

CARACTERIZACIÓN ECONÓMICA DE LA CADENA DEL DURAZNO PARA INDUSTRIA EN MENDOZA: ANÁLISIS DE TRANSMISIÓN DE PRECIOS¹

M. Florencia Gabrielli²
Titular Economía Matemática

Gustavo Maradona³
Titular Microeconomía II
Economía Matemática
Economía de las Políticas Sociales

Monserrat Serio⁴
JTP Microeconomía II
Economía de las Políticas Sociales

1. Introducción

El objetivo de este estudio es analizar la transmisión de precios para evaluar las relaciones en los comportamientos de los agentes en los diferentes componentes de la cadena de producción del durazno para industria.

Mendoza es la principal productora de durazno fresco para industria y la única productora de durazno preparado. El durazno para industria encuentra en Mendoza condiciones agroecológicas ideales para su desarrollo logrando crear un cluster agroindustrial de significativa importancia, lo que la posiciona entre los primeros lugares a nivel mundial como productor de derivados del durazno industrial (Agroindustria, 2019). Con exportaciones equivalentes a U\$S 11 millones en 2017, Argentina ocupó el 9no. puesto del ranking de países exportadores de derivados del durazno industrial (1,2 %), lo cual es de significativa relevancia para la estructura productiva de Mendoza ya que la provincia concentra la totalidad de la producción nacional de durazno para industria. Sin embargo, este desempeño ha alcanzado mejores estándares en otras campañas, así como también ha habido años en los que la producción ha disminuido significativamente debido a factores climáticos adversos y/o coyunturas económicas no favorables. Se torna así muy relevante aplicar las herramientas del análisis económico a esta cadena de valor, procurando identificar los determinantes y condicionantes de su competitividad sectorial.

La realidad regional de Mendoza según la información del Instituto de Desarrollo Rural indica que el sector de durazno para industria abarca en la actualidad alrededor de 7.000 has., comprende a casi mil productores de toda la provincia de Mendoza y a unas 20 empresas conserveras o concentradoras (IDR, 2017, 2019). Según afirman Ojer y Redondo (2016), desde el año 2005 el sector ha mostrado una producción creciente, llegando a producir 183 mil toneladas en la temporada 2008/09. Sin embargo, aún resulta importante incluir un análisis de caracterización de la cadena de producción, transformación y distribución asociada al durazno procesado desde una perspectiva económica, incluyendo la relación de precios de cada uno de los eslabones de la cadena productiva.

La relación de precios entre los eslabones de la cadena brinda información sobre la comercialización del durazno para industria. Además la misma resulta de particular interés ya que bajo condiciones de competencia perfecta los mercados están integrados y el arbitraje entre ellos permite que exista una completa transmisión de precios. Sin embargo, en otras situaciones, como cuando hay concentración de mercado o existencia de barreras, esta transmisión podría no darse y los mercados no estar integrados (ODEPA, 2018a,b).

Para estudiar si los mercados están integrados y hay transmisión de precios se lleva a cabo un análisis de co-integración. Se analiza y testea el comportamiento de los precios a lo largo de la cadena de valor del procesamiento de durazno, incluyendo análisis de precios pagados al productor, precios de supermercados, precios de exportación e importación.

Este tipo de análisis de transmisión de precios es usual en otras economías (ver casos en Acosta y Ortega, 2006). Por nombrar solo algunos, ODEPA en Chile analiza la transmisión de precios en el mercado de tomate industrial y hortalizas congeladas, entre otros mercados, (ODEPA, 2018a,b). Chen y Saghaian (2016) estudian el caso del mercado internacional del arroz y las posibles transmisiones de precios entre Estados Unidos, Tailandia y Vietnam.

¹Este trabajo ha sido financiado por el programa de incentivos a la investigación Res. 0886/19-D de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Cuyo. Agradecemos a Verónica Culos por su colaboración en la investigación. También agradecemos a Laura de Borbon y a Julio Ruiz. Los errores y omisiones son exclusiva responsabilidad de los autores.

²Universidad Nacional de Cuyo. Facultad de Ciencias Económicas. CONICET. Mendoza, Argentina. E-mail: florencia.gabrielli@fce.uncu.edu.ar

³Universidad Nacional de Cuyo. Facultad de Ciencias Económicas. Mendoza, Argentina. E-mail: gustavo.maradona@fce.uncu.edu.ar.

⁴Universidad Nacional de Cuyo. Facultad de Ciencias Económicas. Mendoza, Argentina. E-mail: monserrat.serio@fce.uncu.edu.ar.

Encuentran evidencia de asimetría en la transmisión de precios; no obstante, concluyen que para países importadores los mercados internacionales de arroz siguen siendo una fuente confiable donde satisfacer sus necesidades de consumo; debido a la fuerte competencia entre exportadores, el mercado está integrado y el mecanismo de precios es eficiente. Por su parte, Raper *et al.* (2009) analizan la transmisión regional de precios en el mercado estadounidense de duraznos en fresco para cuatro regiones productoras del país, apuntando a la segmentación -encuentran dos modelos distintos- en dicha transmisión que ocurre en dos temporadas diferentes: la de producción y cosecha de los productores locales, y la de importaciones de durazno en fresco, en la contraestación. En su análisis concluyen que un shock de precios en una región puede no ser reflejado completamente a través de precios en otras regiones que participan del comercio, particularmente en el corto plazo. De aquí que un rechazo de la hipótesis de la integración perfecta de mercados no necesariamente implica que los precios en los mercados regionales no están relacionados. La integración de largo plazo requiere que un cambio en el precio de la región X sea totalmente reflejado en la región Y a lo largo de un determinado horizonte temporal. Así, la existencia de integración de largo plazo entre mercados no implica necesariamente la de corto plazo, ni tampoco una determinada dirección de las influencias. A medida que aumenta el grado de integración, es probable que los mercados formen precios basados en la información de otros mercados, esto es, la causalidad bidireccional puede estar presente. No obstante, el grado de integración entre mercados puede no ser simétrico.

En Argentina los trabajos que analizan la transmisión de precios son menos, entre los cuales se pueden encontrar el trabajo de Lema y Brescia (1998) donde se analiza la convergencia de los precios agrícolas de los commodities de la región pampeana de la Argentina y los Estados Unidos, Rossini y Guiguet (2008) quienes analizan la transmisión en el sector de la carne vacuna y Urrutia (2019) quien analiza la transmisión de precios en el mercado de tabaco. Según nuestro conocimiento no existe aún un análisis de este tipo para la cadena de durazno industrial, por lo cual, este trabajo resulta en un aporte significativo a esta rama de estudio.

Los resultados arrojan evidencia de una relación significativa entre el comportamiento de los precios de mercado interno de los eslabones del medio de la cadena (precios de supermercados) y precios de exportación del país. No se encuentra evidencia de una transmisión de precios a los productores de durazno para industria, eslabón más bajo de la cadena.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta una descripción de las diferentes técnicas econométricas utilizadas para llevar adelante este estudio. La sección 3 contiene el detalle de las series de precios bajo análisis junto con las estadísticas descriptivas correspondientes. En la sección 4 se reportan los resultados de los distintos tests de raíces unitarias como los tests de cointegración. Finalmente la sección 5 resume las principales conclusiones de este trabajo.

2. Metodología

Siguiendo a Urrutia (2019) “... *la transmisión de precios puede definirse como la relación entre los precios de dos mercados relacionados... la transmisión de shocks de precios del mercado mundial al mercado doméstico – y viceversa – se denomina transmisión espacial de precios; mientras que la transmisión de shocks de precios a lo largo de la cadena de comercialización de un bien se conoce como transmisión vertical de precios. En este sentido, una variación ocasionada a nivel productor se esperará que sea transmitida al consumidor.*” Las teorías sobre competencia sugieren que en el corto plazo los precios de productos similares en mercados diversos pueden diferir; sin embargo, el arbitraje va a evitar que los precios se aparten demasiado entre sí, aún cuando técnicamente sean series no estacionarias. A su vez este efecto espacial también se propaga verticalmente hacia el resto de los eslabones de la cadena de valor de dicho producto, de forma de que existe algún conjunto de precios que podría identificarse como de equilibrio de largo plazo.

Es así que el término equilibrio se refiere a la existencia de una relación de largo plazo entre las variables no estacionarias, más que la definición “teórica” de la igualdad entre las transacciones deseadas y las transacciones reales. En la aplicación que aquí realizamos también equilibrio puede interpretarse como la forma reducida de la relación entre variables con tendencias similares. El grado de integración entre mercados refleja la fluidez en la comunicación de señales de precios entre ellos, esto es, la gran interdependencia entre los precios de diferentes regiones de forma tal que cada uno contribuya a explicar la evolución de los demás. Como es bien sabido la ley de un solo precio establece que bajo condiciones de competencia perfecta la diferencia de precios entre distintos mercados está dada por los costos de transporte o transformación. Si esto ocurre, los mercados están integrados y el arbitraje entre ellos permite que exista una transmisión de precios. Sin embargo, en la realidad, los mercados no están ni perfectamente segmentados ni perfectamente integrados, dado que usualmente ese arbitraje es imperfecto. Más aún, en ocasiones, cuando hay concentración de mercado o existencia de barreras, esta transmisión podría no darse y los mercados no estar integrados.

La transmisión de precios a lo largo de la cadena productiva del durazno brinda información sobre la caracterización de la comercialización del durazno para industria. Siguiendo a Rossini y Guiguet (2008) “... *La extensión y*

la velocidad con la cual los cambios de precios son transmitidos a los diferentes niveles de la cadena pueden tener implicancias importantes en el establecimiento de los precios y reflejar los niveles de competencia en el mercado.” Según Urrutia (2019) entre los factores que pueden afectar la transmisión de señales de precios, la literatura menciona “... las distorsiones introducidas por los gobiernos, a través de políticas comerciales o mecanismos de sostenimiento de precios, que debilitan el vínculo entre los mercados internacional y doméstico (Bağes y Ajwad, 2001); los instrumentos de política agrícola tales como los aranceles a las importaciones, las subvenciones o impuestos a las exportaciones, y los mecanismos de intervención (Quiroz y Soto, 1995); y, por último, las políticas relativas al tipo de cambio (Abdulai, 2000). Estas distorsiones aíslan los mercados domésticos e impiden la transmisión completa de las señales de los precios internacionales, afectando las curvas de exceso de demanda o de oferta de los mercados domésticos de productos primarios (Rapsomanikis et al., 2004).”

Con el fin de estudiar si los mercados de durazno para industria están integrados y hay transmisión de precios se realiza un análisis de co-integración. Para lo cual es necesario contar con los precios de cada eslabón de la cadena productiva. A tal fin, se dispone de datos de precios pagados al productor, precios de ventas minoristas en supermercados y precios de exportaciones del durazno para industria.

El análisis de co-integración requiere que las series de tiempo sean estacionarias en primeras diferencias, lo que se analiza realizando una detección de raíces unitarias de las series en niveles. Existen varias razones por las cuales una serie temporal pueda ser no estacionaria, entre las más comunes se encuentran la existencia de una tendencia estocástica o un cambio estructural.

En un enfoque simple testear por raíz unitaria significa testear la hipótesis nula $H_0 : \phi = 1$ versus la hipótesis alternativa $H_1 : |\phi| < 1$ (esto es la serie en niveles es estacionaria) en el siguiente modelo general:

$$Y_t = m + \phi Y_{t-1} + dt + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde d es un parámetro, t es un índice de tiempo, m es un “drift” y ε_t es un proceso de ruido blanco.

En la práctica se suele confrontar el modelo de random walk (con $\phi = 1$) con un modelo alternativo que describe un proceso autoregresivo de primer orden de media cero (AR(1)) que sigue un proceso estacionario. Esto es estimar la hipótesis nula anterior siguiendo el siguiente modelo:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

En la literatura existen diversos tests que intentan detectar la presencia de raíces unitarias, entre los más comunes, se encuentran el test de Dickey-Füller y sus extensiones como el aumentado de Dickey-Füller y el DF-GLS y el procedimiento de Phillips-Perron (PP) (ver Hamilton, 1994, para más detalles). En el caso de PP el mismo se basa en la teoría asintótica con lo cual presenta un buen desempeño en caso de muestras grandes. En todos estos tests la hipótesis nula consiste en que la serie temporal tiene una raíz unitaria, es decir, la serie en nivel es no estacionaria. En caso de no haber coincidencia en los test, se considera que la presencia de raíz unitaria no pudo ser determinada.

Para cada test se evalúa la presencia de raíz unitaria, según la cantidad de rezagos recomendados por error de predicción final (FPE), criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información bayesiano de Schwarz (SBIC) y el criterio de información de Hannan y Quinn (HQIC). En el caso de que hubiesen distintas recomendaciones de rezago, se evalúa por raíz unitaria en todos ellos en forma separada.

En los casos en que se encuentra evidencia a favor de presencia de raíces unitarias de las series en niveles (esto es, evidencia de que las series de tiempo son estacionarias en primeras diferencias), se continua con un análisis de co-integración.

El análisis de co-integración testea series temporales, no estacionarias, es decir, procesos cuyas media y varianzas varían en el tiempo y permite estimar los parámetros de largo plazo que caracterizan sistemas que tienen variables con raíces unitarias. Económicamente, cuando dos series están co-integradas se sugiere que a pesar de que ambas series tienen un proceso no estacionario, existe un equilibrio de largo plazo en que ambas se relacionan y esa relación es estacionaria (Sosa Escudero, 2000). Es así que la co-integración es la existencia de relaciones de largo plazo entre dos o más variables. Notar que esto es distinto al concepto de correlación que simplemente mide el grado de asociación lineal entre dos variables pero no necesariamente mide una relación de largo plazo. Más aún, la correlación está definida solamente para dos variables mientras que la co-integración está definida para una cantidad k de variables.

Se dice que dos series Y_t y X_t están co-integradas si ambas están integradas en orden $d(I(d))$ con $d = 0$ e igual para ambas series y existe una combinación lineal de dichas variables que tiene un menor orden de integración. Esto es, existe un vector $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ distinto de cero tal que:

$$\lambda_1 Y_t + \lambda_2 X_t \tag{3}$$

es integrada de orden cero, $I(0)$. El vector λ se lo conoce como vector de co-integración.

Por ejemplo, existe co-integración si un conjunto de variables $I(1)$ puede modelarse a través de una combinación lineal que es $I(0)$. El orden de integración aquí, $I(1)$, nos dice que un proceso puede transformarse en estacionario si se aplica la primer diferencia. Esta característica se chequea con los tests previamente explicados. Una vez chequeadas las series, se examina el número de relaciones de cointegración.

3. Datos

Para este análisis de precios es necesario tener acceso a los precios de cada uno de los eslabones de la cadena. Es así que se armó una base de datos considerando los precios pagados al productor de durazno en fresco para industria, los precios de supermercado de durazno en conserva y los precios de exportación de durazno preparado. Además se consideran los precios internacionales de exportación y de importación de acuerdo a los principales países exportadores e importadores de durazno preparado. Cabe señalar que Mendoza es la única provincia exportadora de durazno preparado por lo que las exportaciones de Argentina son las mismas que las de Mendoza.

Para el primer eslabón de la cadena se cuenta con una serie de precios promedio pagados a los productores de Mendoza relevados por el IDR en pesos corrientes por quincena. Las series se extienden desde 2009 hasta 2017, y se corresponden con las quincenas del año entre diciembre y marzo. Los datos dependen del rendimiento de cada temporada: si la temporada fue extensa, la cosecha puede haberse extendido entre diciembre y marzo por ejemplo, dando lugar a cinco datos de precio (segunda quincena de diciembre a primera quincena de marzo); mientras que si la temporada fue relativamente corta, los datos de dicha temporada se restringirán a dos o tres datos (enero y primera quincena de febrero, por ejemplo).

Por otro lado, también se cuenta con una serie mensual de precios del mercado interno asociado a los eslabones del medio de la cadena relevada por el IDR. Esta serie corresponde al precio de supermercado de la lata de durazno en conserva, es decir, durazno preparado. El período disponible se extiende desde enero de 2006 hasta octubre de 2017.

También se cuenta con precios promedio de exportación de los exportadores de Mendoza relevados por el IDR. Estos datos son semanales, con lo cual es posible obtener una serie por quincena y por mes. Además se cuenta con información mensual de precios internacionales de exportación e importación de los principales exportadores e importadores de durazno preparado cuya fuente es TradeMap. Es decir, que se tienen dos series de precios de exportación para Mendoza, una relevada por el IDR y otra por TradeMap.

Se decide utilizar ambas series de precios de exportación para explotar la frecuencia y periodicidad de cada una. La diferencia entre ambas series de precios no solo es la periodicidad con la que se cuenta sino la fuente de relevamiento. TradeMap obtiene sus datos del sistema armonizado de UN Comtrade, cuyo mantenimiento es hecho por la división de estadísticas de las Naciones Unidas (UNSD) y contiene estadísticas detalladas de exportaciones e importaciones reportadas por las autoridades estadísticas de cada país. Además, complementa dichos datos por fuentes nacionales cuando la información no está disponible o reconstruye los mismos a partir de los datos reportados por los países socios (estadísticas espejo). El IDR por su parte informa datos de precios a partir del relevamiento de información de los principales exportadores.

Como los datos expresados en pesos se corresponden a períodos temporales diferentes, se convierten los precios a precios en dólares (lo cual tiene una doble ventaja: evita el problema de justificar el uso de un deflactor no oficial - lo cual sucederá inevitablemente en cualquier período que involucre los años 2007-2014, y permite realizar la comparación de los precios del productor directamente con los precios de exportación). El tipo de cambio utilizado para tal fin es el tipo de cambio mayorista informado por el Banco Central en la comunicación A3500). De esta manera todas las series de precios utilizadas se encuentran expresadas en dólares corrientes. En cuanto a la unidad de medida siempre que sea posible se convierte a kilogramos (excepto el caso del precio de supermercado que corresponde a una lata de 485 gramos).

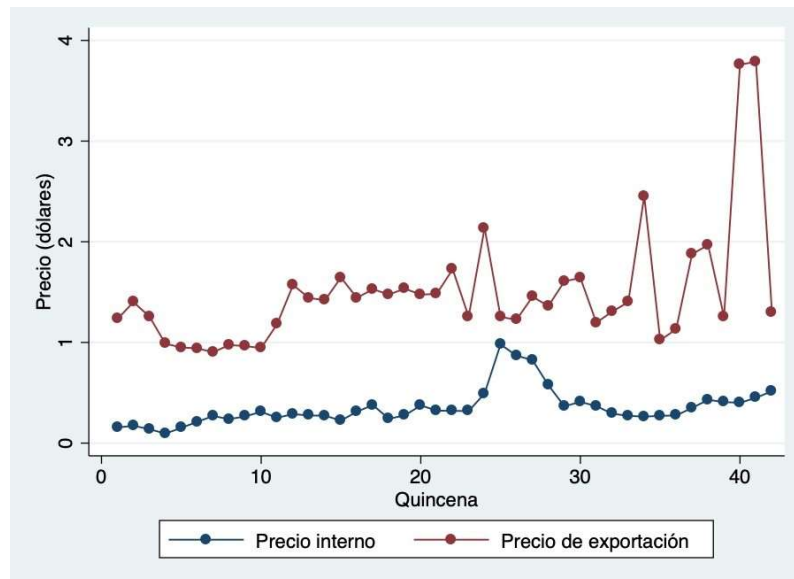
En resumen, las series de precios utilizadas son:

- Precio pagado al productor: es el precio promedio pagado al productor por kilogramo de durazno en fresco para industria relevado por el IDR expresado en dólares corrientes. Serie quincenal. Período: 2009-2017.
- Precio supermercados: es el precio promedio de supermercado de la lata de 485 gramos de durazno en conserva relevado por el IDR expresado en dólares corrientes. Serie mensual. Período: 2006-2017.

- Precio de exportación IDR: es el precio promedio de exportación por kilogramo de durazno preparado relevado por el IDR expresado en dólares corrientes. Serie quincenal y mensual. Período: 2006-2017.
- Precio de exportación TradeMap: es el precio de exportación FOB por kilogramo de durazno preparado de los principales exportadores a nivel mundial, entre ellos Argentina, relevado por TradeMap expresado en dólares corrientes. Serie mensual. Período: 2006-2019.
- Precio de importación TradeMap: es el precio promedio de importación CIF por kilogramo de durazno preparado de los principales importadores a nivel mundial relevado por TradeMap expresado en dólares corrientes. Serie mensual. Período: 2006-2019.

La Figura 1 muestra la evolución quincenal del precio de exportación y del precio pagado al productor en Mendoza entre 2009 y 2017. Se observa que el precio pagado al productor no solo es más bajo que el recibido por los exportadores sino que también el mismo se ha mantenido relativamente bajo mostrando un leve incremento en las últimas quincenas. Por otro lado, el precio de los exportadores es más oscilante y volátil especialmente en los últimos años.

Figura 1: Precios promedio pagados al productor y a exportadores en Mendoza. Frecuencia quincenal, expresados en dólares corrientes.



Nota: Precio pagado al productor por kilogramo de durazno para industria. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

En promedio para el período, el precio por kg. pagado al productor resulta ser 4 veces menos que el precio de las exportaciones. Y el desvío estándar del primero es relativamente menor al de exportación, sugiriendo que este (bajo) precio pagado al productor no ha tenido variaciones en el período analizado (ver Tabla 1). Por otro lado, como es de esperar, el precio de exportaciones de los exportadores mendocinos se encuentra afectado por shocks externos que generan una variabilidad mayor en esta serie.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas mensuales

	Media	Desvío estándar	min	max
Precio pagado al productor	0.35	0.18	0.09	0.98
Precio de exportación	1.50	0.61	0.90	3.79
<i>N</i>	42			

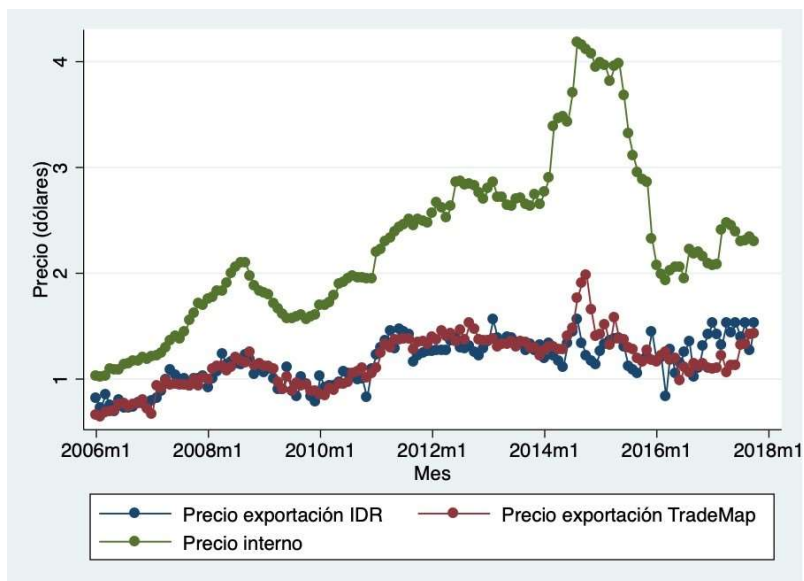
Nota: Precio de exportación relevado por el IDR. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

El coeficiente de correlación entre ambos precios es de 0.156, un valor bajo. Lo que sugiere que ambas variables no se condicionan fuertemente. Esto puede estar basado en la existencia de algún tipo de quiebre o poder de mercado en la cadena del durazno para industria.

La Figura 2 muestra una fuerte correlación entre las series de precios de exportación relevadas por el IDR y por TradeMap. Así también pareciera haber una correlación entre el precio de supermercado y los precios de exportación.

Figura 2: Precios de supermercado y de exportación. Frecuencia mensual, expresados en dólares



Nota: Precio promedio de supermercado de la lata de 485 gr. de durazno en conserva. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR y precio de exportación FOB promedio por kilogramo relevado por TradeMap. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente:Elaboración propia en base a datos del IDR y TradeMap.

En promedio para el período analizado, el precio de la lata de durazno en conserva de 485 gramos es de U\$S 2.26 (aproximadamente U\$S 4.66 por kg.), mientras que el precio por kg. de exportación relevado por el IDR es de U\$S 1.15/kg. y de TradeMap U\$S 1.16/kg. Las variaciones de precios en el período han sido más fuertes en el mercado interno que en el externo. Ver Tabla 2.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas, 2006-2017.

	Media	Desvío estándar	min	max
Precio de supermercado	2.27	0.77	1.02	4.18
Precio de exportación IDR	1.15	0.22	0.69	1.56
Precio de exportación TradeMap	1.16	0.25	0.64	1.98
<i>N</i>	142			

Nota: Precio promedio de supermercado de la lata de 485 gr. de durazno en conserva. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR y precio de exportación FOB promedio por kilogramo relevado por TradeMap. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR y TradeMap.

Como era de esperar entre el precio de exportación relevado por el IDR y TradeMap existe una fuerte correlación positiva, de una magnitud de 0.764. Esto sugiere una estrecha relación entre ambas series. Lo que nos permite poder relacionar los precios pagados al productor con los precios de los eslabones intermedios de la cadena como lo son los precios de supermercado.

Por otro lado, el coeficiente de correlación entre los precios de exportación y los precios de supermercado es mayor a 0.6, mostrando un grado significativo de relación entre los mismos.

La Figura 3 muestra los precios de exportación por kg. de los principales exportadores del mundo de durazno preparado. Se observa que los precios de los cinco exportadores varían en forma similar. España parece ser el país de menor precio en los últimos años y Argentina presenta la mayor variabilidad.

Figura 3: Precios de exportación de los principales exportadores de durazno preparado, expresados en dólares

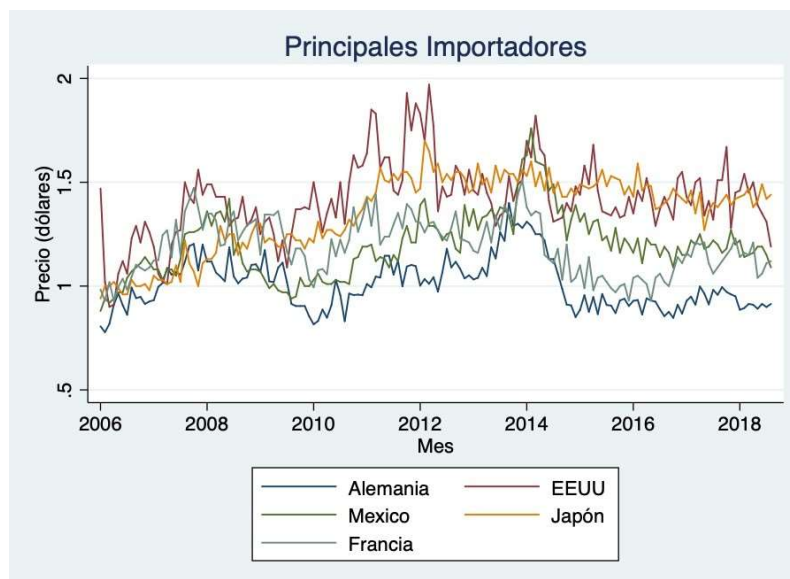


Nota: Precio de exportación FOB promedio por kilogramo de durazno preparado relevado por TradeMap. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

La Figura 4 muestra los precios de importación por kg. de los principales importadores a nivel mundial de durazno preparado. Se observa que los precios de los cinco importadores varían en forma similar. En los últimos años surgen pequeñas variaciones alrededor de una tendencia casi plana. Alemania parece ser el país de menor precio en los últimos años, luego Francia y México. Estados Unidos y Japón son los países de mayor precio.

Figura 4: Precios de importación de los principales importadores de durazno preparado, expresados en dólares



Nota: Precio de exportación FOB promedio por kilogramo de durazno preparado relevado por TradeMap. Precios expresados en dólares corrientes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Argentina es el país con un mayor precio promedio en el período, U\$S/kg. 1.19, y a su vez de mayor variabilidad. Luego se encuentra Chile con un precio promedio de U\$S/kg. 1.14 y finalmente Grecia, España y China que en promedio rondan los U\$S/kg. 1.12. En el caso de los importadores, Estados Unidos y Japón muestran un precio promedio superior que asciende a U\$S/kg. 1.42 y U\$S/kg. 1.35, respectivamente, y también presentan la mayor variabilidad. En el caso de Alemania el precio promedio del período asciende a U\$S/kg. 1.

Tabla 3: Estadísticas descriptivas de precios internacionales de durazno preparado, 2006-2018.

	Media	Desvío estándar	min	max
<i>Principales exportadores</i>				
Argentina	1.19	0.22	0.67	1.98
Chile	1.14	0.17	0.8	1.59
Grecia	1.13	0.13	0.79	1.51
España	1.12	0.15	0.84	1.46
China	1.12	0.16	0.78	1.46
<i>Principales importadores</i>				
Japón	1.35	.18	0.94	1.7
México	1.19	0.18	0.2	1.76
Francia	1.19	0.13	0.93	1.51
USA	1.42	0.18	0.9	1.97
Alemania	1.01	0.12	0.78	1.4
<i>N</i>	152			

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

A partir de los coeficientes de correlación se observa que los precios de exportación de Argentina y Chile y los precios de importación de Japón y Estados Unidos están fuertemente relacionados con los precios de China. Por otro lado, los precios de exportación de Grecia y España y los precios de importación de Francia y Alemania están muy relacionados entre sí. Además es posible observar que los precios de exportación de Argentina y Chile alcanzan un coeficiente de correlación de 0.776 sugiriendo que los mismos están significativamente relacionados.

Tabla 4: Correlación entre precios internacionales de importación y exportación.

(1)

	China	Grecia	Argentina	México	Japón	Alemania	EEUU	Francia	España	Chile
China	1									
Grecia	0.428	1								
Argentina	0.798	0.513	1							
México	0.572	0.542	0.690	1						
Japón	0.908	0.340	0.721	0.490	1					
Alemania	0.277	0.880	0.433	0.528	0.214	1				
EEUU	0.719	0.352	0.682	0.422	0.594	0.269	1			
Francia	0.223	0.727	0.381	0.291	0.124	0.733	0.403	1		
España	0.149	0.708	0.323	0.337	0.076	0.706	0.285	0.746	1	
Chile	0.722	0.617	0.776	0.794	0.673	0.565	0.538	0.357	0.350	1
N	152									

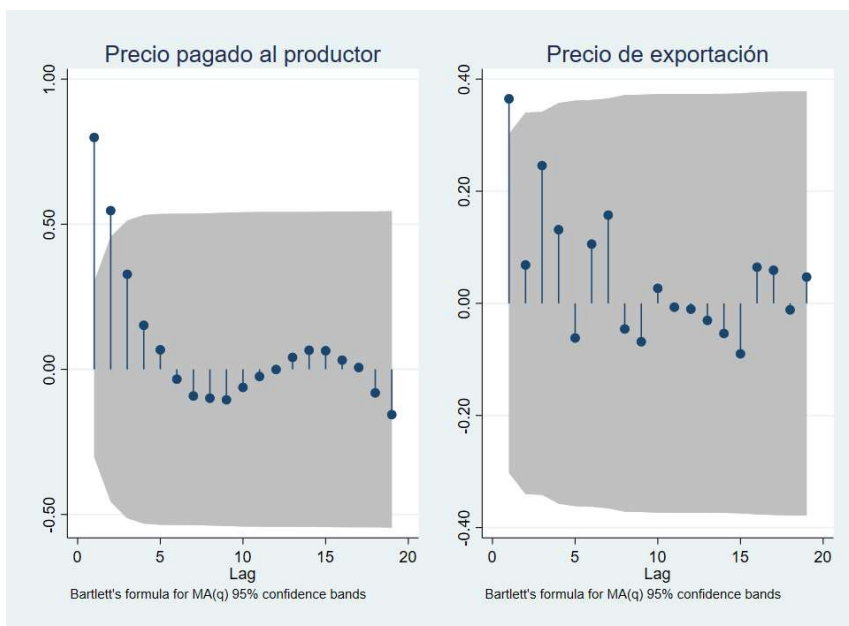
Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

4. Resultados

4.1. Relación entre el precio de exportación y el precio pagado al productor. Análisis quincenal.

Los resultados de las autocorrelaciones ayudan a entender el orden de diferenciación necesario para la estacionariedad de la serie. Si las autocorrelaciones colapsan rápidamente a 0, la serie de tiempo es probablemente estacionaria. La Figura 5 muestra las autocorrelaciones de la serie de precios pagados al productor de Mendoza (eslabón más bajo de la cadena) y la del precio de exportación relevado por el IDR (último eslabón de la cadena). Las zonas sombreadas corresponden a zonas en donde los rezagos considerados no son estadísticamente distintos de cero con un nivel de significatividad del 5%. La figura sugiere que el orden del componente autorregresivo sería de dos rezagos en el caso del precio pagado al productor, y de un rezago en el caso del precio de exportación.

Figura 5: Autocorrelaciones de los precios pagados al productor y los precios de exportación en Mendoza.



Nota: Precio de exportación relevado por el IDR.
Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

Como se explicó anteriormente, el testeo de raíces unitarias intenta responder si la no estacionariedad en los datos se debe a un proceso de raíz unitaria (esto es, si un shock tiene consecuencias permanentes). Los resultados de los test de raíces unitarias del precio pagado al productor no rechazan la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria (Tabla 5). En el caso de la serie de precios de exportación de IDR según el test aumentado de DF no se rechazaría la hipótesis nula mientras que según el test PP se rechazaría la misma. Cabe destacar que es posible que, en muestras finitas, el test PP rechace la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria a pesar de que sea verdadera. Considerando esto, en este caso se tiene en cuenta el resultado del test de DF. Por lo tanto, se encuentra evidencia que sugiere que las series son no estacionarias en niveles debido a un proceso de raíz unitaria.

Tabla 5: Test de raíz unitaria para las series de precios pagados al productor y precios de exportación, expresados en dólares

Precio	Estadístico DF	DF p-value	DF lags	Estadístico Z(t) de PP	Estadístico Z(rho) de PP	Z(t) de PP p-value	PP lags
Exportación	-0.146	0.945	2	-4.241	-25.573	0.001	3
Pagado al productor	-2.418	0.137	2	-2.198	-9.131	0.207	3

Nota: Precio pagado al productor por kilogramo de durazno para industria. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR, "lags" corresponde al número de rezagos. DF corresponde al test aumentado de Dickey-Füller y PP al procedimiento de Phillips-Perron (PP).

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

El análisis de cointegración busca analizar si un vector $y_t (n \times 1)$ está cointegrado. Un vector y_t está, cointegrado si cada una de las series tomadas individualmente son $I(1)$, esto es, son no estacionarias, mientras que alguna combinación lineal de estas series, digamos $\lambda'y_t$ es estacionaria, $I(0)$, para algún vector λ no-cero $(n \times 1)$. Esto quiere decir que si bien diversos acontecimientos pueden causar cambios permanentes en los precios en forma individual, existe una relación de largo plazo de equilibrio que integra dichos precios, la cual es representada por esa combinación lineal.

En este caso ya se encontró para cada una de las series de precios pagados al productor y precios de exportación de IDR que no se rechaza la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria. Ahora hay que testear si hay o no cointegración a partir del test de Johansen.

La cantidad de rezagos es determinante para realizar el test de cointegración de Johansen. En el caso de las series quincenales, la selección de una cantidad óptima de rezagos conjunta para las series de precios pagados

al productor y precios de exportación según los criterios HQIC y SBIC serían de un rezago, mientras que según el criterio AIC la cantidad de rezagos óptima es tres rezagos. Los resultados se muestran en la Tabla A1.

Se realizan entonces dos pruebas de rango de cointegración utilizando el test de Johansen, la primera de ellas considerando un rezago y la segunda de las pruebas considerando tres rezagos.

Tabla 6: Test de Johansen

	rank -r-	parms	LL	Autovalor	Estadístico max. autovalor	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %	Estadístico Traza	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %
<i>Un rezago (lag(1))</i>										
	0	2	-9.520	.	18.09*	18.63	14.07	22.26	20.04	15.41
	1	5	-0.475	0.357	4.18	6.65	3.76	4.18	6.65	3.76
	2	6	1.612	0.097						
Observaciones										
<i>Tres rezagos (lag(3))</i>										
	0	10	3.622	.	10.59*	18.63	14.07	10.59*	20.04	15.41
	1	13	8.921	0.238	0.00	6.65	3.76	0.00	6.65	3.76
	2	14	8.922	0.000						
Observaciones										
39										

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

La hipótesis nula del test de Johansen es que no hay más de “r” ecuaciones cointegradas. En el caso de r igual a

0, la hipótesis nula es que no hay cointegración. Se incluyen dos estadísticos, el de traza y el de máximo autovalor. Siempre que el estadístico sea mayor al valor crítico la hipótesis nula se rechaza.

Al considerar un solo rezago para el test de Johansen, siguiendo el estadístico de traza se obtiene un rango de cointegración igual o menor a la unidad considerando el valor crítico del 1% de confianza. En el caso del estadístico de máximo autovalor no se rechaza la hipótesis nula de que no hay ecuaciones de cointegración (no se rechaza que el rango de cointegración es cero).

Por otro lado, al tomar los tres rezagos sugeridos por el criterio AIC, el test nos indica que el rango de cointegración es cero, para un nivel de confianza del 1% y del 5%.

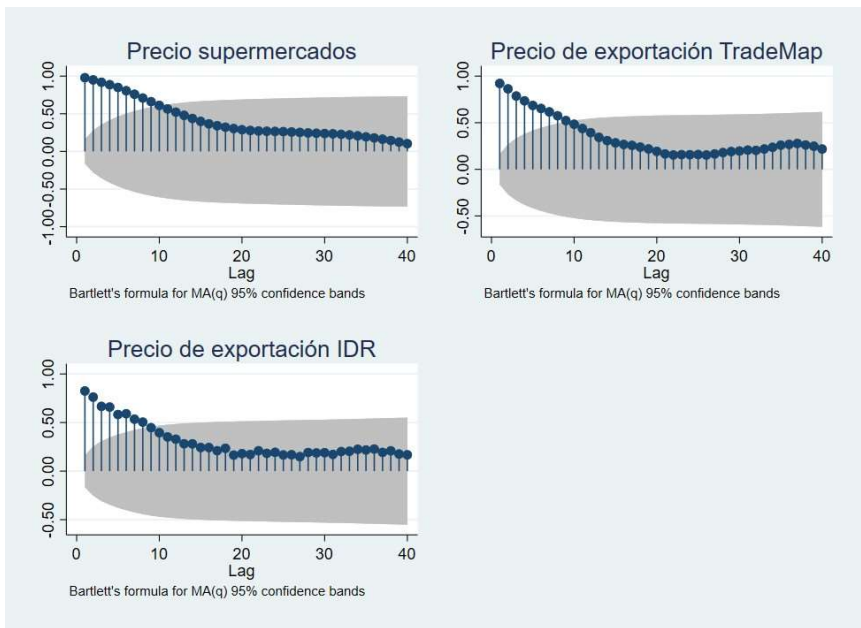
De esta manera es posible concluir que ambas series no cointegran, es decir, no existe un equilibrio de largo plazo en el cual ambos precios se relacionan.

4.2. Relación entre el precio de exportación y el precio de supermercados. Análisis mensual.

El análisis de cointegración, en este caso, permite analizar si los precios promedios de exportación de IDR y TradeMap oscilan juntos, y si hay traslado de precios al mercado interno de durazno preparado.

Las autocorrelaciones de los precios de supermercados, de exportación de IDR y de TradeMap, muestran una caída de forma lineal que no colapsa en cero, motivo por el cual ofrece evidencia de que las series no serían estacionarias en niveles.

Figura 6: Autocorrelaciones de los precios de exportación y de supermercados.



Nota: Precio promedio de supermercado de la lata de 485 gr. de durazno en conserva. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR y precio de exportación FOB promedio por kilogramo relevado por TradeMap.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR y de TradeMap.

Los resultados de los test de raíces unitarias del precio del mercado interno y los precios de exportación de Mendoza y Argentina en niveles no rechazan la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria al 1%. Esto sugiere que las series no son estacionarias en niveles debido a un proceso de raíz unitaria. Si se analizan las series en primera diferencia, se encuentra que en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, sugiriendo que las mismas son estacionarias en primeras diferencias. Por lo tanto, se puede concluir que cada una de las series en forma individual parece seguir un proceso de raíz unitaria. Los resultados se reportan en la Tabla 7

La cantidad de rezagos en el caso de las series conjuntas (precio de supermercados y precios de exportación de TradeMap e IDR) según los criterios AIC y HQIC sería de dos rezagos, mientras que según el criterio SBIC la cantidad de rezagos óptima es un rezago, ver Tabla A2. En el caso de la serie de precios de supermercados la cantidad de rezagos óptima es dos. En el caso de precios de exportación de IDR la cantidad de rezagos es seis según los criterios

Tabla 7: Resultados test de raíces unitarias aplicados a las series de precios de exportación y supermercados en niveles y en primeras diferencias (D1).

Precio	Estadístico DF	DF p-value	Estadístico Z(t) de PP	Estadístico Z(rho) de PP	Z(t) de PP p-value
Supermercados	-1.637	0.464	-1.756	-4.258	0.402
Exportación TradeMap	-2.629	0.087	-2.515	-9.602	0.112
Exportación IDR	-3.423	0.010	-2.959	-16.232	0.039
D1 Supermercados	-8.180	0.000	-8.157	-90.764	0.000
D1 Exportación TradeMap	-14.095	0.000	-14.130	-164.841	0.000
D1 Exportación IDR	-16.472	0.000	-17.976	-165.139	0.000

Nota: Precio promedio de supermercado de la lata de 485 gr. de durazno en conserva. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR y precio de exportación FOB promedio por kilogramo relevado por TradeMap. DF corresponde al test de Dickey-Füller y PP al procedimiento de Phillips-Perron (PP).

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR y de TradeMap.

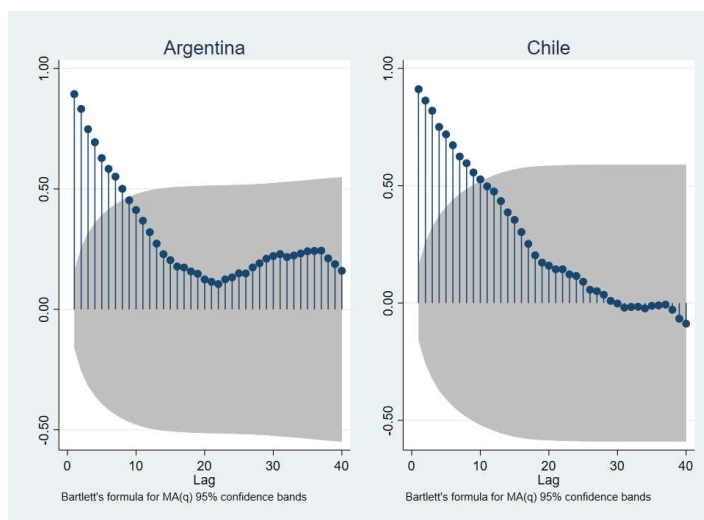
AIC y HQIC y cuatro según el criterio de SBIC. En el caso de precios de exportación de TradeMap la cantidad de rezagos óptima según el criterio AIC es cuatro, el criterio HQIC y SBIC es uno.

Para el test de Johansen se toman en cuenta los resultados de rezagos de las series conjuntas. Se realizan entonces dos pruebas de rango de cointegración, la primera de ellas considerando un rezago, y la segunda de las pruebas considerando dos rezagos. Al considerar un solo rezago en el test de Johansen, se obtiene un rango de cointegración igual a la unidad (las series cointegran) tomando el valor crítico al 1% de significativad. Por otro lado, al tomar solo dos rezagos sugeridos por los criterio AIC y HQIC, el test también indica que el rango de cointegración es uno, para un nivel de significativad del 5% y del 1%. De esta manera los resultados sugieren que estas series cointegran, es decir, que existe algún tipo de traslado de precios al mercado interno y un equilibrio de largo plazo donde la relación entre los precios es estacionaria. En el Apéndice se muestran los resultados de los estadísticos de traza y máximo valor propio que no rechazan la existencia de un vector de cointegración.

4.3. Relación entre precios internacionales de principales exportadores e importadores de durazno preparado.

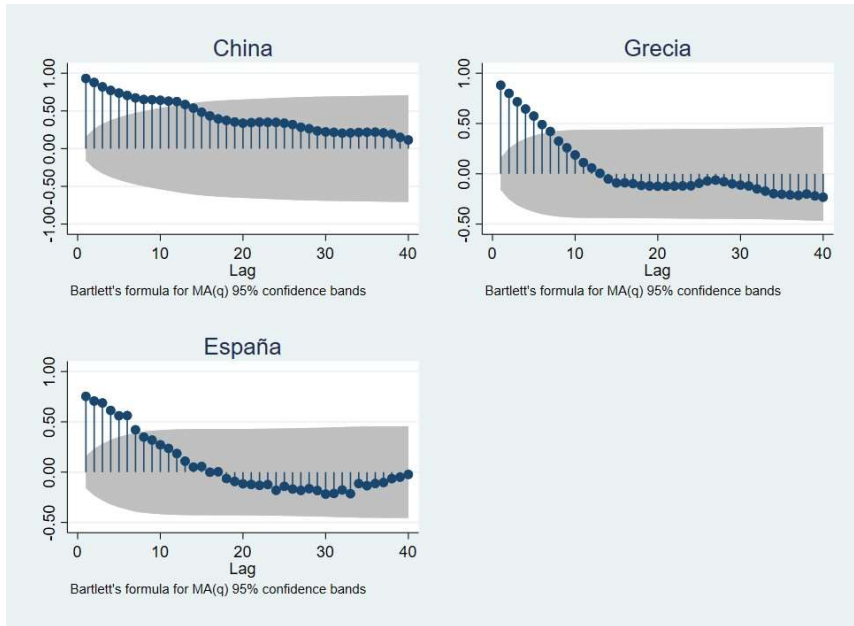
A partir de los gráficos de autocorrelación se puede advertir que las series de precios internacionales de cada país no colapsan rápidamente a cero, sugiriendo que las mismas son no estacionarias. Los siguientes gráficos muestran los niveles de autocorrelación de las distintas series de precios de los diferentes países bajo estudio.

Figura 7: Autocorrelación de precios internacionales de Argentina y Chile.



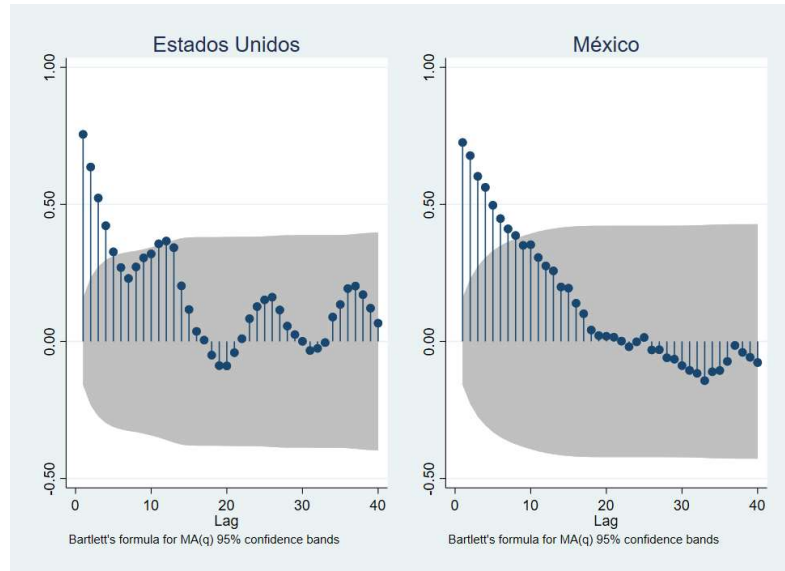
Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Figura 8: Autocorrelación de precios internacionales de otros principales exportadores.



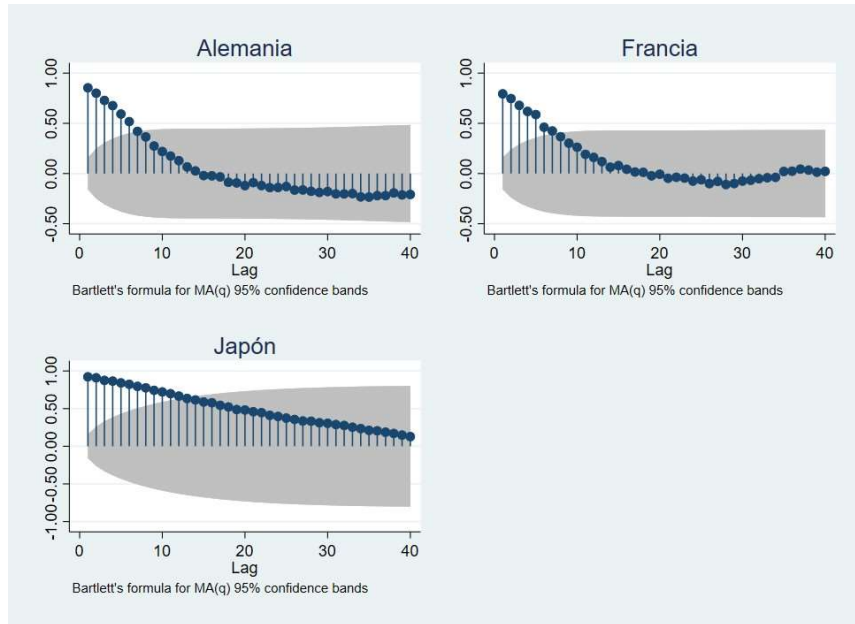
Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Figura 9: Autocorrelación de precios internacionales de Estados Unidos y México.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Figura 10: Autocorrelación de precios internacionales de otros principales importadores



Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Los resultados de los test de raíces unitarias (ver Tabla 8) de las series de precios de exportación en niveles de Argentina, Chile, China y Grecia no rechazan la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria al 1%. En el caso del país importador Japón tampoco se rechaza la hipótesis nula de proceso de raíz unitaria. Esto sugiere que para estos países las series son no estacionarias en niveles debido a un proceso de raíz unitaria. Si se analizan las series en primera diferencias, se encuentra que en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, sugiriendo que en todos los países la serie de precios internacional es estacionaria en diferencias.

Se puede concluir que para Argentina, Chile, China y Grecia cada una de las series en forma individual parece seguir un proceso de raíz unitaria.

Tabla 8: Resultados de los tests de raíces unitarias aplicados a las series de precios en niveles.

País	Estadístico DF	DF p-value	Estadístico Z(t) de PP	Estadístico Z(rho) de PP	Z(t) de PP p-value
Argentina	-3.111	0.026	-2.940	-13.715	0.041
Chile	-2.820	0.055	-2.576	-10.326	0.098
China	-2.575	0.098	-2.400	-8.587	0.142
España	-4.489	0.000	-4.125	-29.313	0.001
Grecia	-3.151	0.023	-3.004	-15.604	0.035
Alemania	-3.483	0.008	-3.229	-18.101	0.018
EEUU	-4.420	0.000	-4.418	-35.685	0.000
Francia	-4.208	0.001	-3.809	-24.402	0.003
Japón	-2.745	0.067	-2.374	-6.563	0.149
México	-4.949	0.000	-4.706	-36.246	0.000

Nota: DF corresponde al test de Dickey-Füller y PP al procedimiento de Phillips-Perron (PP).

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Tabla 9: Resultados test de raíces unitarias aplicados a las series de precios en primeras diferencias

País	Estadístico DF	DF p-value	Estadístico Z(t) de PP	Estadístico Z(rho) de PP	Z(t) de PP p-value
D Argentina	-15.488	0.000	-15.562	-182.784	0.000
D Chile	-15.668	0.000	-15.925	-179.051	0.000
D China	-14.442	0.000	-14.633	-166.426	0.000
D España	-19.028	0.000	-21.723	-188.001	0.000
D Grecia	-14.659	0.000	-14.760	-172.777	0.000
D Alemania	-17.644	0.000	-17.646	-203.205	0.000
D EEUU	-16.261	0.000	-16.988	-172.239	0.000
D Francia	-18.944	0.000	-20.333	-196.176	0.000
D Japón	-21.119	0.000	-24.545	-202.472	0.000
D México	-19.068	0.000	-21.140	-192.301	0.000

Nota: DF corresponde al test de Dickey-Füller y PP al procedimiento de Phillips-Perron (PP).

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

Los test DF y PP, que se muestran en la Tabla 9, son menos potentes que otros tests de raíces unitarias. Por lo tanto, para asegurar qué series son estacionarias se lleva a cabo también el test DF-GLS. Este es un test modificado del test Dickey Füller conocido como el test DF-GLS propuesto por Elliott *et al.* (1996) y es significativamente más poderoso que el test aumentado de Dickey Füller. Esencialmente, este test es el test aumentado de Dickey Füller cuando la serie de tiempo es transformada vía una regresión de Generalized Least Squares (GLS).

En las dos secciones anteriores no fue necesario realizar este test ya que los tests de DF y PP mostraban que las series eran no estacionarias. Aquí se quiere asegurar cuáles son y cuáles no son estacionarias con este test más poderoso y evitar falsos positivos o negativos. En este caso se encuentra que la hipótesis de raíz unitaria no es rechazada al 1 %, 5 % y 10 % en los países exportadores Argentina, Chile, China, España y Grecia, y los países importadores Alemania, Francia y Japón. Es decir, las series de precios de estos países son no estacionarias en niveles y existe evidencia de que siguen un proceso de raíz unitaria. Los resultados se reportan en la Tabla 10.

En el caso de Estados Unidos, la hipótesis nula de raíz unitaria se rechaza para los rezagos 1 a 4 al 1 %, de los rezagos 5 y 6 al 5 % y los rezagos 7 a 13 al 10 %. En el caso de México, se rechaza para el rezago 1 al 10 %. Con motivo de cautela se decide dejar fuera del análisis ambas series ya que las mismas podrían no seguir un proceso de generación de raíz unitaria y podría generar problemas en el análisis de cointegración.

Tabla 10: Resultados test de raíz unitarias DF-GLS aplicados a las series de precios internacionales.

Rezagos	DF-GLS tau										1%	5%	10%
	Argentina	Chile	China	España	Grecia	Alemania	EEUU	Francia	Japón	México	Critical Value	Critical Value	Critical Value
13	-1.811	-1.492	-1.382	-1.89	-1.841	-1.728	-2.983	-1.612	-1.165	1.72	-3.518	-2.787	-2.511
12	-1.822	-1.351	-1.034	-1.703	-1.755	-1.664	-2.473	-1.599	-1.22	1.586	-3.518	-2.805	-2.529
11	-1.749	-1.042	-0.808	-1.624	-1.86	-1.569	-2.488	-1.667	-0.941	1.654	-3.518	-2.823	-2.546
10	-1.64	-1.215	-0.958	-1.511	-2.018	-1.659	-2.514	-1.692	-0.8	1.611	-3.518	-2.841	-2.562
9	-1.606	-1.186	-0.861	-1.638	-2.013	-1.982	-2.576	-1.737	-0.824	1.556	-3.518	-2.858	-2.578
8	-1.736	-1.272	-0.868	-1.798	-1.903	-2.142	-2.618	-1.799	-0.778	1.712	-3.518	-2.875	-2.593
7	-1.663	-1.276	-1.154	-1.814	-2.144	-1.974	-2.872	-1.679	-0.6	1.741	-3.518	-2.891	-2.608
6	-1.401	-1.299	-1.362	-1.575	-1.822	-2.121	-3.404	-1.792	-0.578	1.846	-3.518	-2.906	-2.622
5	-1.466	-1.273	-1.295	-1.215	-1.933	-1.973	-3.492	-1.896	-0.624	1.934	-3.518	-2.92	-2.635
4	-1.715	-1.256	-1.392	-1.468	-1.763	-1.862	-3.713	-1.475	-0.741	1.99	-3.518	-2.934	-2.647
3	-1.761	-1.638	-1.653	-1.535	-1.724	-1.602	-3.639	-1.652	-0.865	2.046	-3.518	-2.947	-2.659
2	-1.994	-1.298	-1.833	-1.659	-1.691	-1.612	-3.638	-1.793	-1.161	2.326	-3.518	-2.958	-2.67
1	-1.756	-1.491	-1.754	-2.237	-1.786	-1.653	-3.827	-2.017	-1.329	2.696	-3.518	-2.969	-2.679

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

La cantidad de rezagos en el caso de las series conjuntas de todos los países excepto EEUU y México es dos rezagos según AIC y un rezago según los criterios HQIC y SBIC. En el caso de Argentina la cantidad óptima de rezagos es dos (ver Tabla A3).
Se realiza entonces una prueba de rango de cointegración utilizando el test de Johansen, con un rezago y dos rezagos. Los resultados se presentan en la Tabla 11. Al considerar un solo rezago en el test de Johansen, se obtiene un rango de cointegración igual a seis tomando el valor crítico al 5 % de confianza. En el caso de dos rezagos se obtiene un rango de cointegración igual a cuatro tomando el valor crítico al 5 % de confianza. En ambos casos las series cointegran en al menos un precio como se muestra en la Tabla 12.

Tabla 11: Test de Johansen

	rank -r-	parms	LL	Autovalor	Estadístico max. autovalor	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %	Estadístico Traza	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %
<i>Un rezago (lag(1))</i>										
	0	3	350.678	.	45.59	25.52	20.97	61.32	35.65	29.68
	1	8	373.471	0.276	12.86	18.63	14.07	15.74*	20.04	15.41
	2	11	379.903	0.087	2.874	6.650	3.760	2.87*	6.65	3.76
	3	12	381.340	0.020						
Observaciones						141				
<i>Tres rezagos (lag(2))</i>										
	0	12	372.555	.	27.76	25.52	20.97	40.840	35.65	29.68
	1	17	386.434	0.180	9.41	18.63	14.07	13.08*	20.04	15.41
	2	20	391.137	0.065	3.676	6.650	3.760	3.680	6.650	3.760
	3	21	392.975	0.026						
Observaciones						140				

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

En la Tabla 12 se muestran las distintas combinaciones de pares de series evaluadas. Se observa que las series de precios de exportaciones nacionales está co-integrada con todas las demás series de precios internacionales. A diferencia de Argentina, en el caso de Chile y España, no se encuentra co-integración entre las exportaciones de cada país con las exportaciones de China, así tampoco con las importaciones de Japón.

Tabla 12: Resultados test de co-integración según pares de series de precios de exportación e importación.

	Argentina	Chile	China	España	Grecia	Alemania	Francia	Japón
Argentina	-	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Chile	Si	-	No	Si	No	Si	Si	No
China	Si	No	-	No	No	No	Si	Si
España	Si	Si	No	-	No	Si	Si	No
Grecia	Si	Si	No	Si	-	Si	Si	No
Alemania	Si	Si	No	Si	Si	-	Si	No
Francia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	-	No
Japón	Si	No	Si	No	No	No	No	-

Nota: Países exportadores: Argentina, Chile, China, España y Grecia. Países importadores: Alemania, Francia y Japón.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.

5. Conclusiones

En este trabajo se examina la transmisión de precios en la cadena productiva del durazno para industria de Mendoza a partir de un análisis de co-integración. El objetivo del trabajo es doble. En primer lugar hacer un aporte metodológico que permita caracterizar cómo los precios de los distintos componentes de una cadena de valor se relacionan y la respectiva interpretación económica. En segundo lugar el presente trabajo pretende ilustrar la metodología propuesta para el caso de la cadena productiva del durazno para industria.

La evidencia sugiere la existencia de una relación entre el comportamiento de los precios de mercado interno de los eslabones del medio de la cadena (precios de supermercados) y precios de exportación. Esto indicaría que ambos mercados están integrados. Por otro lado, no se encontró evidencia de una transmisión de precios hacia los productores de durazno para industria, eslabón más bajo de la cadena. Lo cual indicaría la existencia de barreras en el mercado de durazno en fresco para industria y/o una concentración de mercado de la demanda. Esto es posible que se deba a los pocos productores de durazno preparado, quienes utilizan como insumo el durazno en fresco para industria.

Creemos que la metodología desarrollada en este trabajo puede ser de utilidad a la hora de analizar los procesos de transmisión de precios de distintos sectores productivos lo que conllevará a una mejor toma de decisiones a la hora del armado y puesta en marcha de las políticas relevantes.

Referencias

- Abdulai, A. (2000). Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. *Journal of development economics*, 63(2):327–349.
- Acosta, A. y Ortega, J. (2006). Transmisión de precios agrícolas en América Latina en el contexto de la apertura comercial. *Documento de Trabajo, Proyecto GCP/RLA/152/IA5 FAO-BiD*.
- Agroindustria (2019). Cadena de durazno para industria - resumen. Technical report, Secretaría de Agroindustria, Secretaría de Alimentos y Bioeconomía Dirección Nacional de Alimentos y Bebidas Dirección de Cadenas Alimentarias (DCA).
- Baffes, J. y Ajwad, M. I. (2001). Identifying price linkages: a review of the literature and an application to the world market of cotton. *Applied Economics*, 33(15):1927–1941.
- Chen, B. y Saghaian, S. (2016). Market integration and price transmission in the world rice export markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, pp. 444–457.
- Elliott, G., Rothenberg, T., y Stock, J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*, volumen 2. Princeton New Jersey.
- IDR (2017). Censo de productores de durazno para industria. Technical report, IDR.
- IDR (2019). Pronóstico de durazno en Mendoza, 2018-2019. Technical report, IDR.

- Lema, D. y Brescia, V. (1998). La convergencia de los precios agrícolas de la argentina y los EEUU, la ley de un solo precio para los commodities pampeanos. *Documento de Trabajo, INTA*, (2).
- ODEPA (2018a). Caracterización económica de la cadena agroalimentaria de las hortalizas congeladas. Technical report, Ministerio de Agricultura.
- ODEPA (2018b). Caracterización económica de la cadena agroalimentaria del tomate de uso industrial. Technical report, Ministerio de Agricultura.
- Ojer, M. y Redondo, E. (2016). Duraznos para industria: actualidad varietal y desafíos. *Experticia*, (5). Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad Nacional de Cuyo. ISSN 2422-6254.
- Quiroz, J. A. y Soto, R. (1995). International price signals in agricultural markets: Do governments care?
- Raper, K. C., Thornsbury, S., y Aguilar, C. (2009). Regional wholesale price relationships in the presence of counter-seasonal imports. *Journal of agricultural and applied economics*, 41(1):271–290.
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., y Conforti, P. (2004). Integración de mercados y transmisión de precios en determinados mercados de productos alimentarios y comerciales de países en desarrollo: examen y aplicaciones. *FAO, Situación de los mercados de productos básicos*.
- Rossini, G. y Guiguet, E. D. (2008). Transmisión vertical de precios en el sector de la carne vacuna en argentina. *Revista de Análisis Económico—Economic Analysis Review*, 23(2):3–19.
- Sosa Escudero, W. (2000). A primer on unit-roots and cointegration. *Trabajos Docentes*, (3).
- Urrutia, F. J. (2019). *Transmisión de precios en el mercado de tabaco en Argentina*. Tesis doctoral, Universidad Nacional de Mar del Plata.

Apéndice

Tabla A1: Selección de la cantidad de rezagos de cada serie.

Criterio	Cantidad óptima de rezagos		
	AIC	HQIC	SBIC
Precio productor y precio de exportación	lags(3) 0.294*	lags(1) 0.427*	lags(1) 0.594*
Precio pagado al productor	lags(2) -1.597*	lags(2) -1.551*	lags(1) -1.471*
Precio de exportación	lags(3) 1.747*	lags(3) 1.808*	lags(3) 1.919*

Nota: Precio pagado al productor por kilogramo de durazno para industria. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR. Lags corresponde al número de rezagos óptimos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR.

Tabla A2: Selección de la cantidad de rezagos de cada serie

Criterio	Cantidad óptima de rezagos		
	AIC	HQIC	SBIC
Precio supermercados y exportación IDR y TradeMap	lags (2) -5.210*	lags(2) -5.025*	lags(1) -4.869*
Precio de supermercados	lags(2)-1.552*	lags(2) -1.526*	lags(2) -1.488*
Precio de exportación IDR	lags(6) -1.558*	lags(6) -1.497*	lags(4) -1.425*
Precio de exportación TradeMap	lags(4) -2.084*	lags(1) -2.047*	lags(1) -2.022*

Nota: Precio promedio de supermercado de la lata de 485 gr. de durazno en conserva. Precio de exportación promedio por kilogramo relevado por el IDR y precio de exportación FOB promedio por kilogramo relevado por TradeMap. Lags corresponde al número de rezagos óptimos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IDR y de TradeMap.

Tabla A3: Selección de la cantidad de rezagos de cada serie

Criterio	Cantidad óptima de rezagos		
	AIC	HQIC	SBIC
Todos los países excepto EEUU y México	lags (2) -21.501*	lags(1) -20.867*	lags(1) -20.001*
Argentina	lags(2) -1.959*	lags(2) -1.935*	lags(2) -1.899*
Chile	lags(4) -2.639*	lags(2) -2.599*	lags(2) -2.563*
China	lags(2) -3.014*	lags(1) -2.990*	lags(1) -2.966*
España	lags(3) -2.024*	lags(3) -1.991*	lags(3) -1.943*
Grecia	lags(2) -2.902*	lags(1) -2.885*	lags(1) -2.861*
Alemania	lags(2) -2.825*	lags(2) -2.800*	lags(2) -2.764*
EEUU	lags(2) -1.503*	lags(2) -1.478*	lags(2) -1.442*
Francia	lags(2) -2.313*	lags(2) -2.288*	lags(2) -2.252*
Japón	lags(4) -2.937*	lags(4) -2.896*	lags(2) -2.853*
México	lags(2) -1.500*	lags(2) -1.476*	lags(2) -1.440*

Nota: Lags corresponde al número de rezagos óptimos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de TradeMap.