

Formación y transmisión del precio del trigo en el mercado chileno: un análisis regional

Claudio Farías P. | Tomás Merino L. | Andrea García L. | Javiera Pefaur L.
Cointegración, transmisión de precios, trigo.



Formación y transmisión del precio del trigo en el mercado chileno: un análisis regional

Enero de 2017

Autores:

Claudio Farías P.

Encargado de la Unidad de Transparencia de Mercados

Tomás Merino L.

Andrea García L.

Javiera Pefour L.

Profesionales de la Unidad de Análisis de Cadenas
Departamento de Análisis de Mercado y Política Sectorial

Artículo producido y editado por la Oficina de Estudios y
Políticas Agrarias -Odepa-
Directora Nacional y Representante Legal
Claudia Carbonell Piccardo

Informaciones:

Centro de Información Silvoagropecuaria, CIS
Valentín Letelier 1339. Código postal 6501970
Teléfono: (56-2) 2397 3000
www.odepa.gob.cl
e-mail: odepa@odepa.gob.cl



Formación y transmisión del precio del trigo en el mercado chileno: un análisis regional

Introducción

Las fluctuaciones de precio que enfrenta el mercado nacional del trigo panadero¹ generan incertidumbre entre los agentes que participan en la cadena, quienes demandan mayor transparencia y más información acerca de cómo afectan diversos factores en la formación del precio nacional y la competitividad del rubro.

En relación con la transparencia, durante los últimos años el funcionamiento del mercado del trigo ha sido cuestionado, existiendo dos solicitudes ante la Fiscalía Nacional Económica (FNE), de los años 2012 y 2016, para que investigasen distorsiones en la determinación de los precios nacionales y colusión para fijar coordinadamente los mismos, respectivamente. En ambos casos la FNE ha resuelto archivar los casos, al no existir evidencia suficiente que sustente lo expuesto por los solicitantes.

Por otra parte, y en relación con la demanda de información, si bien se conoce que la condición de importador neto de trigo expone a Chile a las fluctuaciones del mercado internacional -al estar el precio nacional influido por el precio de importación de trigos sustitutos- existe desconocimiento acerca de

cuál es el grado de incidencia de este factor a nivel regional, es decir, cómo se transmite esta señal y cuánto demora en responder el mercado ante una variación externa de precios. Asimismo, se desconoce cuál es el grado de incidencia de la estacionalidad o alta concentración de la cosecha en el precio a nivel regional.

Considerando lo expuesto, el presente documento estudia la dinámica en la formación y transmisión de precios en el mercado nacional y la relación que existe entre la principal zona de utilización del trigo (zona deficitaria comprendida entre la Región de Valparaíso y la Región de O'Higgins) y la zona principal de producción (zona excedentaria comprendida entre la Región del Maule y la Región de la Araucanía). Con esto se pretende:

- entender de mejor manera el funcionamiento del mercado del trigo y aportar en clarificar o comprobar algunas inquietudes que existen con relación a su transparencia;
- aportar una mirada a la comercialización desde la perspectiva regional (los estudios que existen relacionan el mercado nacional a nivel agregado con el mercado internacional), y

¹ En Chile se produce trigo panadero y candeal, los cuales son utilizados principalmente para la producción de pan y pastas, respectivamente. Este estudio está basado en el trigo panadero.

- evaluar el grado de incidencia de los precios internacionales sobre la dinámica de los precios en el mercado nacional.

Para la elaboración del estudio, se han planteado dos hipótesis básicas:

1. que los cambios en los precios internacionales se transmiten de manera perfecta al mercado nacional y lo mismo sucede dentro de éste, y
2. que existe un efecto estacional (cosecha) que provoca una disminución del precio pro-

medio nacional debido a la sobreoferta temporal. Esta disminución es mayor en magnitud en la zona excedentaria, comparado con la zona deficitaria.

Las hipótesis se analizan sobre la base de antecedentes del mercado del trigo nacional y con los datos estadísticos existentes, mediante un modelo de cointegración. El aporte de este estudio a la literatura es que entrega una mirada desde la dinámica regional, empleando información de precios de trigo no utilizada anteriormente.

II. Antecedentes

a. Mercado externo

Chile ha sido históricamente importador neto de trigo, adquiriendo en mercados externos un 35% de sus requerimientos en los últimos cinco años. Los principales mercados proveedores de trigo para Chile son Estados Unidos, Canadá y Argentina, países que en el mismo periodo han apor-

tado en promedio 41%, 34% y 23% de las importaciones de trigo respectivamente. En las tablas 1 y 2 se detalla el aporte de los mercados externos en la disponibilidad interna y el porcentaje de participación de los principales países proveedores de trigo en los últimos cinco años.

Tabla 1. Chile: producción, importación y consumo aparente de trigo¹ (toneladas) período 2012-2016

Año	Producción	Importación (I) ²	Disponibilidad aparente	I/Da %
2012	1.114.411	805.933	1.920.344	42
2013	1.365.123	890.019	2.255.142	39
2014	1.236.092	724.696	1.960.788	37
2015	1.333.213	700.689	2.033.902	34
2016 ³	1.531.006	449.891	1.980.897	

Fuente: elaborado por Odepa con información del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y del Servicio Nacional de Aduanas.

Notas:

1 No incluye trigo duro.

2 No incluye importaciones de trigo para consumo animal.

3 Importaciones hasta el 30 de septiembre de 2016.

Tabla 2. Participación relativa (en volumen) de los principales países proveedores de trigo¹ período 2012-2016

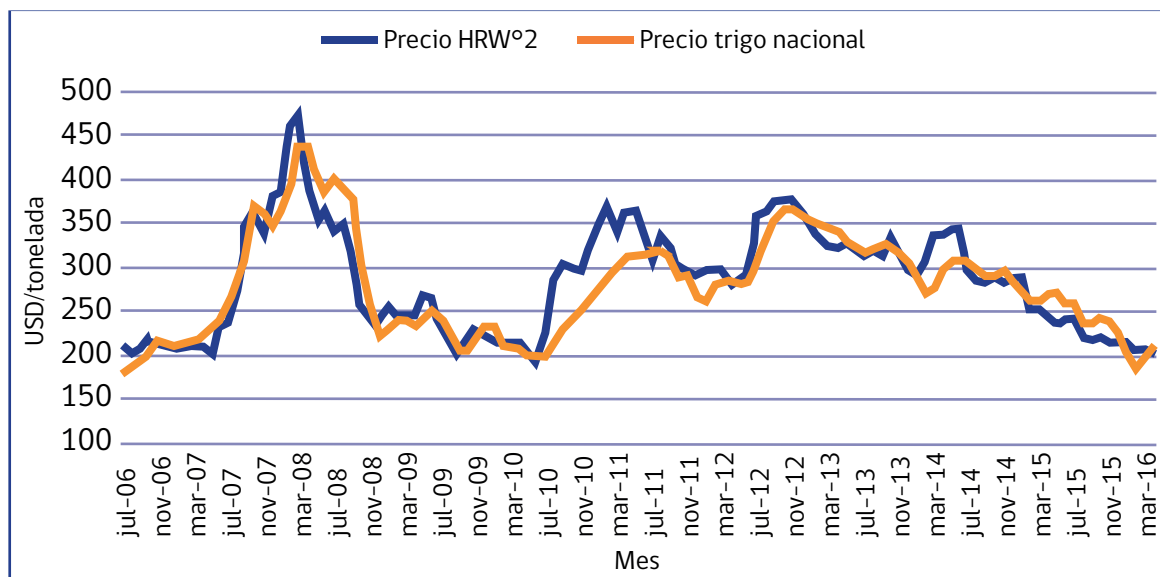
Año	Estados Unidos %	Canadá %	Argentina %
2012	22	14	62
2013	78	17	5
2014	44	55	1
2015	22	51	25
2016 ²	23	44	22
Total 2012-2016	41	34	23

Fuente: elaborado por Odepa con información del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y del Servicio Nacional de Aduanas.
Notas:
1 No incluye trigo duro.
2 Importaciones hasta el 30 de septiembre de 2016.

La condición de país importador y el tamaño y libertad del mercado chileno -relativo al mercado mundial-, en un ambiente de competencia, determinan que el precio pagado en Chile esté fuertemente alineado con lo que ocurre en el mercado externo. Para ilustrar esto, en el gráfico 1 se presenta la evolu-

ción del precio FOB del trigo *Hard Red Winter* N°2 (HRW N°2), uno de los más importantes a nivel internacional, y el precio promedio del trigo nacional, observándose a simple vista que ambos precios parecen seguir una misma tendencia de largo plazo.

Gráfico 1. Evolución del precio del trigo nacional y HRW N°2 FOB Golfo



Fuente: elaborado por Odepa con información de Cotrisa y Thomson Reuters.

El concepto económico que está detrás de esta “**misma tendencia**” es el de la transmisión horizontal de precios entre diferentes localidades -también denominado “**transmisión espacial de precios**”-, en donde existe una condición de arbitraje espacial. Esta condición implica que las diferencias de precios en los diferentes mercados nunca van a exceder los costos de transacción, de otra manera existirían oportunidades de ganancias que serían explotadas por los arbitrajeros. La consecuencia de esta dinámica de comportamiento es la ley de un único precio (LUP) derivada por *Marshall* (1890). Esta ley dice que, si un bien homogéneo es transable, el precio de ese bien en lugares diferentes debe ser idéntico cuando es medido en la misma moneda, salvo por la diferencia que pueda existir por el costo de transacción².

En esta línea de investigación, *Engler y Nahuelhual* (2006) miden el grado de respuesta del mercado del trigo chileno frente a los cambios de los mercados argentino y estadounidense en el periodo 1984-2004 usando un modelo de cointegración, encontrando que existe evidencia de integración entre estos tres países, siendo los precios de Estados Unidos los que lideran este sistema, y que Chile responde a cambios en los precios tanto de Argentina como de Estados Unidos. En la misma línea, *Valdés et al.* (2012) miden la existencia de integración del mercado de trigo chileno con respecto al de Estados Unidos y Argentina, con la diferencia que construyen una variable que es un promedio ponderado de estas dos series según la proporción de importaciones. Al igual que en el estudio citado anteriormente, en este análisis se concluye que existe integración entre Chile y los mercados de Estados Unidos y Argentina, y que los cambios en los precios de referencia para Chile -en este caso Estados Unidos

y Argentina- causan cambios en el precio doméstico, pero no viceversa. Además, se muestra que cambios en el precio del trigo de Estados Unidos causan cambios en el precio de Argentina y no en sentido contrario, lo que evidencia liderazgo en precios por parte de Estados Unidos en el sistema.

De estos estudios es posible concluir que es el precio del trigo estadounidense quien lidera las dinámicas de los precios en Chile y en Argentina -el tercer proveedor más importante para Chile desde el año 2012- y que existe integración y transmisión de precios entre el mercado interno y el externo.

Con relación al liderazgo de precios a nivel internacional, diversos autores han estudiado si existe un mercado en específico que lo haga. En esta línea de investigación, *Ghoshray* (2006) hace una revisión de la literatura y encuentra que existe evidencia positiva de liderazgo mundial en precios tanto para Estados Unidos como para Canadá; sin embargo, el autor plantea que ninguno de estos estudios ha realizado un análisis en base al uso del trigo. El autor, al realizar este análisis, descubre que los trigos estadounidenses lideran las tres clasificaciones de trigo especificadas en el estudio -suave, intermedio y fuerte³- por lo que provee mayor evidencia de que Estados Unidos es un mercado líder para el precio del trigo a nivel internacional.

b. Mercado interno

La producción nacional de trigo panadero se concentra principalmente en la zona sur entre las regiones del Maule y de Los Lagos con el 96% del total de la producción. Las regiones de La Araucanía y del Bío Bío son las mayores productoras de la zona, representando el 45% y 26% de la producción

² Costos de transacción pueden ser fletes y costos de intermediación, entre otros.

³ El trigo se clasifica en los tres tipos señalados de acuerdo a las características panaderas que se logran a partir de la harina que se obtiene de ellos.

Tabla 3. Chile: Producción y molienda de trigo en las distintas regiones para el año 2015

Año 2015	Zona Centro (zona deficitaria)			Zona Sur (zona excedentaria)			
	Valparaíso	Metropolitana	O'Higgins	Maule	Bíobío	La Araucanía	Los Lagos/ Los Ríos
Producción (ton)	4.781	9.693	41.326	167.987	348.524	598.673	160.316
Molienda de trigo ¹ (ton)	127.735	926.978	181.298	106.215	251.442	164.014	150.320
Relación producción región/molienda región	4%	1%	23%	158%	139%	365%	107%
Relación molienda región/molienda nacional	7%	49%	10%	6%	13%	9%	8%
Participación en la producción nacional	0%	1%	3%	13%	26%	45%	12%

Fuente: elaborado por Odepa con información de Cotrisa.
Nota:
1 Incluye trigo candeal.

nacional respectivamente. En cuanto a la demanda de trigo, la molienda se concentra principalmente en la zona central entre las regiones de Valparaíso y O'Higgins, sumando el 65% de la molienda nacional. La Región Metropolitana es la mayor demandante de trigo a nivel nacional, con aproximadamente el 50% de la molienda. Como se observa en la tabla 3, en la zona sur la producción sobrepasa la demanda por molienda en todas las regiones que la componen, lo que genera un "excedente" de trigo. A su vez, en la zona centro la producción no alcanza a abastecer la demanda local, lo cual genera un "déficit" de trigo en esta zona. Esta estructura genera que el excedente de trigo fluya principalmente desde la zona "excedentaria" hacia la zona "deficitaria", con el objetivo de abastecer la demanda que no es cubierta con la producción local y las importaciones.

Dado que en la zona deficitaria existiría mayor facilidad para la sustitución de trigo con importaciones -debido a la cercanía con los puertos- y a que allí se concentra la mayor capacidad molinera nacional, se esperaría

observar que esta zona es la que fijaría los precios y que luego éstos serían transmitidos a la zona excedentaria, descontando los costos de transacción, principalmente el flete del grano. La razón de esta dinámica es que quienes importan saben cuál es el costo alternativo de importar; por tanto, observan ese precio y luego determinan el precio a pagar en el mercado doméstico.

c. Estacionalidad o concentración de la cosecha

El cultivo del trigo, al igual que otros cultivos anuales, presenta un fuerte efecto estacional, es decir, la cosecha se concentra en unos pocos meses del año, lo cual produce una gran acumulación de trigo disponible para la venta, exceso de oferta que por lo general provoca una disminución de los precios en el mercado. En Chile, el trigo se comienza a cosechar en diciembre en la zona centro y termina entre febrero y marzo en la zona sur.

Este aspecto se consideró importante de incluir en el desarrollo de modelo de análisis aplicado, dado que permite estimar cuanti-

tativamente cuál es el efecto de la concentración de la venta de trigo en el periodo de cosecha sobre los precios en el mercado.

Adicionalmente, debido a que en la zona excedentaria la oferta relativa de trigo es

mayor que en la zona deficitaria, se espera que el efecto estacional sobre los precios sea mayor en la zona excedentaria que en la zona deficitaria.

III. Modelo de análisis

a. Método: análisis de cointegración de precios para evaluar transmisión y velocidad de ajuste temporal

El presente trabajo se enmarca en la línea de investigación empírica sobre la transmisión de precios, que tiene como objetivo estimar y analizar los parámetros de las relaciones entre los precios de uno o más mercados. *Dutoit et al.* (2010, p. 15) define la transmisión en este contexto como "(...) la relación entre los precios de dos mercados relacionados; por ejemplo, entre el precio internacional de un producto y su precio doméstico (...)".

Como se explicó en la sección II, el análisis económico de estas relaciones se basa en la ley de un único precio y en el concepto de "arbitraje". De acuerdo a la teoría, cualquier diferencia entre dos precios para un mismo producto es eliminada por los agentes del mercado, hasta el punto en que corresponde solo a la contabilización de los costos de transporte y de comercialización. Bajo estas condiciones, se dice que la transmisión de precios es perfecta. Evidentemente, esto requiere ausencia de "fricciones" y la posibilidad de comerciar libremente. Por lo general, la no existencia de una transmisión perfecta se explica por una serie de factores entre los que se cuentan los costos de transacción,

políticas arancelarias, políticas domésticas, inventarios, entre otros (para una lista detallada ver *Conforti*, 2004).

En econometría, la estimación de las relaciones entre variables que presentan tendencia reviste complejidad, porque su estructura puede provocar que se consideren significativas relaciones completamente espurias (*Granger y Newbold*, 1974). Los supuestos del modelo clásico de regresión requieren que las variables consideradas sean estacionarias, es decir, posean media y varianza definidas, que no varíen dependiendo del tiempo, y que además los errores de la ecuación que las modela tenga una media igual a cero y una varianza constante.

Los avances de la econometría de series de tiempo desde los años 80 han extendido el uso de técnicas especialmente destinadas al análisis y estimación de variables no estacionarias, permitiendo modelar una amplia gama de relaciones económicas, campo en donde es común encontrar datos con estas características. *Engle y Granger* (1987) y *Johansen* (1988) desarrollaron estrategias metodológicas para la estimación y el aprovechamiento de la información estadística que poseen dos o más series integradas del

mismo orden⁴ y que comparten una tendencia común. Estas técnicas corresponden a los modelos de cointegración, que en la actualidad son utilizados con frecuencia en los estudios de transmisión de precios (análisis horizontal) y de transferencia de costos (análisis vertical).

La cointegración denota la existencia de una relación de largo plazo entre dos o más variables. Esta relación, dada por una ecuación denominada vector de cointegración, representa un equilibrio de largo plazo que explica el comportamiento común de estas variables. Esta es la principal cualidad de los modelos de cointegración: si las trayectorias de las variables en el tiempo son influidas por cualquier desviación, innovación o *shock* respecto a este “**equilibrio de largo plazo**”, para que el sistema vuelva a estar en equilibrio se requiere del movimiento de al menos una de las variables que actúe en respuesta a la magnitud de ese “**desequilibrio**” producido (Enders, 1995, p. 365).

Una característica importante de los modelos de cointegración es que pueden ser representados como una relación de corto plazo entre las variables del sistema, donde se incorpora un ajuste a los desequilibrios pasados que ocurren en la relación de largo plazo (vector de cointegración), representación que se denomina “**modelo de corrección de errores**”.

En particular, el método de *Johansen* (1988 y 1991), utilizado en el presente trabajo, emplea esta característica de la cointegración para establecer un modelamiento de la relación entre variables que incorpora la dinámica de corrección de errores de los desequilibrios en el vector de cointegración. El método de *Johansen* permite confirmar la hipótesis de la existencia de cointegración y, de ser así, entrega la estimación de parámetros que denotan la relación de largo plazo y el coeficiente que representa la velocidad que tarda el mecanismo de corrección de errores en hacer que retorne el equilibrio en el vector de cointegración.

b. Procedimiento

Un primer paso en el estudio de cointegración consiste en evaluar la no estacionariedad de cada una de las series consideradas en el análisis. Esto se efectúa mediante los tests de raíz unitaria, como la prueba de *Dickey-Fuller* y sus extensiones o el procedimiento de *Phillips-Perron* (ver Enders, 1995, pp. 221-243).

Una vez realizado este análisis, se procede a estimar el modelo con la metodología propuesta por *Johansen* (1988). El procedimiento está basado en un modelo autorregresivo de P_t , un vector de precios de dimensión $n \times 1$ de series no estacionarias⁵. La forma del modelo de corrección de errores es escrita en primeras diferencias, lo que resulta en la siguiente ecuación:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-1} + \Phi d_t + \mu_t \quad (1)$$

$$\mu_t \sim i.i.d(O, \Omega)$$

4 Si una variable es estacionaria luego de aplicarse una primera diferencia sobre ella, se dice que la serie es integrada de orden 1, o que es $I(1)$.

5 En nuestro caso $h=3$, dado que se tienen tres series de precios.

Donde Γ es una matriz de dimensión $n \times n$, que estima los coeficientes que expresan las relaciones de corto plazo, Π una matriz de dimensión $n \times n$ que permite obtener los vectores de cointegración y ajuste, Φ una matriz $n \times s$ que estima los coeficientes de las s variables determinísticas –tendencia, constante, innovaciones o intervenciones–, μ_t un vector de error de dimensión $n \times 1$ y Ω una matriz de covarianzas de dimensión $n \times n$. Esta forma de especificar el sistema contiene información tanto de corto como de largo plazo vía la estimación de Γ y Π respectivamente. La lógica detrás del modelo de cointegración es que si P_t es $I(1)$ y tiene $r < n$ vectores de cointegración, entonces el rango de Π es igual a r . En este caso, Π puede ser factorizado en una matriz $\alpha\beta'$, donde α es una matriz de dimensión $n \times r$ que representa la velocidad de ajuste al equilibrio, mientras que β es una matriz de dimensión $n \times r$ que representa los coeficientes de largo plazo. Dado que los vectores de cointegración tienen la propiedad de que $\beta'_j P_t$ es estacionario – para todo $j(j=1\dots r)$ – entonces el sistema en conjunto es estacionario.

La hipótesis de cointegración puede ser testada examinando el rango de la matriz Π usando la prueba de traza y de máximo valor propio propuestos por *Johansen* (1988, 1991). La hipótesis nula de la prueba de traza es que existen $r = r^* < n$ vectores de cointegración en el sistema contra la alternativa que plantea que el sistema es estacionario. De una manera similar, la hipótesis nula de la prueba de máximo valor propio es la misma que la prueba de traza con la diferencia que la hipótesis alternativa es que existen $n+1$ vectores de cointegración. Pese a que estos tests permiten identificar la cantidad de vectores de cointegración, no especifican las relaciones de estos vectores, por lo que el investiga-

dor generalmente los define basándose en la teoría económica.

Una vez obtenidas las relaciones de cointegración, se procede a analizar la velocidad de ajuste de los distintos precios al equilibrio de largo plazo –matriz α –, ya que es posible que se descubra que alguna de las series de precios no responda a ningún vector, es decir que, si bien existe una relación de largo plazo con las demás variables, esta variable no se ajusta a las posibles desviaciones que se puedan generar en esa relación. En este contexto, *Johansen y Juselius* (1992) desarrollaron un test basado en la noción de que las variables que no responden a los desequilibrios del sistema del que son parte –los vectores de cointegración– pueden ser consideradas como débilmente exógenas a ese sistema. La exogeneidad débil en este contexto ofrece evidencia de una dinámica donde el precio se determina en el mercado principal o líder y el otro mercado lo sigue. La característica de esta dinámica es que el precio del mercado principal no se ajusta a las desviaciones de la relación de largo plazo con el mercado seguidor, mientras que este último si lo hace.

Si la hipótesis nula de que una de las filas de la matriz α , digamos, α_j ⁶, es igual a 0 no puede ser rechazada, entonces la ecuación correspondiente a Δp_{jt} no contiene información sobre la relación de largo plazo, dado que las relaciones de cointegración no entran en esta ecuación; por tanto, es válido estimar la ecuación condicionada a la variable débilmente exógena Δp_{jt} procediendo con la siguiente versión parsimoniosa de la propuesta en (1).

Donde $\Delta P'_t$ es un vector de dimensión $(n-1) \times 1$ de las primeras diferencias de las series de precios y α_{j1} es igual a α con $\alpha_j=0$.

⁶ El subíndice “j” se refiere a la serie correspondiente al precio internacional.

$$\Delta P_t' = \theta \Delta \rho_{jt} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \alpha_{11} \beta' P_{t-1} + \Phi d_t + v_t \quad (2)$$

$$v_t \sim i.i.d(0, \Omega)$$

La diferencia de esta ecuación con la (1) es que la variable que es débilmente exógena entra al sistema con sus diferencias contemporáneas. Según *Hendry y Juselius* (2000) la ventaja de esto es que, si la variable débilmente exógena ha experimentado muchas intervenciones -grandes *shocks*- y los cambios contemporáneos en esta variable han afectado significativamente las otras variables del sistema, entonces esta estimación es probable que reduzca la necesidad por variables de intervención en el modelo, y posiblemente conduzca a estimaciones más eficientes de los parámetros -menor varianza-.

Una vez realizada esta estimación, se procede a presentar los resultados del modelo (2) y a testear si la elasticidad de transmisión del precio entre las relaciones de los precios

definidos en los vectores es perfecta -es decir, unitaria-. Esto se realiza imponiendo restricciones a los vectores de cointegración y testeando estadísticamente si esas restricciones son válidas. Debido a que las variables se encuentran definidas en logaritmos, la elasticidad de transmisión perfecta implica que el cambio en el precio de una variable se transmite en la misma proporción a la variable con la cual está relacionada en el vector de cointegración. Por ejemplo, si existiera transmisión perfecta desde el mercado internacional hacia el nacional, un aumento del x% del precio internacional debería aumentar en un x% el precio nacional.

El periodo considerado en este estudio abarca desde julio del año 2006 hasta abril de 2016. Las estimaciones se hicieron con el paquete estadístico *Gretl* versión 2016a.

IV. Variables y fuentes de datos

a. Variables

En la tabla 4 se presenta una descripción de las variables utilizadas en este estudio.

Tabla 4. Variables empleadas en el análisis de cointegración de precios

Variable	Descripción de la variable	Unidad de medida
PE	Logaritmo natural del precio del trigo de la zona excedentaria	Precio en USD por tonelada
PD	Logaritmo natural del precio del trigo de la zona deficitaria	Precio en USD por tonelada
PHrw ^o 2	Logaritmo natural del precio internacional del trigo	Precio en USD por tonelada
Cosecha	Variable binaria para medir efecto estacional	1 entre diciembre y febrero 0 entre marzo y noviembre
Burbuja ^[1]	Variable binaria para medir el efecto de la burbuja especulativa en el precio del trigo ocurrida en 2008	1 en febrero y marzo del 2008 0 en otro caso
Retención	Variable binaria que mide el efecto de la liberación de las retenciones de Argentina	1 en enero de 2016 0 en otro caso
Outlier_1 Outlier_2	Variables binarias que controlan por observaciones atípicas. ^[2]	Outlier_1: 1 en noviembre 2008 0 en otro caso Outlier_2: 1 en diciembre 2011 0 en otro caso

Fuente: elaborado por Odepa.

Notas: [1] Areal et al. (2016) encuentran la existencia de una burbuja especulativa en los precios del trigo para los meses de febrero a marzo del año 2008. [2] La inspección de los datos y las pruebas realizadas indican que en estos periodos existieron observaciones atípicas en los datos. El tener observaciones atípicas en un modelo de corrección de errores puede generar un problema de inferencia ya que los residuos pueden ser no normales; por lo tanto, en econometría siempre es recomendable controlar por estos eventos.

b. Precio internacional

Para la representación del precio internacional relevante se utiliza el precio FOB Golfo de México del trigo HRW N^o2. El precio es obtenido de la página web de Odepa, en la cual se publica información de precios

periódicamente utilizando como fuente información de bolsas y *Thomson Reuters*.

La razón de usar este precio como referencia del precio internacional es que, como fue argumentado en los antecedentes, los

mercados toman como base este precio, actuando como líder tanto para el mercado internacional como nacional. Además, las importaciones de trigo desde Estados Unidos representan una parte importante de nuestras importaciones en el periodo de estudio (46% del total importado). Una alternativa a este precio era utilizar el precio CIF de las importaciones de trigo, información registrada en el Servicio Nacional de Aduanas; sin embargo, el problema de esto es que el precio reflejado en el periodo “t”, cuando se ingresa el registro de importación en la base de datos, corresponde a transacciones que realmente fueron realizadas en periodos anteriores (t-1, t-2, etc.) que se desconocen y que en el caso de este producto además es influido por la distancia de algunos mercados de origen; por tanto, habría que hacer supuestos sobre la temporalidad de estos precios que son difíciles de sustentar.

c. Precio nacional

Actualmente existen dos fuentes importantes de información de precios para el trigo a nivel de productor. Por un lado, está la información publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) en su serie de índice de precios a productor⁷ (IPP), que corresponde al nivel nacional y con frecuencia mensual; por otra parte, está la información disponible en la página web de Cotrisa, empresa que publica semanalmente precios ofrecidos por los poderes compradores que deciden informar precios⁸ para sus distintas plantas o lugares de recepción y diferentes tipos de trigo.

Dado que el estudio busca entender la formación y transmisión del precio desde una perspectiva regional, el IPP no sirve para este análisis ya que es representativo del precio a nivel nacional. Además, la información que genera el INE comienza en el año 2009, a dif-

erencia de la información que publica Cotrisa, que empieza en 2006. Es por esto que se decidió construir la serie de precios con la información publicada por Cotrisa, que está disponible desde julio de 2006 en la página web de esta empresa del Estado⁹.

La construcción de la base se constituyó a partir del promedio mensual del precio de todos los poderes compradores que publican precios en Cotrisa, excluyendo a los corredores, ya que estos agentes no son poderes compradores efectivos de trigo¹⁰. Además, se observó que los precios que éstos informan son constantemente más altos que los ofrecidos por los poderes compradores; por tanto, al incluirlos podrían sesgar las estimaciones.

Considerando lo anterior, se construyó la serie de datos para la Región Metropolitana como referente de la zona “deficitaria”, y para la zona excedentaria se tomó como referencia la Región de La Araucanía¹¹. En total, las series tienen 118 datos desde julio de 2006 hasta abril de 2016. Dado que no se obtuvieron series continuas de los precios, en la Región Metropolitana se debieron imputar tres datos faltantes y en la Araucanía un dato. Para imputar los datos se utilizó el cambio porcentual del índice del precio nacional del trigo que incluye el IPP que reporta el INE para los meses en que faltaba la información. Por ejemplo, si en el periodo “t+1” falta un dato, se utiliza el cambio porcentual del índice del precio del trigo entre “t+1” y “t” y se le aplica ese cambio al precio conocido en “t” para imputar el dato faltante en “t+1”.

En el gráfico 2 se presentan las dos series de precios internos construidas en conjunto con el precio del trigo HRW N°2. En este gráfico se puede observar, por una

7 El precio que se mide se denomina básico y solo considera el monto del precio asociado directamente a la producción del bien, sin considerar impuestos, subsidios ni ningún costo asociado a la venta (ej.: transporte). Su publicación es mensual, alrededor del 24 de cada mes.

8 Es importante destacar que los poderes compradores voluntariamente envían los precios de compra a Cotrisa, no existiendo obligación alguna de hacerlo.

9 <https://www.cotrisa.cl/mercado/trigo/nacional/precios.php>

10 Los corredores actúan intermediando la relación comercial entre productores y compradores, pero no compran el producto, siendo esta actividad un servicio de comercialización.

11 Se decidió utilizar la Región Metropolitana como referente de la zona deficitaria ya que, como se señaló en los antecedentes, esta zona representa aproximadamente el 50% de la molienda nacional, a su vez, se seleccionó la Región de La Araucanía como referente de la zona excedentaria debido a que es la zona con mayor excedente de producción. Por otra parte, con excepción de la Región del Biobío, las demás regiones presentaban lagunas importantes de información de precios, lo cual permitió construir una serie continua.

parte, que los precios de la zona deficitaria corresponden a los precios de la excedentaria más un diferencial –salvo en algunos meses en que son prácticamente iguales–, el cual debería corresponder a los costos de transacción y principalmente el de transporte, y por otra, que ambos precios siguen la misma tendencia del precio del trigo HRW N°2. Este gráfico indicaría a priori que los precios son prácticamente iguales en las dos zonas siendo el diferencial los costos asociados a la transacción y, además, que existiría una tendencia común con el precio que se ha utilizado como referencia para el mercado interno.

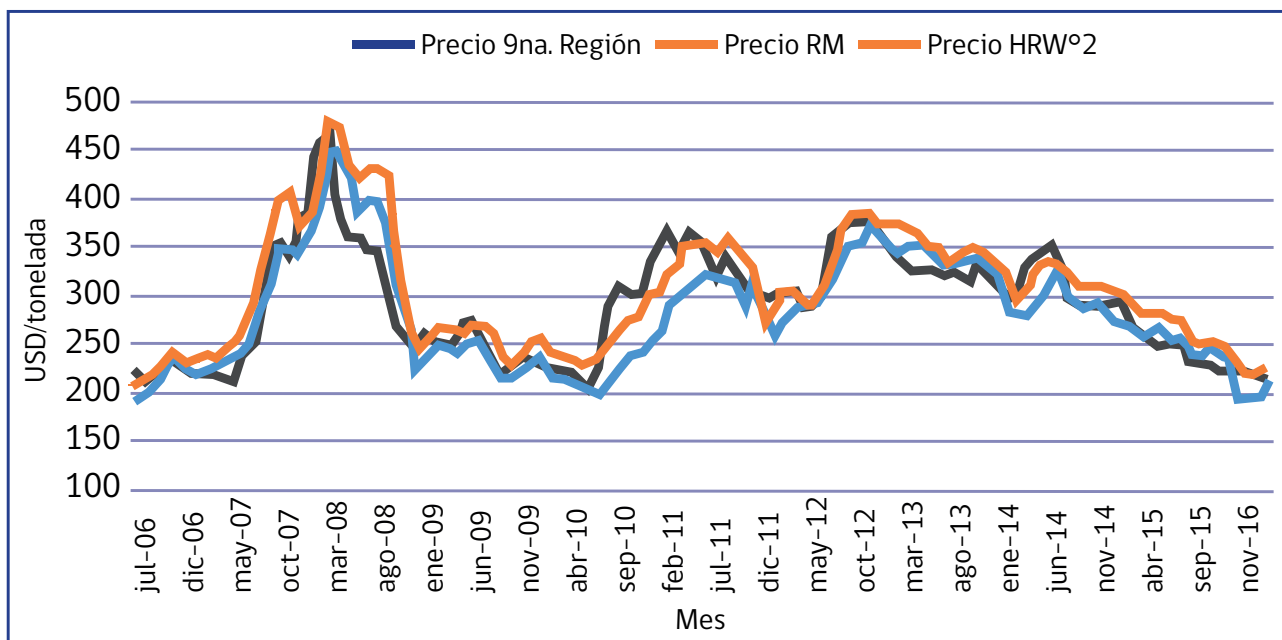
d. Limitaciones de los datos

Como se mencionó anteriormente, los po-

deres compradores que informan precios a Cotrisa no están en la obligación de hacerlo, por tanto, el precio que se obtiene a través del promedio de los valores informados no necesariamente representa a todos los compradores que realizan transacciones de trigo en cualquier zona.

Otra limitante de los datos que se debe tener en consideración es que, al haber molinos que compran distintos volúmenes, el precio a considerar como representativo debería incluir una ponderación apropiada basado en los volúmenes de compra relativo al total transado. Actualmente no se dispone de los volúmenes de compra de los distintos poderes compradores, por tanto, el promedio simple obtenido puede tener sesgo al dar igual ponderación a precios

Gráfico 2. Evolución del precio del trigo de la zona “deficitaria” y “excedentaria” y el precio internacional
Período 2006-2016



Fuente: elaborado por Odepa con información de Cotrisa e INE.

ofrecidos por grandes compradores con respecto a otros de menores volúmenes adquiridos, aumentando el peso relativo de estos últimos.

No obstante lo anterior, se compararon las series de precios construidas con el índice de precios del trigo que publica el INE -des-

de enero de 2009 hasta abril de 2016-, encontrándose un coeficiente de correlación de 97% (96%) entre la zona excedentaria (deficitaria) y el índice. Además, se encontró que ambas series estaban cointegradas con el índice, lo que es indicativo de que las series construidas están en línea con la estadística oficial para el precio a nivel nacional.

V. Análisis empírico

a. Estudio de raíces unitarias en las series

Una primera etapa previa al estudio de transmisión de precios, corresponde a la evaluación estadística del proceso generador de los datos de cada serie de tiempo. El análisis de series de datos no estacionarias, o que presentan una raíz unitaria, puede llevar a lo que se conoce como regresiones espurias. Ante la presencia de variables no estacionarias, la técnica adecuada y pertinente para su estudio es la descrita por la cointegración y el modelo de corrección de errores reseñado en la sección III. De esta manera, lo primero que debe determinarse es si las series de precios corresponden a series no estacionarias, lo cual se realiza a través de tests específicos para este fin.

En la tabla 5 se presentan los resultados de tres tests para la hipótesis de presencia de raíz unitaria en las series de precios. En el panel A se presentan los resultados para las series en niveles y en el panel B para las primeras diferencias. En la tabla se incluyeron los valores de probabilidad - p - de los respectivos tests. Al 95% de nivel de confianza, el valor p obtenido debe ser menor a 0,05 para rechazar la hipótesis de existencia

de raíz unitaria. PD representa el precio en la zona deficitaria, PE corresponde al precio en la zona excedentaria y PHrw^{o2} es el precio del trigo *Hard Red Winter* N^{o2} FOB Golfo.

El primer resultado en la fila respectiva de cada serie corresponde al test *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF). Los resultados muestran que en la especificación con constante para PD y PHrw^{o2} se rechaza la existencia de raíz unitaria. Por su parte, en todas las series en primeras diferencias, cuyos resultados se presentan en el panel B, se rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria, excepto para la serie PD. Dado que los valores de rechazo están muy cercanos al valor de significancia impuesto, se procedió a estimar otros tests para tener una idea más concluyente sobre la estacionariedad de las series.

A continuación, en las columnas centrales de la tabla 5, se presentan los resultados del test ADF-GLS desarrollado por Elliot, *Rothenberg* y *Stock* (1996). De acuerdo a los resultados obtenidos con esta prueba, todas las series de precios en niveles serían no estacionarias para ambas especi-

Tabla 5. Resultados test de raíz unitaria: valores p en pruebas *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF), ADF-GLS y *Phillips-Perron* (PP)

	Valores p para H0: Serie tiene raíz unitaria									
	Test ADF				Test ADF-GLS				Test PP	
	Constante		Constante y tendencia		Constante		Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia
(entre paréntesis el número de rezagos)										
A. Serie en niveles										
PE	0,005	(5)	0,202	(5)	0,17	(1)	$p > 0.1$	(1)	0,16	0,483
PD	0,01	(5)	0,062	(5)	0,23	(3)	$p > 0.1$	(3)	0,18	0,514
PHrw ²	0,00	(6)	0,262	(7)	0,08	(1)	$p > 0.1$	(1)	0,23	0,603
B. Serie en diferencia										
PE	0,00	(4)	0,03	(4)	0,02	(4)	$p > 0.025$	(4)	0,00	0,00
PD	0,02	(4)	0,06	(4)	0,00	(4)	$p > 0.025$	(4)	0,00	0,00
PHrw ²	0,00	(1)	0,00	(1)	0,01	(5)	$p > 0.1$	(5)	0,00	0,00

Fuente: elaborado por Odepa.
Notas:
1 Constante y tendencia son significativas al 5%.
2 Solo constante es significativa al 5%.
3 Solo constante es significativa al 10%.
4 Constante y tendencia son significativas al 10%.

ficaciones. En lo referido al contraste para las primeras diferencias de las variables, el test ADF-GLS indica el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria para todas las series, concluyendo estacionariedad. Finalmente, también se incluyen los resultados del test de raíz unitaria desarrollado por *Phillips y Perron* (1988). Los resultados de este test muestran la misma conclusión que el test ADF-GLS.

A modo de cierre de esta primera fase del procedimiento, se puede afirmar que luego de aplicar diferentes tests de raíz unitaria, se cumple con la primera condición para el estudio de cointegración de series económicas, a saber, que todas las series elegidas para el modelo a estimar están integradas

del mismo orden, en este caso I(1). Al concluir esto es importante notar que, como lo recomiendan *Hendry y Juselius* (2000), entre otros, parece una práctica empírica razonable asumir la presencia de raíces unitarias en las series en niveles -o logaritmos naturales- hasta que sea rechazada sobre la base de evidencia bien fundamentada¹².

b. Análisis de cointegración y test de exogeneidad

En la tabla 6 se presentan los resultados de la prueba de traza y de máximo valor propio¹³ para el modelo.

El resultado del test reporta la existencia de dos vectores de cointegración, dado que se rechaza la existencia de los ran-

¹² *Hendry y Juselius* (2000) también señalan que procesos de raíz unitaria pueden ser considerados como una aproximación estadística cuando la correlación serial es alta, dado que estudios de Monte Carlo han demostrado que el tratamiento de raíces cercanas a la unidad, como si fueran raíces unitarias, hacen que la inferencia estadística sea más fiable.

Tabla 6. Test de cointegración de *Johansen*

Rango	Estadístico Traza	Estadístico máximo valor propio
R=0	67,92 [0,000]	38,237 [0,000]
R=1	29,68 [0,001]	21,79 [0,003]
R=2	7,88 [0,088]	7,88 [0,087]

Fuente: elaborado por Odepa. (constante restringida al vector) (valores *p* entre corchetes)

gos 0 y 1 de la matriz y no se puede rechazar estadísticamente que el rango sea 2. Acorde con *Stock y Watson (1988)*, al tener 2 vectores entre 3 variables el test indica que estas variables comparten una tendencia en común. Dado que el test sólo especifica la cantidad de vectores y no la forma de estos, se requiere que el investigador los defina. En este estudio, el primer vector se definió como la relación entre la zona deficitaria y la excedentaria, mientras que el segundo vector represen-

ta la relación entre la zona excedentaria y el precio del trigo HRW N°2. De esta forma, esta especificación modela la relación de precios entre la región deficitaria y la excedentaria y entre la excedentaria y el precio internacional, por lo que la relación entre la zona deficitaria y el precio internacional se materializa indirectamente en su relación con la zona excedentaria.

En el caso de dos vectores de cointegración, la matriz $\alpha\beta'P_{t-1}$ se puede expresar de la siguiente forma:

$$\alpha\beta'P_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} & \beta_{41} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} & \beta_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PD_{t-1} \\ PE_{t-1} \\ PHrw^{\circ}2_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

¹³ Se utilizaron dos rezagos para todos los modelos, lo cual fue sugerido por los criterios AIC, BIC y HQC.

La definición de las relaciones entre los vectores mencionada anteriormente implica que $\beta_{11}=\beta_{22}=1$ y $\beta_{31}=\beta_{12}=0$. Considerando

esta definición, la matriz estimada de $\alpha\beta'P_{t-1}$ quedó definida de la siguiente forma para el modelo:

$$\alpha\beta'P_{t-1} = \begin{bmatrix} -0,49 & -0,23 \\ (0,11) & (0,05) \\ -0,08 & -0,21 \\ (0,12) & (0,05) \\ 0,23 & 0,04 \\ (0,21) & (0,09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -1,02 & 0 & 0,05 \\ & (0,03) & & (0,20) \\ 0 & 1 & -0,87 & -0,74 \\ & & (0,08) & 0,49 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PD_{t-1} \\ PE_{t-1} \\ PHrw^{\circ}2_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Nota: desviación estándar entre paréntesis.

En los datos de resultados que se presentan se puede apreciar que estadísticamente los coeficientes del vector de ajuste para el precio internacional no son significativamente distintos de cero (α_{31} y α_{32}), lo que indicaría que esta variable no estaría respondiendo a una relación de largo plazo con los precios nacionales, tal como se podía prever. Dado que Chile es una economía pequeña y con poca participación en el mercado mundial de trigo, es razonable suponer que el precio de referencia internacional es líder en precios para el mercado nacional, lo que equivale a decir que los precios internos siguen los cambios del precio internacional y no viceversa. Para probar esto se realiza el test de exogeneidad débil, que se aplica imponiendo restricciones a la matriz α . En este caso se condiciona la fila de la matriz α correspondiente al precio del trigo HRW N°2 a que sea igual a 0 ($\alpha_{31} = \alpha_{32} = 0$). Este mismo test se aplicó para los coeficientes de ajuste de los precios nacionales y los resultados se presentan en la tabla 7.

Para los casos de los precios nacionales de las zonas deficitaria y excedentaria (hipótesis 1 y 2 de la tabla 7, respectivamente) el

test de exogeneidad débil indica que estadísticamente los coeficientes de ajustes para cada precio son en conjunto significativamente distintos de cero y, por lo tanto, son variables endógenas que responden al sistema. En el caso de la hipótesis 3 presentada en la tabla 7, referida al precio del trigo HRW N°2, el resultado indica que estadísticamente no se puede rechazar que los coeficientes de ajustes sean cero, lo que significa que el precio del trigo HRW N°2 no se ajusta ante desviaciones de las relaciones de largo plazo -vectores de cointegración definidos anteriormente- con respecto a los precios nacionales. Dicho de otra manera, el

Tabla 7. Test de exogeneidad débil (valores p entre corchetes)

Hipótesis	Estadístico X^2
$H_1: \alpha_{12}=0$	19,29 [0,00]
$H_{21}: \alpha_{22}=0$	23,67 [0,00]
$H_{31}: \alpha_{32}=0$	1,14 [0,56]

Fuente: elaborado por Odepa.

precio del trigo HRW N°2 lidera y guía los precios en el mercado nacional, pero no a la inversa. Como se mencionó en la sección III, el resultado del test para el caso específico del trigo HRW N°2 permite proceder a la estimación de la ecuación (2), es decir, el modelo parsimonioso descrito en dicha sección.

c. Modelo de corrección de errores parsimonioso

Los resultados del modelo se presentan en la tabla 8 y los test de análisis de los residuos se presentan en la tabla 9. De esta última tabla se desprende que el modelo cumple con los supuestos de residuos bien comportados (no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad).

Tabla 8. Resultados modelo corrección de errores parsimonioso (precios mensuales desde julio 2006 hasta abril 2016, 118 datos)

Variables	Ecuación ΔPD		Ecuación ΔPE	
	Coefficiente	D.E	Coefficiente	D.E
TCE1	-0,562	0,097	-0,142	0,112
TCE2	-0,233	0,042	-0,220	0,048
ΔPD_{t-1}	0,402	0,099	0,501	0,114
ΔPE_{t-1}	-0,177	0,095	-0,308	0,109
$\Delta PHrw^{o}2t$	0,075	0,057	0,036	0,066
$\Delta PHrw^{o}2t-1$	0,192	0,056	0,128	0,065
Cosecha	-0,018	0,007	-0,031	0,008
Burbuja	0,041	0,020	0,074	0,023
Retención	-0,075	0,033	-0,178	0,038
Outlier_1	-0,082	0,032	-0,133	0,040
Outlier_2	-0,156	0,035	-0,049	0,041
R ²	0,724		0,676	

Fuente: elaborado por Odepa.
Nota: TCE1 corresponde al coeficiente de ajuste con respecto al vector que relaciona los precios nacionales y TCE2 es el coeficiente con respecto del vector entre el precio de la zona excedentaria y el trigo HRW n°2.

Tabla 9. Análisis de propiedades de los residuos del modelo
(valores p entre corchetes)

Test	ΔPD	ΔPE
	Estadístico	Estadístico
Autocorrelación ¹	2,178 [0,536]	0,402 [0,94]
Heterocedasticidad ²	8,221 [0,144]	4,718 [0,45]
Normalidad	0,722 [0,697]	1,521 [0,467]

Fuente: elaborado por Odepa.
Notas:
1 Considera tres rezagos.
2 Considera cinco rezagos.

El resultado de la estimación del modelo muestra que el efecto de la cosecha en los precios es negativo y estadísticamente significativo en ambas zonas de producción de trigo, siendo de 1,8% en la región deficitaria (con un intervalo de confianza entre 0,3% y 3,2%) y de 3,1% en la región excedentaria (con un intervalo entre 1,5% y 4,7%). La interpretación de estos resultados es que, en época de cosecha, el precio cae en promedio un 1,8% en la zona deficitaria (zona central) y un 3,1% en la zona excedentaria (zona sur) a causa de la concentración de la comercialización en esos meses (efecto estacional). Si bien en términos medios existe una diferencia en el efecto de la cosecha entre las zonas, los intervalos de confianza se traslapan, por lo que en términos estadísticos no se puede afirmar que el efecto en precios de la época de cosecha sea siempre mayor en la zona excedentaria. Estos valores son levemente mayores que lo obtenido por Engler y Nahuelhual (2006).

También se observa que la variable que mide el efecto puntual ocurrido en el año 2008 en los precios internacionales, y que

se ha denominado en la literatura como la burbuja especulativa, es positiva y significativa. El valor reportado indica que en el periodo febrero-marzo de ese año los precios en la zona deficitaria subieron un 4,1% y los de la zona excedentaria un 7,4%. Por último, se puede apreciar que en el mes de enero de 2016 hubo una caída importante en los precios, la cual se podría asociar a un efecto de especulación puntual que se derivaría del anuncio del levantamiento de los impuestos a las exportaciones de trigo de Argentina. El coeficiente indica que los precios cayeron en promedio un 7,5% en la zona deficitaria y un 17,8% en la zona excedentaria.

Respecto a la velocidad de ajuste -término de corrección del error (TCE)- los resultados muestran una respuesta negativa por parte de la zona deficitaria ante desviaciones en la relación de largo plazo con la zona excedentaria. Esto quiere decir que, cuando el precio de la zona deficitaria es más alto relativo a su relación de largo plazo con la zona excedentaria, el precio de la primera reacciona a la baja en el siguiente periodo en la búsqueda de su ajust-

te al equilibrio; la reacción es inversa a la señalada cuando el precio de la zona deficitaria es más bajo relativo a la zona excedentaria. La velocidad de ajuste para este caso (TCE1) es de 0,56, esto quiere decir que en un mes la zona deficitaria corrige un 56% de la desviación ocurrida. En relación con el vector que relaciona la zona excedentaria con el precio internacional, se aprecia que tanto esta zona como la deficitaria siguen la misma lógica descrita en el ejemplo anterior, siendo las velocidades de ajuste de un 22% y 23% respectivamente, es decir, ambas zonas se demoran lo mismo en restaurar los desequilibrios ocurridos en la relación de largo plazo con el precio internacional.

Un hallazgo interesante de destacar es que en el vector que relaciona la zona deficitaria con la excedentaria, el término de corrección de error de la zona deficitaria (TCE1) no es significativo -no responde a esa relación de largo plazo-, lo que indicaría que las condiciones del mercado de la zona excedentaria son determinantes en la formación del precio nacional del trigo¹⁴. Una explicación de esto es que haya existido un cambio estructural en el mercado y/o en la dinámica comercial interna en el período analizado en este estudio. Uno de los factores posibles es el aumento de las transacciones en la zona excedentaria, lo cual generaría un mercado con mayor número de operaciones comerciales en esa zona e independiente de la zona deficitaria. Al analizar los datos de los poderes compradores que informan precios a Cotrisa, se puede inferir que ha existido un desplazamiento de las compras (y capacidad de acopio) del trigo, por parte de la gran molinería del centro, desde la zona deficitaria hacia la excedentaria, zona en la que se produce la mayor oferta y compe-

tencia por el grano. Otro hecho importante que puede haber influido en la dinámica comercial de la zona excedentaria, sería el considerable crecimiento de un molino de la zona sur en el año 2012, que le ha permitido posicionarse actualmente dentro de los 3 mayores productores de harina del país.

Resumiendo, según los resultados obtenidos, la zona deficitaria se ajusta a cambios tanto en la zona excedentaria como en el precio internacional, mientras que zona la excedentaria sólo responde a un equilibrio de largo plazo con el precio internacional. Es importante destacar que, relativo a los estudios realizados anteriormente -Engler y Nahuelhual (2006) y Valdes et al. (2011)- la velocidad de ajuste del precio nacional relativo al precio internacional obtenida en esta e trabajo es mayor que los valores que se obtuvieron en esos estudios, lo que evidencia que actualmente habría una mayor apertura e integración del mercado del trigo nacional con los mercados internacionales.

Por último, se procedió a testear la existencia de transmisión perfecta de precios tanto del mercado internacional al interno como dentro de este. La hipótesis de perfecta transmisión de precios se estimó imponiendo al vector de cointegración la restricción de que $\beta_{21} = \beta_{32} = -1$, que se pueden resumir en la siguiente matriz β :

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & \beta_{41} \\ 0 & 1 & -1 & \beta_{42} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Como se observa en la ecuación (8), no se imponen restricciones sobre la columna correspondiente a la constante del vector, lo que permite que, de haber transmisión

14 Se testeó la hipótesis de que el coeficiente $\alpha_{21}=0$. El estadístico X^2 presenta un valor de 1,81 [valor p de 0,17], lo cual no permite rechazar la hipótesis planteada.

perfecta entre las relaciones de precios, las diferencias entre los precios vengan explicadas por costos de transacción en que incurren los agentes (como lo indica la ley de un único precio). Debido a que el precio internacional que se utiliza es una referencia de lo que sucede en el mercado internacional y no una serie de precios construida exactamente con lo que se está importando, el parámetro relativo al costo de transacción entre el precio interno y el externo no debería ser significativo. Los resultados del test se presentan en la tabla 10.

Tabla 10. Test de transmisión perfecta

Hipótesis	Estadístico X2 [valor p]
$H_1: \beta_{21} = \beta_{32} = -1$	2,90 [0,23]

Fuente: elaborado por Odepa.

La matriz β estimada resultó de la siguiente manera:

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0,076 \\ & & & (0,009) \\ 0 & 1 & -1 & -0,017 \\ & & & (0,023) \end{bmatrix} \quad (9)$$

Nota: desviación estándar entre paréntesis.

El resultado del test indica que no se puede rechazar la hipótesis planteada -H1-, lo que implica que la transmisión de precios entre la zona deficitaria y la excedentaria es perfecta, es decir, que un aumento de un 1% del precio de la región excedentaria aumenta en la misma razón en la zona deficitaria; esto mismo ocurre entre la zona deficitaria y el precio internacional. Este resultado es importante ya que indica que existe una perfecta transmisión de precios del mercado internacional de referencia hacia el mercado nacional y dentro de este. La constante para el vector que relaciona los precios internos de las distintas zonas es significativa y tiene un valor de 0,076. Esto significa que, en el largo plazo, el precio promedio de la zona deficitaria es igual al precio de la zona excedentaria más un 7,6%, lo que correspondería a los costos de transacción que existen de comerciar el trigo entre la zona excedentaria y la deficitaria, y que además es consistente con lo observado en el gráfico 2. La constante para el vector que relaciona el precio interno y el de referencia internacional no es estadísticamente distinta de 0, lo que indica que no existirían costos de transacción, lo que es acorde con lo explicado anteriormente sobre que para el precio internacional se utiliza una referencia válida pero no corresponde al precio al que efectivamente se importa el trigo.

VI. Conclusiones

Los resultados del estudio de transmisión horizontal o espacial de precios internos del trigo, entre las zonas de mayor utilización y de mayor producción, y con respecto al internacional, evidencian la existencia de un mercado integrado y competitivo. La transmisión de precios desde el mercado internacional al nacional es perfecta, lo que quiere decir que los cambios en el precio de referencia internacional se transmiten completamente al mercado interno.

Relativo al mercado interno, los resultados indican que las condiciones de la zona excedentaria actualmente son determinantes en la formación del precio nacional del trigo, sobre lo cual podría tener relevancia las compras que los grandes molinos de la zona central están realizando directamente en la zona sur, y el incremento de las operaciones comerciales y competencia por el grano en esa zona. Con respecto a la transmisión de precios, se encontró que es perfecta, es decir, que ante un aumento en un determinado porcentaje del precio en la zona excedentaria

este se traduce en un aumento en la misma proporción en la zona deficitaria. Las diferencias de precios que existen entre una zona y la otra corresponderían a los costos de transacción representados principalmente por el transporte.

Con respecto al periodo de cosecha, los resultados muestran que el precio cae en promedio un 1,8% en la zona deficitaria y un 3,1% en la zona excedentaria, a causa de la concentración de la comercialización en la época de cosecha (efecto estacional). Si bien el efecto es distinto y mayor en la zona excedentaria, como se planteaba en la hipótesis inicial, los intervalos de confianza de los estimadores se traslapan, lo cual no permite afirmar que el efecto siempre es mayor en esta zona. No obstante, la existencia de esta diferencia atribuible a la concentración de la cosecha hace que las iniciativas de almacenamiento del grano que se están produciendo principalmente en la Región de la Araucanía, aparezcan como adecuadas para enfrentar de mejor manera la comercialización del trigo nacional.

VI. Bibliografía

- Areal, F., Balcombe, K., & Rapsomanikis, G. (2016). Testing for bubbles in agriculture commodity markets. *Economía Agraria Y Recursos Naturales*, 16(1), 59. <http://dx.doi.org/10.7201/earn.2016.01.04>.
- Barrett, C., & Li, J. (2002). Distinguishing Between Equilibrium and Integration. *American Journal of Agricultural Economics* 84(2), 292-307.
- Dutoit, L., Hernández, K., & Urrutia, C. (2010). Transmisión de precios en los mercados del maíz y arroz en América Latina. *Cepal: Serie Desarrollo Productivo N°190*, 15.
- Elliott, G., Rothenberg, T., & Stock, J. (1996). Efficient Test for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64 (4), 813-836.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series* (1st ed.). New York: Wiley.
- Engler, A., & Nahuelhual, L. (2006). *Response of the Chilean wheat price to changes in international markets: a cointegration analysis*. *Cien. Inv. Agr.* 33 (3), 247-256.
- Gibbons, R. (1992), *Game Theory for Applied Economists*, Princeton University Press.
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Ghoshray, A. (2006). Market Delineation and Price Leadership in the World Wheat Market: A Cointegration Analysis. *Agricultural And Resource Economics Review*, 35(02), 311-326.
- Hendry, D. & Juselius, K. (2000). Explaining Cointegration Analysis: Part 1. *EJ*, 21(1).
- Hendry, D. & Juselius, K. (2001). Explaining Cointegration Analysis: Part II. *EJ*, 22(1).
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* (12) 2-3, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551.
- Stock, J. & Watson, M. (1988). Testing for Common Trends. *Journal Of The American Statistical Association*, 83(404), 1097. <http://dx.doi.org/10.2307/2290142>
- Marshal, A. (1890). *Principles of Economics*. London: Macmillan and Co.
- Valdés, R., von Cramon-Taubadel, S., & Díaz, J. (2011). Market integration for Chilean wheat prices using vector error correction models (VECM), a cointegration analysis. *Cien. Inv. Agr.* 38 (1), 5-14.