de los precios minoristas y mayoristas tengan la misma distribución.

El rechazo puede hacerse con mayor seguridad en los períodos 2001-2004 y 1993-2004, en los cuales se necesitaría un nivel de significación de 0,1% para no rechazar la hipótesis nula,

⁹ La suma de rankings máxima es siempre $\frac{N(N+1)}{2}$, en este caso tenemos $\frac{28(28+1)}{2} = 406$. Es por esto que las diferencias positivas y negativas de los rankings suman 406.

mientras que en el período 1993-2001 se necesitaría un nivel de significación de 0,3% ¹⁰.

Tabla 3. Estadísticos y niveles de significación

Estadístico ¹¹	De 1993 a 2001	De 2001 a 2004	De 1993 a 2004
Z	-3,02	-3,35	-3,36
Significación (dos colas)	0,003	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia

De esta manera, concluimos de las pruebas que las varianzas de los índices de precios minoristas y mayoristas son estadísticamente distintas una de la otra. Es decir que sus distribuciones no son iguales. Esto se ve con mayor énfasis en los períodos 2001-2004 y 1993-2004, debido a la mayor disparidad de variaciones entre el IPC y el IPIM que hubo luego del quiebre de la convertibilidad. Pero también en convertibilidad las variaciones de ambos precios fueron distintas, lo suficiente para rechazar con un nivel de significación de 1% que las varianzas tienen igual distribución.

Hemos podido verificar así empíricamente la validez de la hipótesis de Marshall para el conjunto de los bienes seleccionados. A continuación veremos si las diferencias entre las varianzas de cada bien resultan significativas para rechazar la hipótesis de que los precios minoristas y mayoristas tienen igual varianza.

¹⁰ Esto equivale a decir que en el período 1993-2001 no puedo rechazar la hipótesis nula si busco más de 99,7% de certeza, mientras que en los otros dos períodos no puedo hacerlo si pretendo un 99,9%. El término certeza se usa en su connotación estadística, y no como sinónimo de verificación última del fenómeno. El resultado es lógico teniendo en cuenta la menor volatilidad de precios durante la vigencia de la convertibilidad.

¹¹ Para normalizar el estadístico de Wilcoxon es necesario restarle su media y dividirlo por el desvío standard. Para más detalle ver Mendenhall et al. (1981).

Resultados de pruebas de homogeneidad de varianzas.

En el presente apartado presentamos las pruebas de homogeneidad de varianzas para cada bien. Es decir que veremos, no si las diferencias entre las varianzas de los índices mayoristas y minoristas difieren en conjunto, sino que analizaremos la dinámica de cada uno de los 28 bienes seleccionados.

Para esto, utilizaremos la prueba de Levene, que repetiremos para los 28 bienes. La hipótesis nula asegura que las varianzas de los precios minoristas y mayoristas son iguales, mientras que la hipótesis alternativa sostiene que las varianzas son distintas¹².

Es necesario armar 28 series distintas con los índices de precios minoristas y mayoristas, una para cada bien. En todas k es igual a 2 (los subgrupos son los índices mayoristas y minoristas) y N varía según cada período, teniendo siempre la misma amplitud de muestra para los dos subgrupos. Los resultados de la prueba y el nivel de significación necesaria para no rechazar la hipótesis nula se muestran en la Tabla 4 para cada período¹³.

Tomamos como base un nivel de significación de 0,05, es decir 5%. Esto significa que podemos rechazar la hipótesis nula (que las varianzas de precios minoristas y mayoristas son iguales). Para todos los casos en los cuales se requiera un nivel de significación mayor a 0,05.

Tabla 4. Pruebas de homogeneidad de varianzas para cada bien. Estadístico de Levene y nivel de significación necesario para rechazar la hipótesis nula

Producto	De 1993 a 2001		De 2001 a 2004		De 1993 a 2004	
	Est.	Sig.	Est.	Sig.	Est.	Sig.
1 Aceite puro	6,32	0,01	62,98	0,00	3,10	0,08
2 Aderezos	6,39	0,01	26,87	0,00	10,52	0,00
3 Arroz	20,77	0,00	4,76	0,03	0,08	0,78
4 Azúcar	27,94	0,00	0,11	0,74	8,04	0,00
5 Bebidas alcohólicas	70,76	0,00	76,50	0,00	46,19	0,00
6 Café	0,19	0,66	56,24	0,00	0,01	0,94
7 Carne vacuna fresca (cortes traseros)	8,53	0,00	51,84	0,00	4,36	0,04
8 Cerveza	43,09	0,00	87,75	0,00	36,65	0,00
9 Conservas y preparados de pescado	3,32	0,07	60,49	0,00	1,09	0,30
10 Dulces	17,95	0,00	0,07	0,78	26,61	0,00
11 Embutidos conservas y prep. de carne	39,65	0,00	29,22	0,00	23,96	0,00
12 Fiambres	0,69	0,41	0,08	0,78	3,00	0,08
13 Fideos secos	0,54	0,47	1,25	0,26	0,34	0,56
14 Frutas	22,20	0,00	3,02	0,08	35,50	0,00
15 Galletitas dulces	241,09	0,00	23,97	0,00	102,02	0,00
16 Jugos y refrescos	73,49	0,00	5,43	0,02	60,13	0,00
17 Leche en polvo	12,77	0,00	109,80	0,00	11,43	0,00
18 Manteca y crema	12,80	0,00	26,02	0,00	4,16	0,04
19 Pan envasado	118,86	0,00	9,58	0,00	50,13	0,00
20 Pastas frescas	0,01	0,94	156,66	0,00	0,72	0,40
21 Polvos para postres	1,08	0,30	24,44	0,00	1,10	0,30
22 Quesos blandos y untables	0,10	0,76	0,01	0,93	0,40	0,53
23 Quesos duros	0,87	0,35	0,02	0,90	0,22	0,64
24 Quesos semiduros	1,01	0,32	39,94	0,00	2,50	0,12
25 Soda y agua mineral	286,30	0,00	37,78	0,00	71,38	0,00
26 Te	10,66	0,00	0,04	0,85	4,60	0,03
27 Vino	2,70	0,10	0,01	0,94	2,29	0,13
28 Yerba mate	28,77	0,00	11,10	0,00	19,58	0,00

Fuente: Elaboración propia

¹² El estadístico de Levene, en su versión original, sigue una distribución F con $k-1$ y $N-k$ grados de libertad, donde k es el número de subgrupos y N el número de muestras de cada subgrupo. Para más detalle sobre la construcción del estadístico de Levene véase Brown y Forsythe (1974) o Levene (1960).

¹³ Las pruebas fueron realizadas con el programa SPSS.

A modo de ejemplo, vemos que en el primer bien, aceite puro, rechazamos la hipótesis para el período 1993-2001 y para el período 2001-2004, ya que en ambos períodos la significación es de 0,01, sin embargo, no podemos rechazarla para el período 1993-2001 ya que la significación necesaria en este casos para el rechazo sería de 0,08 (8%)¹⁴.

Cuando el estadístico de Levene (columna Est. de la Tabla 4) es grande, menor es el nivel de significación necesario para rechazar la hipótesis nula. Cuando el nivel de significación es menor a 0,05, se rechaza la hipótesis de que las varianzas de los índices de precios minoristas y mayoristas son iguales.

En el período 1993-2001, en 18 de los 28 bienes estudiados podemos rechazar la hipótesis nula con 0,05 de significación. Es decir que para más de 64% de los casos puede decirse que la varianza de los precios minoristas es distinta a la varianza de los precios mayoristas. Este porcentaje se eleva a casi 68% para el período 2001-2004. Esto significa que las diferencias entre las varianzas se profundizaron con la salida de la convertibilidad. No obstante, de tomar la serie completa, solo puede rechazarse la hipótesis nula en el 57% de los casos. Es decir que en doce de los 28 casos no puedo decir que las varianzas de precios minoristas y mayoristas son distintas. La Tabla 5 muestra un resumen de estos resultados.

A manera de observación, vemos que 11 bienes muestran distintas varianzas en los 3 períodos. Mientras que para 5 bienes no puede rechazarse que tengan varianzas iguales también en los 3 períodos. Estos últimos bienes, que a priori mostrarían una mayor relación (y más estable) entre la variación de sus precios minoristas y mayoristas son fiambres, fideos secos, quesos blandos y untables, quesos duros y vino.

Tabla 5. Resumen de resultados. Prueba de homogeneidad de varianzas

	De 1993 a 2001	De 2001 a 2004	De 1993 a 2004
Cantidad de casos donde rechazo la hipótesis nula	18	19	16
Cantidad de casos donde no rechazo la hipótesis nula	10	9	12
Porcentaje de rechazos	64,3%	67,9%	57,1%

Fuente: Elaboración propia

Asimismo, los 11 productos en los cuales podemos rechazar la hipótesis de igualdad de las varianzas en los 3 períodos son azúcar, bebidas alcohólicas, café, carne vacuna fresca (cortes traseros), cerveza, conservas y preparados de pescado, dulces, embutidos conservas y preparados de carne, frutas, galletitas dulces, jugos y refrescos, leche en polvo, manteca y crema, pan envasado, soda y agua mineral, te y yerba mate. El resto muestra un comportamiento dispar en los períodos analizados.

DISCUSIÓN.

Hacia una explicación de la inflexibilidad de los precios.

El objetivo del trabajo fue contrastar la hipótesis marshalliana de inflexibilidad de precios minoristas en el sector alimentario argentino. Hemos visto, en la primera prueba de Wilcoxon sobre igualdad de distribución, que la varianza de los precios minoristas y mayoristas son estadísticamente diferentes una de otra. Comprobamos también que esta conclusión se mantiene para los 3 períodos estudiados, incluso en los años de convertibilidad, con una leve diferencia frente a los otros períodos poco relevante. Además, en los 3 períodos al menos 20 de los 28 bienes escogidos muestran tener una mayor varianza en el IPIM que en el IPC (Tabla 2).

¹⁴ Esto equivale a decir que puedo rechazar la hipótesis nula también para la serie larga, pero solo con 92% de certeza.

En lo que respecta a los casos particulares, comprobamos con la prueba de Levene que en más de la mitad de los bienes seleccionados puede decirse que la varianza mayorista es estadísticamente distinta de la varianza minorista. Para el período 2001-2004, esta conclusión se extiende a las dos terceras partes de los alimentos. Queda entonces de manifiesto que existe evidencia empírica para corroborar la hipótesis marshalliana para el sector alimentario argentino.

El paso siguiente sería preguntarse por qué razones se origina la inflexibilidad de precios en los mercados minoristas. Para el propio Marshall (1925) existen dos motivos centrales que sostienen su hipótesis, el poder de mercado (monopólico u oligopólico) de los comerciantes, y el costo de búsqueda de mejores precios por parte de los consumidores.

Teubal y Rodríguez (2002) analizan los márgenes de comercialización y márgenes totales de ganancias poniendo énfasis en la concentración y la acumulación de capital en el sistema agroalimentario argentino. Esta característica estructural puede ser un factor clave de generación de inflexibilidad de precios minoristas, al igual que el proceso de integración vertical de las cadenas alimentarias.

Se trata, sin embargo, solo de algunos de los múltiples motivos que pueden originar inflexibilidad de precios, especialmente en países en desarrollo. En otro lugar, nos hemos ocupado de describirlos.¹⁵ Entre ellos destacamos la asimetría en el poder de negociación en las pujas salariales, los ajustes utilizando los inventarios y las características del proceso de innovación tecnológica entre otros factores complementarios al fenómeno del supermercado.

Efectivamente, el creciente supermercado genera dependencia por parte de los consumidores y disminuye la competencia

empresaria. El fenómeno del supermercado es también compatible con el incremento en el costo de búsqueda de mejores precios por parte de los consumidores, que muchas veces continúan comprando en el mismo sitio aunque sospechen que el vendedor cercano a su hogar no les ofrece el mejor precio. En este sentido, el supermercado genera que los grandes supermercados estén distantes uno del otro, y que un número importante de hogares acuda a un único supermercado, ya que otro establecimiento queda geográficamente distante, y por lo tanto el cambio implicaría un costo adicional. Se trata entonces de razones estructurales que pueden servir como un indicio para profundizar en los motivos que hacen al cumplimiento de la hipótesis marshalliana en la Argentina, que corroboramos en este trabajo.

RESUMEN.

El trabajo comprueba empíricamente en el sector primario argentino que los precios minoristas tienen una menor volatilidad que los precios mayoristas, tal como observó Alfred Marshall. La verificación se hace mediante pruebas estadísticas no paramétricas. En las conclusiones se brindan argumentos vinculados al desarrollo del sistema agroalimentario que pueden dar origen y profundizar el fenómeno de inflexibilidad de precios minoristas.

Palabras clave: precios, rigideces, alimentos

LITERATURA CITADA

- Brown, M. y A. Forsythe. 1974. Robust test for equality of variances. *Journal of the American Statistical Association*. 69(346): 364-367.
- Broda C. y J. Romalis. 2009. The welfare implications of rising price dispersion. Working Paper. University of Chicago. 38pp.
- Chelala, S. 2009. Inflexibilidad descendente de los precios con respecto al tipo de cambio. Tesis Doctoral. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Buenos Aires. Buenos Aires. Argentina. 244pp.

¹⁵ Chelala (2009).

- Chelala, S. 2011. A Note on downward inflexibility of prices and the origin of the term "Oligopoly" in Thomas More's Utopia. *History of Economic Ideas*. 2: 97-108.
- Erten B. y J. A. Ocampo. 2012. Super-cycles of commodity prices since the mid-nineteenth century. Documento de Trabajo N° 110, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, Organización de las Naciones Unidas.
- Gibbons, J. 1976. *Nonparametric methods for quantitative analysis*. Holt, Rinehan and Winston. New York. 463pp.
- Helman, H. D. Roiter y G. Yoguel .1984. Inflación, variación de precios relativos a la inflexibilidad de precios. *Desarrollo Económico*. 24(95): 415-430.
- Levene, H. 1960. Robust Test for Equality of Variances, en *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling*, I. Olkin et al., Stanford University Press: 278-292.
- Marshall, A. 1925. Retail Prices. *Memorials of Alfred Marshall*. 353-357.
- Mendenhall, W., R. Scheaffer y D. Wackerly. 1981. *Mathematical Statistics with Analysis*, Duxbury Press, Boston MA. 686pp.
- Olivera, J.H.G. 1986. Inflexibilidad descendente de los precios monetarios. *Desarrollo Económico*. 25(100): 567-570.
- Pyka A., U. Cantner, F. Schiller, A. Greiner, T. Kuhn. 2009. *Recent advances in Neo-Schumpeterian Economics*, Edward Elgar Publishing Limited, Reino Unido. 262pp.
- Schein, A. 1996. The Variances of Wholesale and Retail Prices: Tests of a Marshallian Hypothesis. *Applied Economic*. 28(5): 585-594.
- Teubal, M. y R. Pastore. 1998. Acceso a la alimentación y regímenes de acumulación. El papel de los precios relativos. En *Teoría, Estructura y Procesos Económicos. Ensayos en honor al Dr. Julio H. G. Olivera*. Eudeba CEA, Buenos Aires, p 167.
- Teubal, M. y J. Rodríguez. 2002. *Agro y alimentos en la globalización. Una perspectiva crítica*, Editorial La Colmena, Buenos Aires. Argentina. 208 pp.