

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
DOCTORADO EN ECONOMÍA

TESIS

Un estudio econométrico de los precios de las
commodities y su relación con la economía Argentina

Alumna: Magdalena Cornejo

Directora de Tesis: Hildegart Ahumada

Miembros del Tribunal de Tesis: Dr. Gabriel Montes Rojas, Dr. Daniel Lema
y Dr. Marcos Dal Bianco

Fecha de defensa de la Tesis: 21 de abril de 2017

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
DOCTORADO EN ECONOMÍA

TESIS

Un estudio econométrico de los precios de las
commodities y su relación con la economía Argentina

Alumna: Magdalena Cornejo

Directora de Tesis: Hildegart Ahumada

Miembros del Tribunal de Tesis: Dr. Gabriel Montes Rojas, Dr. Daniel Lema
y Dr. Marcos Dal Bianco

Fecha de defensa de la Tesis: 21 de abril de 2017

A mi abuela

AGRADECIMIENTOS

“De gente bien nacida es agradecer los beneficios que reciben”

Miguel de Cervantes Saavedra

Llegar a esta instancia fue una ardua y larga tarea, por lo que no quiero perder la oportunidad de agradecer a todos aquellos que hicieron que esta tesis fuera posible.

En primer lugar quiero agradecer especialmente a Hildegart Ahumada, directora de esta tesis doctoral. Gracias por el interés y la dedicación constante en alentar y promover mi formación académica. Gracias por el entusiasmo en la transmisión de conocimientos e inquietudes econométricas que me llevaron a un aprendizaje continuo y un interés cada vez mayor por la econometría. Gracias también por su generosidad y calidez humana, será siempre para mí una guía tanto en lo académico como en lo personal.

Agradezco también a la Universidad Torcuato Di Tella por brindarme la posibilidad de desarrollar mi trabajo de investigación durante estos años dentro de la Escuela de Gobierno. A Pablo, Nora, Damián, Guillermo y demás profesores por tantos almuerzos compartidos. Un agradecimiento especial a Lucía Freira por nuestras charlas de café y doctorado.

A la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica y al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) por su ayuda financiera a través de las distintas becas recibidas en el transcurso de esta investigación.

Quiero agradecer los comentarios que han ayudado a mejorar varios capítulos de esta tesis por parte de Fernando Navajas, Andrew Powell, Neil Ericsson y los asistentes a los seminarios y congresos en los que participé durante estos años. También agradezco a Laura y Agustina quienes leyeron meticulosamente la tesis, por su profesionalismo y ayuda incondicional.

Al “club de econometría” que, entre tantas idas y vueltas, se pudo armar este espacio de discusión y reflexión constructiva. Gracias Hildegart, Walter, Laura, Lorena, Tamara, Emilio y Alejo por el entusiasmo por la econometría.

Finalmente, a mi familia y amigos que me han acompañado durante todo el proceso. En especial a Diego, gracias por la paciencia y, sobre todo, por ser incondicional.

Magdalena Cornejo.
Buenos Aires, junio de 2016.

RESUMEN

En esta tesis se realizó una modelización econométrica de los determinantes de los precios de las *commodities* relevantes para la economía argentina entre 1960 y 2010. El enfoque adoptado permitió integrar dos clases de explicaciones teóricas sugeridas por la literatura. Por un lado, aquellas en las que se destaca el rol de los factores idiosincráticos de los mercados de *commodities*, y por el otro, aquellas donde se enfatizan los determinantes comunes, tales como las variables monetarias y financieras. Siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, la estimación de un modelo de corrección al equilibrio con datos de panel permitió abordar varias cuestiones críticas desde el punto de vista empírico. Entre ellas, la consideración de un conjunto amplio de potenciales variables explicativas, la distinción de los efectos a largo plazo de los de a corto plazo, la evaluación de la cointegración entre los precios bajo dependencia cruzada, el estudio de la exogeneidad de las variables explicativas, la validez del uso de datos en panel y la estabilidad de los parámetros estimados ante cambios estructurales.

Los resultados indican que la formación de los precios de las *commodities* depende, a largo plazo, de los factores de oferta y demanda y del tipo de cambio de Estados Unidos. A corto plazo, del crecimiento económico de las economías emergentes y de las desarrolladas, la variación del tipo de cambio estadounidense, los cambios en los inventarios y las políticas monetarias expansivas de Estados Unidos.

A su vez, el estudio del desempeño de los pronósticos de los modelos basados en fundamentos que determinan los precios del maíz, soja y trigo mostró que la consideración de la dependencia cruzada entre ellas ayuda mejorar los pronósticos. Para el mercado de la soja, se evaluó la hipótesis de que los precios de los futuros son los “mejores” predictores del futuro precio al contado.

Por último, se evaluó la relación entre los precios de las *commodities* y la economía argentina. Por un lado, mediante el análisis de sus tendencias y ciclos, se encontró evidencia de una tendencia estocástica común entre los precios y el PBI de la Argentina, así como una mayor sincronización de sus ciclos desde inicios de los 2000. Por otro lado, la estimación de los efectos de los precios internacionales de las *commodities* sobre el tipo de cambio real, representa un primer y crucial vínculo en la cadena de efectos de estos precios sobre la economía.

Palabras clave: mercados de *commodities*, precios de alimentos, modelación econométrica, pronósticos econométricos.

Índice general

Índice de figuras	V
Índice de tablas	VII
Lista de acrónimos	IX
1.. <i>Introducción</i>	1
2.. <i>Modelización de los determinantes de los precios de las commodities</i>	5
2.1. Marco teórico	6
2.2. Enfoques econométricos alternativos	10
2.3. Estimación del modelo de cointegración de TSCS	12
2.3.1. Datos	17
2.3.2. Resultados empíricos	21
2.3.3. El efecto de la tasa de interés	25
2.3.4. Test de <i>poolability</i>	25
2.3.5. Test de exogeneidad	27
2.4. Conclusiones	31
3.. <i>Modelos para pronosticar los precios de las commodities</i>	33
3.1. Robustecimiento de los modelos para pronósticos	34
3.2. ¿Cómo pronosticar los precios de los alimentos?	37
3.2.1. Datos	37
3.2.2. Diseño de los modelos	39
3.2.3. Construcción de los pronósticos	40
3.2.4. Resultados de los modelos econométricos	41
3.2.5. Resultados de los pronósticos	45
3.3. Evaluación del proceso de <i>price discovery</i>	52
3.3.1. Revisión de la literatura	54
3.3.2. El caso de la soja	56
3.3.3. Evaluación de sesgos en pronósticos con precios de los futuros	59
3.3.4. Especificación de los modelos de pronóstico	60
3.3.5. Comparación de pronósticos	63
3.4. Conclusiones	67

4..	<i>Análisis de los ciclos en los precios de las commodities y en la economía argentina</i>	69
4.1.	Metodologías de descomposición de tendencia y de ciclos	71
4.1.1.	El enfoque tradicional	71
4.1.2.	El enfoque de filtros	73
4.1.3.	El enfoque de descomposición de componentes no observables . . .	75
4.2.	Datos	77
4.3.	Comparación de resultados	79
4.4.	Identificación de tendencias y de ciclos comunes	84
4.4.1.	Cointegración	84
4.4.2.	Codependencia	86
4.4.3.	Sincronización	87
4.5.	Comparación con la economía chilena	88
4.6.	Conclusiones	91
5..	<i>Efectos de los precios de las commodities en el tipo de cambio real</i>	93
5.1.	El marco económico	95
5.2.	Datos	98
5.3.	Enfoque econométrico	100
5.4.	Resultados econométricos	101
5.4.1.	Análisis de cointegración	102
5.5.	Efectos de transmisión a largo plazo de los precios de las <i>commodities</i> . . .	107
5.6.	Conclusiones	110
6..	<i>Conclusiones generales</i>	113
7..	<i>Referencias</i>	117
	<i>Apéndice A.. Bootstrapping para evaluar cointegración con dependencia cruzada</i> . .	131
	<i>Apéndice B.. Pruebas de raíz unitaria</i>	135
	<i>Apéndice C.. Fuentes y definiciones del Capítulo 5</i>	139

ÍNDICE DE FIGURAS

2.1.	Índices de precios reales de las materias primas (1960-2010, en logaritmos)	18
2.2.	Producción e inventarios (en logaritmos)	19
2.3.	Diferencia logarítmica del precio real de las <i>commodities</i> e inventarios	19
2.4.	PBI real de China y los países de la OCDE (en logaritmos)	24
2.5.	Exportaciones netas de petróleo de China (en miles de barriles por día)	27
3.1.	Precios nominales absolutos y relativos entre 1994 y 2014 (en USD)	38
3.2.	<i>Fluctuation Test</i> (MCE vs <i>random walk</i>)	52
3.3.	Precios al contado y de los futuros reales (en logaritmos)	58
3.4.	Diferencias de pérdida (cada modelo de pronóstico vs el precio de los futuros)	67
4.1.	Precios reales de las <i>commodities</i> e índice agregado de precio (en logaritmos)	78
4.2.	Índice agregado de precios agropecuario y crecimiento del PBI de Argentina (en logaritmo)	79
4.3.	Puntos de inflexión detectados por BB (variables en logaritmos)	80
4.4.	Descomposición cíclica en base a filtros	81
4.5.	Descomposición cíclica por <i>Unobserved Components</i> .	82
4.6.	Precio real del cobre y crecimiento del PBI de Chile (en logaritmos)	90
5.1.	Variables de interés	98
5.2.	Índice Herfindahl-Hirschman de concentración de las exportaciones.	99
5.3.	Autovalores recursivos	104
A.1.	Distribución <i>bootstrap</i> de los estadísticos t bajo cointegración (sin y con dependencia cruzada) y bajo la nula de no cointegración y dependencia cruzada para las ecuaciones de las Columnas (1) y (3) de la Tabla 2.3	133

ÍNDICE DE TABLAS

2.1. Descripción de los datos	18
2.2. Matrices de correlaciones entre los precios reales de las <i>commodities</i>	20
2.3. Estimaciones del precio real de las <i>commodities</i> (efectos fijos)	22
3.1. Modelos de pronósticos alternativos para cada uno de los precios	41
3.2. Estimaciones individuales de los MCE <i>in-sample</i> : 1994Q3-2007Q4 (en logaritmos)	42
3.3. Análisis de cointegración, 1994Q3-2007Q4	43
3.4. Estimación conjunta del MCE <i>in-sample</i> : 1994Q3-2007Q4 (en logaritmos)	45
3.5. Evaluación de los pronósticos para $h = 1$ y $h = 4$ durante 2008Q1-2014Q4 (Nivel mediano)	46
3.6. Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio del maíz	49
3.7. Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio de la soja	49
3.8. Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio del trigo	50
3.9. Evaluación de sesgos en el error de pronóstico $\left(S_{t+h/t} - F_t^{(h)}\right)$	59
3.10. Análisis de cointegración entre S_t y F_t^h	61
3.11. Análisis de cointegración entre S_t y $\frac{F_t^h}{1+i^h}$	62
3.12. Modelos de pronóstico del precio al contado	63
3.13. Evaluación de los pronósticos h -pasos adelante	64
3.14. Evaluación de los pronósticos h -pasos adelante por trimestre	65
4.1. Estadísticos descriptivos	83
4.2. Matriz de correlaciones entre las distintas descomposiciones cíclicas	83
4.3. Análisis de cointegración	85
4.4. Análisis de ciclos comunes	87
4.5. Análisis de cointegración	90
5.1. Pruebas de especificación de los modelos VAR(2) irrestrictos	103
5.2. Prueba de rango de cointegración	103
5.3. Prueba multivariada de estacionariedad	104
5.4. Vectores de cointegración del primer sistema	106
5.5. Vectores de cointegración del segundo sistema	107

LISTA DE ACRÓNIMOS

BCRA	Banco Central de la República Argentina.
BRIC	Brasil, Rusia, India y China.
DPD	<i>Dynamic Panel Data.</i>
DVAR	VAR en diferencias.
FAVAR	<i>Factor-Augmented VAR.</i>
FIML	<i>Full Information Maximum Likelihood.</i>
FMI	Fondo Monetario Internacional.
GUM	<i>General Unrestricted Model.</i>
GVAR	<i>Global VAR.</i>
HAC	<i>Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent.</i>
IC	<i>Intercept Correction.</i>
IFS	<i>International Financial Statistics.</i>
IIS	<i>Impulse Indicator Saturation.</i>
INDEC	Instituto Nacional de Estadística y Censos.
IPMP	Índice de Precios de Materias Primas.
MAPE	<i>Mean Absolute Percentage Error.</i>
MCE	Modelo de Corrección al Equilibrio.
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios.
MGM	Método Generalizado de Momentos.
NBER	<i>National Bureau of Economic Research.</i>
OCDE	Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.
PGD	Proceso Generador de los Datos.

RMSE	<i>Root Mean Square Error.</i>
SIS	<i>Step Indicator Saturation.</i>
SMNS	<i>Strong Multivariate Non-Synchronization.</i>
STAR	<i>Smooth Transition Autoregressive.</i>
SVAR	VAR estructural.
TSCS	<i>Time Series-Cross Section.</i>
UC	<i>Unobserved Components.</i>
USDA	<i>U.S. Department of Agriculture.</i>
VEC	<i>Vector Error Correction.</i>
VI	Variables Instrumentales.

1. INTRODUCCIÓN

La Argentina tiene una larga tradición como productora y exportadora de materias primas. La exportación de productos primarios en la Argentina tiene una alta participación en el total de las exportaciones. Si bien esta ratio ha disminuido con el tiempo, pasando del 92% en los años 60 a un promedio anual cerca del 70% durante el período 2000-2013¹ producto de una mayor diversificación económica, la economía argentina aún está expuesta a *shocks* en los precios internacionales de las materias primas.

De este modo, estudiar el comportamiento de los precios de las *commodities* argentinas, sus determinantes y su evolución es esencial para comprender qué variables tienen incidencia en la formación de dichos precios y, eventualmente, para anticipar posibles cambios en su dinámica. Para ello, se modela econométricamente tanto los factores comunes como idiosincráticos que explican los precios las materias primas relevantes para la Argentina durante el período 1960-2010. Asimismo, se evalúa el desempeño de los pronósticos obtenidos a partir de modelos econométricos de los precios de los alimentos (principalmente del maíz, de la soja y del trigo) con datos de series temporales. En particular, se compara el desempeño relativo de los modelos basados en fundamentos con otros modelos o mecanismos sugeridos por la literatura.

Una vez identificados los principales determinantes de los precios de las *commodities* argentinas, se evalúa la relación entre los precios de las materias primas y la economía argentina. Por un lado, a través del análisis de tendencias y ciclos, posiblemente comunes, entre los precios de las materias primas y del producto bruto interno de la Argentina. Por otro lado, a partir del estudio del efecto de los precios internacionales sobre las exportaciones e importaciones de materias primas así como sobre el tipo de cambio real durante el período 1993-2013.

Esta tesis contiene los resultados de investigaciones realizadas durante el período marzo de 2011-marzo de 2016. Se elaboró bajo la dirección de la Prof. Hildegart A. Ahumada, integrante de la Escuela de Gobierno de la Universidad Torcuato Di Tella, dentro del proyecto PICT 2008 N° 1122 y una posterior beca doctoral Tipo II del CONICET.

En el desarrollo de esta tesis, se alcanzaron los siguientes objetivos específicos, los cuales se desprenden del objetivo general.

- (a) Se estimó un Modelo de Corrección al Equilibrio (MCE) de los precios de ocho

¹ Porcentajes del valor total de las exportaciones FOB. Fuente: Base de datos de estadísticas de comercio internacional de las Naciones Unidas, COMTRADE - <http://comtrade.un.org/>

commodities (aluminio, cobre, oro,² petróleo, carne vacuna, maíz, soja y trigo), que representaron el 74 % de la balanza comercial del país durante el período de análisis.³

- (b) Se distinguieron los efectos a largo plazo de los de a corto plazo de las variables que determinan los precios de estas materias primas.
- (c) Se evaluó la exogeneidad de las variables explicativas del MCE, la validez del uso de datos en panel y la estabilidad de los parámetros estimados.
- (d) Se estudió el desempeño en términos de pronósticos de modelos basados en fundamentos que determinan los precios de los alimentos (principalmente maíz, soja y trigo) en relación con otros modelos o mecanismos alternativos.
- (e) Para el mercado de la soja, se analizó el proceso de formación de precios o *price discovery*.
- (f) Se extrajeron los componentes cíclicos de los precios agropecuarios y el PBI de la argentina.
- (g) Se evaluó la presencia de una tendencia estocástica común o de ciclos comunes entre las series analizadas en el punto (f).
- (h) Se analizó el grado de sincronización entre los ciclos del punto (f).
- (i) Se comparó el análisis de ciclos de los puntos (f), (g) y (h) con el caso chileno, donde se estudiaron los ciclos entre el precio del cobre y su PBI.
- (j) Se estimó el efecto de los precios internacionales sobre las exportaciones e importaciones de materias primas y el tipo de cambio real de la Argentina adoptando un marco conceptual con estructura exportadora basada en materias primas entre 1993 y 2013.

Esta tesis se diferencia de la literatura vigente ya que el enfoque adoptado en esta tesis permitió integrar dos clases de explicaciones teóricas sugeridas por la literatura en un mismo modelo econométrico. Por un lado, aquellas en las que se destaca el rol de los factores idiosincráticos de los mercados de *commodities*. Por otro lado, aquellas explicaciones más recientes en las que se enfatiza el rol de los determinantes comunes, tales como las variables monetarias y financieras.

A su vez, en el estudio de los mecanismos de transmisión de los precios internacionales de las *commodities* en la economía argentina, el tipo de cambio real representa un primer y crucial vínculo como variable de ajuste ante desequilibrios entre la economía interna y la economía internacional. Para ello, resulta necesario evaluar el efecto de los precios

² Oro no monetario.

³ Cálculo de la autora basado en los datos de UN Comtrade.

internacionales sobre las exportaciones e importaciones de materias primas, así como sobre el tipo de cambio real. El análisis de la cointegración en sistemas parciales utilizado en esta tesis permitió focalizarse en este conjunto de variables para evaluar las relaciones a largo plazo sin perder información por la exclusión de otros potenciales determinantes. De esta manera, se obtuvieron estimaciones consistentes del efecto a largo plazo de los precios sobre las exportaciones, las importaciones y el tipo de cambio real.

Desde el punto de vista metodológico, siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, la estimación de un MCE con datos de panel en series de tiempo para determinar los factores que explican los precios de las materias primas permitió abordar varias cuestiones críticas. Entre ellas: la consideración de un conjunto amplio de potenciales variables explicativas sugeridas por la literatura, la distinción de los efectos a largo plazo de los de a corto plazo, la evaluación de la cointegración entre los precios de las *commodities* bajo dependencia cruzada, el estudio de la exogeneidad de las variables explicativas, la validez del uso de datos en panel, y la estabilidad de los parámetros estimados ante la presencia de cambios estructurales durante el período de estudio.

Desde una perspectiva teórica, la primera hipótesis principal de la tesis es la siguiente:

H1. La formación de los precios de las materias primas relevantes para la Argentina depende, a largo plazo, de factores relacionados con la oferta, la demanda y el tipo de cambio estadounidense, mientras que las variaciones de este último, las variables monetarias y financieras tienen efectos a corto plazo sobre estos precios.

A partir de la modelación econométrica de los precios de las *commodities* argentinas, se desprende el siguiente conjunto de hipótesis complementarias:

H1a. La consideración de la dependencia cruzada entre los precios de las materias primas mejora los pronósticos de los modelos estimados.

H1b. Los precios de los futuros son los mejores predictores del futuro precio al contado, aunque esto es válido solo en promedio.

H1c. En el segundo trimestre del año, cuando se lleva a cabo la cosecha de la mayor parte de las materias primas en Argentina, los modelos econométricos basados en fundamentos tienen un mejor desempeño en términos de pronósticos.

Adicionalmente, esta investigación plantea una segunda hipótesis principal:

H2. Los precios internacionales de las materias primas tienen un efecto positivo sobre las exportaciones y negativo sobre el tipo de cambio real, siendo este último un mecanismo de ajuste o fuerza equilibradora cuando se produce un shock en el precio doméstico de los bienes exportables.

La tesis se estructura en seis capítulos claramente diferenciados. En el capítulo 2, se presenta el marco teórico sobre el cual se desarrolla la modelación econométrica de los determinantes de los precios de materias primas siguiendo un enfoque de lo general a lo particular para panel en series de tiempo o TSCS. En el capítulo 3, se estudia el desempeño de los pronósticos de los modelos basados en fundamentos que determinan los precios de los alimentos (principalmente maíz, soja y trigo), evaluando si la consideración de la dependencia cruzada entre ellas ayuda mejorar los pronósticos. Asimismo, para el mercado de la soja, se analiza el proceso de *price discovery* para evaluar la hipótesis de que los precios de los futuros son los “mejores” predictores del futuro precio al contado. En el capítulo 4, se analiza el comportamiento tendencial y cíclico de los precios agropecuarios y de la economía argentina y se evalúa la existencia de una tendencia común (a largo plazo) o de un ciclo común, así como el grado de sincronización entre estos. En el capítulo 5, se estiman los efectos de los precios internacionales de las *commodities* sobre las exportaciones de materias primas y sobre el tipo de cambio real de la Argentina con una estructura exportadora basada en materias primas. Por último, en el capítulo 6 se presentan las conclusiones generales.

2. MODELIZACIÓN DE LOS DETERMINANTES DE LOS PRECIOS DE LAS *COMMODITIES*

Los gobiernos, las organizaciones internacionales y los distintos agentes económicos que participan en los mercados de *commodities* se han interesado desde hace mucho tiempo en entender el comportamiento de los precios de las materias primas. Sin embargo, la última década fue testigo de un renovado énfasis en el tema, luego de que los precios de las *commodities* experimentaran un nuevo *super boom*.

La persistente tendencia alcista observada entre inicios de los 2000 y fines de 2014 en los precios de muchas *commodities* contrasta con períodos anteriores de estancamiento o de declive prolongado, principalmente si se la mide en términos relativos a los precios de los productos manufacturados. En este contexto, se plantearon varios interrogantes: ¿Cuáles son las principales fuerzas de mercado o los *shocks* que explican ese nuevo patrón de cambio en los precios? ¿Son las economías emergentes, particularmente la china, las principales conductoras del último auge de los precios de los productos básicos? Este auge en los precios, ¿está relacionado con la política monetaria expansiva de Estados Unidos o con el aumento del uso de estos productos en las carteras de los inversores financieros? ¿Se observará un desacople en el comportamiento de los precios en un futuro próximo?

Resulta interesante notar las explicaciones sugeridas en la literatura reciente. En ella se destaca el papel de los determinantes comunes, como las variables monetarias y financieras, en lugar de los factores de oferta y demanda convencionales de los mercados de *commodities*, considerados en la literatura anterior (p. ej. [Deaton & Laroque, 1992, 2003](#)). Al mismo tiempo, los enfoques econométricos adoptados se centraron principalmente en modelar el comovimiento ascendente de los precios de las *commodities*, ya sea mediante el uso de índices agregados o de análisis factorial, pero sin integrar otras posibles fuentes de explicación.

En este capítulo, siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, se estima un Modelo de Corrección al Equilibrio (MCE) para los precios de las materias primas relevantes para la Argentina, utilizando datos de *Time Series-Cross Section* (TSCS). Este modelo que permite evaluar tanto los determinantes comunes como idiosincráticos, distinguiendo los efectos a corto plazo de los de a largo plazo. A su vez, el enfoque adoptado permite integrar dos clases de explicaciones teóricas sugeridas por la literatura. Por un lado, aquellas en las que se destaca el rol de los factores idiosincráticos de los mercados de *commodities*, y por el otro, aquellas donde se enfatiza el rol de los determinantes comunes, tales como

las variables monetarias y financieras.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 presenta el marco teórico en el que se analizan los modelos de determinación de los precios de las materias primas propuestos en la literatura. En la sección 2 se presentan las distintas alternativas econométricas de modelación. En la sección 3 se discuten las ventajas del enfoque econométrico utilizado en esta tesis, los datos y los principales resultados obtenidos. También se evalúa la exogeneidad de las variables explicativas y la validez del uso de un modelo de panel (*poolability*). Por último, en la sección 4 se presentan las conclusiones.

2.1. Marco teórico

En esta sección se presentan los distintos modelos de determinación de los precios de las *commodities* sobre los cuales se desarrolló el modelo econométrico propuesto en esta tesis.

Los recientes estudios empíricos de los precios de las materias primas trataron, en gran medida, de encontrar los determinantes financieros y monetarios comunes que pudiesen explicar el comovimiento en alza observado en la última década. En cambio, la literatura anterior a los años 2000 se centró en estudiar los mercados individuales de *commodities* focalizándose en el rol de los factores relacionados con la oferta y demanda.

Recientemente, [Frankel & Rose \(2010\)](#) propusieron un modelo diferente para explicar los precios reales de las materias primas a través del estudio de sus determinantes, incluyendo tanto los microeconómicos como los macroeconómicos. Dado que los precios de los productos agrícolas y minerales son almacenables y relativamente homogéneos, pueden considerarse híbridos entre activos (el precio se determina por oferta y demanda de stocks) y bienes (donde importan los flujos de oferta y demanda). Entonces, la relación de los precios de los productos reales resulta de las dos ecuaciones siguientes¹. La primera ecuación es la que gobierna las expectativas:

$$E[\Delta(s - ipc)] \equiv E[\Delta p] = -\theta(p - \bar{p}) \quad (2.1)$$

Se espera que el precio real de la materia prima actual (p)², por encima o por debajo de su valor percibido a largo plazo (\bar{p}), regrese al equilibrio en el futuro a una tasa θ . Las letras minúsculas indican que las variables están expresadas en logaritmos. La segunda ecuación se refiere a la decisión de mantener el producto durante un período o de venderlo al precio actual y usar las ganancias para obtener intereses (i). La tasa de retorno esperada de esas

¹ Se utiliza una notación distinta de la de [Frankel & Rose \(2010\)](#) para poder luego integrarla con otros modelos.

² El precio real (p) es la diferencia del logaritmo del precio al contado (s) y el logaritmo del índice de precios al consumidor (ipc).

dos alternativas debe ser la misma.

$$E(\Delta s) + c = i, \quad c \equiv cy - sc - rp \quad (2.2)$$

donde cy es el rendimiento de conveniencia por mantener el stock, al que se le resta el costo de mantenimiento de inventarios (sc) y la prima de riesgo (rp).

Frankel & Rose (2010) combinaron estas dos ecuaciones y tradujeron la relación resultante en una forma empírica utilizable:

$$p = \alpha_0 - \alpha_1 [i - E(\pi)] + \alpha_2 y - \alpha_3 inv + \alpha_4 \sigma - \alpha_5 (s - f) + \alpha_6 E(\pi) + \alpha_7 \Delta s_{-1} \quad (2.3)$$

Se espera que el precio real de la *commodity* dependa negativamente de la tasa real de interés ($i - E(\pi)$)³, los inventarios (inv) y del diferencial entre el precio al contado y el precio de los contratos futuros ($s - f$); y esté positivamente afectado por la actividad económica (y), la volatilidad (σ), las expectativas de inflación ($E(\pi)$) y por los rezagos en los cambios del precio al contado (Δs_{-1}).

Sin embargo, en la formulación propuesta por Frankel & Rose (2010), los autores no diferenciaron los efectos a corto plazo de los efectos a largo plazo de las distintas variables consideradas en la determinación de los precios de las *commodities*, si bien se refirieron al valor percibido de los precios a largo plazo⁴.

En cambio, Deaton & Laroque (1992, 2003) brindaron explicaciones teóricas respecto de los efectos a largo y a corto plazo. En cuanto a los efectos a largo plazo, Deaton & Laroque (2003) se centraron en la relación de equilibrio (cointegración) entre la oferta y la demanda de materias primas⁵. La demanda final de una típica *commodity* se asumió que era una función log-lineal del ingreso mundial (PBI mundial) y del precio mundial. Al suponer que la tasa de crecimiento del ingreso mundial es un proceso estocástico estacionario, entonces el logaritmo del ingreso mundial resulta ser un proceso integrado de primer orden, $I(1)$.⁶ Formalmente:

$$q_t^d = \beta_0 + \beta_1 y_t - \beta_2 p_t + \xi_t^d \quad (2.4)$$

En esta ecuación, las letras minúsculas q_t^d , y_t y p_t son los logaritmos de la cantidad demandada, el ingreso y el precio; β_0 , β_1 y β_2 son parámetros; y ξ_t^d es una variable estacionaria inobservable. La ecuación de demanda es luego generalizada para incluir no sólo los ingresos y precios corrientes, sino también sus rezagos y expectativas.

³ Aquí, π es la tasa de inflación calculada como la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor, Δipc .

⁴ Encontraron cointegración cuando estimaron modelos individuales de precios de *commodities* de series temporales, pero obtuvieron resultados débiles cuando evaluaron cointegración en panel.

⁵ Empíricamente, estudiaron cointegración en varias *commodities* usando series temporales.

⁶ Se utiliza una notación distinta de la de Deaton & Laroque (2003) para poder integrarla con otros modelos.

Por el lado de la oferta, [Deaton & Laroque \(2003\)](#) utilizaron una versión simple del modelo de [Lewis \(1954\)](#).

$$q_t^s = q_{t-1}^s + \gamma(p_t - p^*) + \xi_t^s \quad (2.5)$$

donde q_t^s es el logaritmo de la oferta. El precio p^* se interpreta como el costo marginal de producción en tierras marginales o el costo marginal de la extracción de minerales. Como $\gamma > 0$, la oferta se incrementa cuando el precio está por encima del costo marginal. El término ξ_t^s representa los *shocks* de oferta que son estacionarios e inobservables. En particular, ellos permitieron la existencia de *shocks* transitorios (p. ej., las pestes, las epidemias o el clima) y permanentes (p. ej., más o menos tierra, una nueva mina o un cambio tecnológico) sobre la oferta al descomponer ξ_t^s es los siguientes términos:

$$\xi_t^s = \eta_t + \nu_t - \nu_{t-1} \quad (2.6)$$

donde η_t y ν_t son los *shocks* permanentes y transitorios, respectivamente.

Los errores de las ecuaciones [2.4](#) y [2.5](#) están típicamente autocorrelacionados. Por ello, en la implementación empírica del modelo, los autores introducen una formulación autorregresiva.

Por lo tanto, en ausencia de inventarios, el precio se determina igualando la oferta a la demanda, de forma tal que:

$$p_t = (\beta_2 + \gamma)^{-1} (\beta_1 y_t + \beta_0 - q_{t-1}^s + \gamma p^* + \xi_t^d - \xi_t^s) \quad (2.7)$$

A partir de la generalización de los modelos estructurales comprendidos en las Ecuaciones [2.4](#), [2.5](#) y [2.7](#) y su reparametrización en una representación *Vector Error Correction* (VEC), [Deaton & Laroque \(2003\)](#) realizaron una estimación en forma simultánea mediante *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). De acuerdo a la especificación adoptada, en el largo plazo, la oferta se incrementa a la misma tasa que el ingreso mundial de forma tal que la producción está cointegrada con el ingreso mundial. A su vez, los autores suponen que el precio de una *commodity* es estacionaria, fluctuando alrededor de su valor de largo plazo, sin presentar una tendencia. Por lo tanto, resulta importante resaltar que la consistencia de estas estimaciones depende tanto de la validez de la cointegración entre y_t y q_t como de la estacionariedad de p_t . Esto último es quizás uno de los puntos empíricamente más controvertidos. Luego de realizar las pruebas estándar de raíz unitaria, ellos encuentran que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los precios son integrados, lo que contradice con el modelo teórico desarrollado. Sin embargo, [Deaton & Laroque \(2003\)](#) argumentaron que una de las características de las series de precios de *commodities* es la combinación de altas autocorrelaciones en altas frecuencias, junto con la falta de una tendencia de largo plazo. En [Deaton & Laroque \(1992\)](#), ellos encontraron evidencia en favor de la estacionariedad de los precios a partir del cálculo de estadísticos

de persistencia o ratios de varianza.

Respecto de la dinámica a corto plazo de los precios de las materias primas, [Deaton & Laroque \(2003\)](#) encuentran, para algunas *commodities*, un efecto positivo y significativo del crecimiento de la oferta sobre el precio. Ellos atribuyen este resultado a la existencia de una respuesta de corto plazo relacionada con el comportamiento de los inventarios⁷. En [Deaton & Laroque \(1992\)](#) se centraron en estudiar el rol del arbitraje especulativo para mantener inventarios, como factor que determina la autocorrelación de corto plazo observada en los precios de las *commodities*. Por su parte, [Pindyck \(1994\)](#) también sostuvo que el comportamiento de los inventarios condiciona la dinámica de corto plazo de la producción y del precio de las materias primas. En este trabajo, el autor encontró que los inventarios cumplen un rol de suavización de la producción durante períodos de precios bajos o normales, mientras que en períodos de precios altos los inventarios tienen un rol más importante en facilitar la producción y evitar la falta de existencias.

Debido a que los trabajos de [Deaton & Laroque \(1992, 2003\)](#) son anteriores a la tendencia ascendente común que experimentaron los precios a principios de la década del 2000, no se consideraron los posibles efectos financieros y monetarios, ni una modelación de los precios que permitiera evaluar su posible no estacionariedad.

En cambio, a lo largo de esta tesis y dada la experiencia de los precios de las materias primas desde inicios de los 2000, los precios de las distintas *commodities* analizadas serán considerados (de acuerdo a las diferentes pruebas de raíz unitaria) procesos estocásticos integrados. Por lo tanto, en la modelación de los determinantes de los precios de las materias primas es necesario probar la existencia de una relación de largo plazo (cointegración) entre oferta, demanda y precio.

Por otra parte, en la literatura también se sugirió el efecto del tipo de cambio de Estados Unidos como un posible determinante de los precios de las *commodities*, dado que la mayoría de estos precios están expresados en dólares estadounidenses, como primero discutieron [Ridler & Yandle \(1972\)](#). [Dornbusch et al. \(1985\)](#) explicaron dicho efecto como la flexibilidad inherente en los precios de las materias primas. Además, [Chen et al. \(2010\)](#) consideraron el tipo de cambio como predictor de los precios mundiales de *commodities*.

Con respecto a la economía argentina, en años recientes se observó un renovado interés por explicar los determinantes de los precios de las *commodities*. Al respecto, se pueden mencionar los trabajos de [Bastourre et al. \(2008,0\)](#) y de [Lanteri \(2012\)](#). En [Bastourre et al. \(2008\)](#), los autores utilizaron el Índice de Precios de Materias Primas (IPMP) que elabora el Banco Central de la República Argentina (BCRA), medido en términos reales. A su vez, utilizaron un enfoque VEC en el cual explicaron los precios de las materias

⁷ Ellos argumentaron que, dado que fue extremadamente difícil obtener datos precisos de inventarios, las series de producción que utilizaron muy probablemente fueran en parte series de consumo. De esta manera, si los aumentos en los precios provocaron una respuesta de corto plazo en los inventarios, en las estimaciones debieron aparecer efectos a corto plazo de la producción sobre el precio.

primas en función del tipo de cambio real de Estados Unidos, el ingreso global⁸, la tasa de interés real y una medida de liquidez global⁹ usando datos trimestrales desde 1986 hasta 2006. Para un mayor análisis sobre los factores que influyen sobre los precios de las *commodities*, Bastourre et al. (2010) estimaron un modelo *Smooth Transition Autoregressive* (STAR)¹⁰ que permite un ajuste no-lineal mediante el uso de frecuencia mensual. En este trabajo, los autores encontraron que el índice de producción mundial, el tipo de cambio real estadounidense, la tasa de interés real internacional y el índice Dow Jones eran los principales determinantes de los “fundamentos”. Por su parte, Lanteri (2012) encontró que, a partir de la estimación de modelos VAR estructural (SVAR) con restricciones a corto plazo y para el período 1960-2010, los precios internacionales de las materias primas (petróleo y agrícolas) se incrementaron ante mejoras en el crecimiento industrial, las políticas monetarias expansivas, la depreciación del dólar y la reducción en los inventarios.

El modelo propuesto en esta tesis busca integrar los enfoques anteriormente descritos. Se propone estimar un modelo de TSCS que permita considerar tanto factores idiosincráticos como comunes en la determinación del precio real de las materias primas relevantes para la Argentina. A su vez, se evitan problemas de especificación distinguiendo los efectos a corto y a largo plazo, y considerando la posibilidad de la naturaleza no estacionaria de las variables que entran en el modelo en panel. Debido a estas características, se evalúa la cointegración en un modelo de TSCS considerando la posible dependencia cruzada entre *commodities*, así como la exogeneidad y la agrupación de observaciones de series de tiempo y corte transversal (*poolability*), como se explicará en las próximas secciones.

2.2. Enfoques econométricos alternativos

Por lo general, los precios de las materias primas muestran una fuerte correlación entre ellas, sobre todo desde el inicio de los años 2000 (p. ej. Lescaroux, 2009; Reboredo, 2012; Vansteenkiste, 2009), cuando comenzó el comovimiento ascendente en los precios. Por lo tanto, en los estudios empíricos es muy común el uso de índices de precios de *commodities* para ilustrar y eventualmente explicar el comportamiento de los precios de las materias primas. En el mundo, los índices más conocidos son los que elaboran el Fondo Monetario Internacional (FMI)¹¹ y el Banco Mundial¹², además de aquellos elaborados por bancos multinacionales de inversiones o agencias de información (p. ej., Goldman Sachs, Thomson Reuters, Bloomberg, entre otros).

En los estudios empíricos de la última década que explican los precios de las materias

⁸ Medido como el índice de producción industrial de economías avanzadas más la de China.

⁹ Esta medida se define como la suma de la base monetaria de Estados Unidos más las reservas internacionales de los bancos centrales de todo el mundo.

¹⁰ Modelo Autorregresivo con Transición Suave.

¹¹ *All Commodity Price Index*: incluye precios relacionados con combustibles o no.

¹² Su principal agrupación es en energía, no en energía y metales preciosos. Las ponderaciones están basadas en los valores de exportaciones de 2002-2004 de los países en desarrollo.

primas, frecuentemente se han utilizado índices agregados para modelar el movimiento conjunto de los precios (Bastoure et al., 2008,0; Gilbert, 2010). Sin embargo, la elección del índice (o su composición) depende del propósito del modelo. Las ponderaciones relevantes pueden diferir si se construyen sobre la base de la participación en las exportaciones o importaciones. A su vez, la selección entre ponderaciones fijas y móviles también es crucial. Deaton (1999) hizo hincapié en las limitaciones de la agregación fija, dado que incluso un *shock* común podría tener diferentes efectos en los distintos productos y, por eso, los ponderadores supuestamente fijos podrían variar en el tiempo. Sin embargo, tampoco es fácil definir las ponderaciones móviles. El reajuste en la ponderación puede inducir a una mayor variabilidad. Incluso, la exogeneidad puede cambiar cuando la variable utilizada en la ponderación (por ejemplo, las exportaciones de las materias primas) también forma parte del conjunto de variables explicativas del modelo.

Por lo tanto, se propusieron otros enfoques econométricos para evitar el uso de índices. En numerosos trabajos empíricos motivados por el comovimiento observado de los precios en los últimos años se adoptó el análisis factorial. En trabajos como los de Byrne et al. (2013) y Lombardi et al. (2012), se empleó un modelo de *Factor-Augmented VAR* (FAVAR) para explicar el precio real de un conjunto de materias primas. Sin embargo, en este tipo de estudios, se trató a los determinantes propios de cada mercado de *commodities* (factores idiosincráticos), como no observables. A su vez, una desventaja del uso de modelos de factores, como indican Stock & Watson (2009), es que se evidencia una inestabilidad considerable en sus estimaciones.

Un enfoque diferente es el que propusieron Frankel & Rose (2010) al estimar el precio de un conjunto de *commodities* utilizando datos de panel. El uso de datos de panel permite evaluar el efecto tanto de factores idiosincráticos como de factores comunes (principalmente, macroeconómicos). Si bien el uso de datos de panel permite considerar tanto los efectos idiosincráticos por *commodity* como los no observables, esto no garantiza que se pueda eliminar o reducir en forma significativa la interdependencia entre las distintas materias primas, sobre todo si existe una fuerte correlación entre ellas que no es captada por las variables incluidas en el modelo.

Alternativamente, podrían utilizarse los modelos *Global VAR* (GVAR). En términos generales, el modelo GVAR proporciona un marco multilateral que permite analizar las interdependencias entre las diferentes *commodities*. Si bien la metodología GVAR tiene varias características que la hacen atractiva para modelar los precios de las materias primas, posee algunos puntos débiles. Para estimar un modelo de los determinantes de los precios de las materias primas, resulta crucial el análisis de cuestiones que el enfoque GVAR no aborda. Estas son el tratamiento de la exogeneidad (distintos niveles, como plantean Engle et al., 1983), la estabilidad de los parámetros en el tiempo y entre *commodities* y la agregación de los datos. Estos puntos son analizados en detalle en la sección 2.3, cuando se presenta la metodología GVAR y se la compara con el enfoque econométrico propuesto

en esta tesis.

Por lo tanto, el enfoque econométrico apropiado para modelar los precios de las *commodities* debería permitir la estimación tanto de los efectos individuales como de los comunes. También debería considerar la dependencia cruzada entre las materias primas evaluando, a su vez, la exogeneidad de las variables utilizadas, la heterogeneidad temporal y entre *commodities*, y la validez de la agregación de datos en panel.

2.3. Estimación del modelo de cointegración de TSCS

En esta sección se presenta el enfoque econométrico elegido para modelar los precios reales de un conjunto de *commodities* relevantes para la Argentina utilizando datos de panel en series de tiempo (TSCS). Este enfoque es similar al de Frankel & Rose (2010), pero se distingue de dicho trabajo de diversas maneras que se detallan a continuación.

Primero, a partir de un conjunto de información más amplio, se evaluaron conjuntamente muchas de las variables explicativas sugeridas por la vasta literatura que intentó explicar los precios de las *commodities*. Para hacer frente a tan amplia gama de información y para seleccionar un modelo congruente, no sólo el mejor ajuste, se utilizó *Autometrics* (ver Doornik & Hendry, 2009). *Autometrics* es un algoritmo que utiliza un árbol de búsqueda para descartar caminos rechazados como posibles reducciones del modelo inicial general irrestricto y que, a su vez, incluye pruebas de diagnóstico¹³. Este algoritmo es una automatización de la metodología de lo general a lo particular, según la cual el investigador simplifica un modelo inicialmente general que caracteriza adecuadamente la evidencia empírica dentro de un marco teórico. En este proceso de reducción, caracterizado por diez etapas según Campos et al. (2005), es importante que no haya pérdida de información relevante. La regla para descartar variables no significativas, de acuerdo al error de tipo I previamente determinado¹⁴, es la del estadístico t^2 . En otras palabras, en la búsqueda del modelo final dominante, el algoritmo ordena todas las variables explicativas en función de aquellas con mayor t^2 . Entonces, el algoritmo realiza una evaluación exhaustiva, a través de distintas pruebas de diagnóstico y de significatividad, en función de todos los conjuntos de información disponibles. De esta manera, el modelo final resulta ser el dominante dentro de todos los modelos posibles a estimar a partir del modelo inicial general irrestricto o *General Unrestricted Model* (GUM).

Segundo, el enfoque econométrico adoptado permitió distinguir los efectos a corto

¹³ Se mantuvieron fijos los efectos individuales por *commodity* y la variable explicada rezagada necesaria para obtener cointegración. A su vez, se reselectaron las variables con un signo diferente al esperado por teoría económica y, ocasionalmente, se limitó el conjunto de información debido a colinealidades.

¹⁴ El número promedio de variables irrelevantes que puede retener es algoritmo está dado por $\alpha.K$, donde K indica la cantidad de regresores del modelo inicial general. Por lo tanto, si se quiere que en promedio el algoritmo retenga una sola variable irrelevante la regla es $\alpha = 1/K$. Trabajar con errores de tipo I aún menores que $1/K$ permite que disminuya la probabilidad de que el modelo final contenga, por azar, una variable irrelevante significativa.

plazo de los de a largo plazo. Utilizando el enfoque de lo general a lo particular, se empezó por un modelo irrestricto que incluye variables tanto en nivel como en diferencias tal como lo presentan [Bårdsen \(1989\)](#) para series temporales y [Smith & Fuertes \(2010\)](#) para datos de panel. La ventaja de utilizar este tipo de modelo es que, fácilmente, puede ser reparametrizado como un MCE que incluye tasas de crecimiento y desviaciones respecto de la relación a largo plazo.

A continuación se muestra cómo, siguiendo el enfoque de lo general a lo particular, se puede obtener una representación MCE (ver [Bårdsen, 1989](#); [Banerjee et al., 1993](#)) en el caso de datos de panel a partir de un caso simple en el que se consideran dos variables con un rezago cada una, que puede ser generalizado a más variables y rezagos.

Partiendo de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos, AD(1,1):

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 x_{it} + \beta_2 y_{it-1} + \beta_3 x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

Si se suma y se resta el término $\beta_1 x_{it-1}$:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 (x_{it} - x_{it-1}) + \beta_2 y_{it-1} + (\beta_1 + \beta_3) x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

Restando y_{it-1} a ambos lados de la igualdad y reordenando los términos, se obtiene el MCE:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \Delta x_{it} - (1 - \beta_2) [y_{it-1} - (\beta_1 + \beta_3) / (1 - \beta_2) x_{it-1}] + \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

El término entre corchetes de la Ecuación 2.10 corresponde al término de corrección de errores, si las variables y_{it} y x_{it} están cointegradas.

Por sus dimensiones, este modelo puede ser considerado un modelo de *Time Series-Cross Section* (TSCS) con N (fijo) igual a 8 *commodities* y T (asintótico) igual a 48 observaciones. Por lo tanto, se utilizó el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para estimar este modelo dinámico.

Tercero, debido a que se agruparon datos de series de tiempo y de corte transversal, desde el inicio se permitió que existiera heterogeneidad por *commodity* o por tiempo a través de efectos fijos, los cuales fueron seleccionados automáticamente¹⁵. Los valores extremos o las interacciones entre efectos temporales y *commodities* fueron adicionalmente considerados mediante *Impulse Indicator Saturation* (IIS). Esta técnica consiste en agregar una variable dicotómica por cada observación como un regresor. Las estimaciones se realizaron mediante el algoritmo automático antes descripto, pero aplicado al caso de tener potencialmente más regresores que observaciones evaluando y seleccionando bloques

¹⁵ A través de este tipo de búsqueda, se pueden incluir sólo factores con variación temporal y seleccionar los efectos temporales relevantes. Esto no se puede hacer mediante un enfoque de efectos fijos tradicional, salvo que se prueben uno por uno todos los posibles conjuntos (tarea que se dificulta con un T grande).

de variables. Johansen & Nielsen (2009) demostraron que IIS es un enfoque adecuado para obtener estimadores robustos, tanto en el caso de datos estacionarios como integrados (cointegrados). Esta forma fácil de obtener estimadores robustos parece útil en datos de panel que involucran diferentes fuentes de variación (temporales, transversales o ambas).

Cuarto, y como es usual cuando se agrupan observaciones de series temporales y corte transversal, inicialmente se asumió que no existía dependencia cruzada entre los precios, una vez que se controlaron los efectos fijos por *commodity* y los efectos temporales. Por lo tanto, se evaluó la hipótesis de independencia cruzada en el modelo seleccionado y se consideró esta cuestión para realizar pruebas de hipótesis.

Quinto, también se evaluó la igualdad de todos los coeficientes (efectos marginales y elasticidades) entre las *commodities* y a lo largo del tiempo. Esto implicó evaluar *poolability*. Para ello, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas por cada materia prima y cada período, y se seleccionaron aquellas variables que resultaron significativas utilizando el algoritmo de selección automática (*Autometrics*). Asimismo, se estudió *poolability* parcial para distintos grupos de *commodities* (agrícolas, minerales y petróleo).

Por último, se evaluó la exogeneidad de las variables explicativas que podrían no ser exógenas en un modelo de determinación del precio real: los inventarios y la producción. Se utilizó el método de estimación por variables instrumentales y se realizaron pruebas de exogeneidad débil y de superexogeneidad (una vez encontrada la relación de cointegración) para validar el modelo condicional.

En síntesis, se planteó el siguiente modelo general irrestricto o GUM del precio real de las *commodities*:

$$\Delta p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mu_i t + \delta p_{it-1} + x'_{it-1} \beta + x'_{t-1} \theta + \sum_{k=0}^2 \Delta p'_{it-k} \rho + \sum_{k=0}^2 \Delta x'_{it-k} \phi + \sum_{k=0}^2 \Delta x'_{t-k} \lambda + \varepsilon_{it} \quad (2.11)$$

En esta ecuación, $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; y k indica el número de rezagos. Todas las variables están expresadas en logaritmos. El vector x denota las variables explicativas que entran en el GUM, ya sea con variación temporal (t), por *commodity* (i) o ambas (it).

Se incluyeron rezagos de los precios reales (p_{it-k}) para capturar el comportamiento persistente y los efectos de la volatilidad (σ_{it}) como medida de prima de riesgo. Desde el lado de la oferta, se consideró la producción de materias primas (q_{it}) e inventarios (inv_{it}) esperando efectos negativos, dado que, cuando estas variables decrecen, los precios de las *commodities* tienden a incrementarse. Desde el lado de la demanda, se incluyó el crecimiento económico mundial, así como el de economías emergentes y en desarrollo, se capturó a través de distintas variables sugeridas en la literatura: el producto bruto interno real de Estados Unidos (pbi_t^{US}), la OCDE (pbi_t^{OCDE}), mundial (pbi_t^{MUNDO}), indio (pbi_t^{INDIA}) y chino (pbi_t^{CHINA}); la producción industrial de economías avanzadas (ip_t^{EA}), de Estados Unidos (ip_t^{US}) y de India (ip_t^{INDIA}); la participación en el comercio, medida

como exportaciones más importaciones de China (pc_t^{CHINA}), India (pc_t^{INDIA}) y los países Brasil, Rusia, India y China (BRIC) (pc_t^{BRIC}) relativa al intercambio comercial mundial.

Asimismo, se incluyeron agregados monetarios para evaluar el impacto que las políticas monetarias globales y estadounidenses podían tener sobre los precios de las materias primas. Por lo tanto, entre las variables monetarias y financieras se consideraron la base monetaria de Estados Unidos (bm_t^{US}), M2 ($m2_t^{US}$) y una medida de liquidez global (liq_t), junto con dos tasas de interés alternativas: la tasa del Tesoro de Estados Unidos a 1 año (i_t^{TR}) y la tasa de los fondos federales de Estados Unidos (i_t^{FF}). También se consideró el índice de precios al consumidor de Estados Unidos (ipc_t^{US}) como una variable explicativa más. La inclusión de los rezagos de la tasa de inflación como una variable explicativa de los precios reales podría reflejar en forma indirecta la influencia de la política monetaria sobre los precios de las materias primas. Se tuvieron en cuenta también los efectos del tipo de cambio nominal efectivo de Estados Unidos (e_t) y el índice Dow Jones (dow_t) como un activo sustituto en los portafolios. Aparte de este amplio conjunto de información, se incluyeron diferentes tendencias lineales por *commodity*, los efectos temporales e individuales mediante el uso de variables ficticias, y sus posibles interacciones por IIS.

Dado que el objetivo era obtener un modelo para explicar el precio real de las *commodities* en función de sus determinantes estructurales, se utilizó un modelo de TSCS para los precios al contado. No se incluyeron los precios de los futuros como variables explicativas (a diferencia del trabajo de Frankel & Rose, 2010, quienes incluyen el diferencial de precios *spot*-futuro como variable explicativa para explicar el precio al contado)¹⁶. En el presente estudio, no se modeló la relación (probablemente simultánea) entre los precios al contado y los precios de los futuros, porque se esperó que ambos respondieran a los mismos fundamentos económicos, particularmente al trabajar con frecuencia anual.

En la Ecuación 2.11, se supuso que todas las variables eran estacionarias, ya sea por diferenciación o por cointegración, pudiéndose así realizar inferencia tradicional (Sims et al., 1990). Si bien se sugirió que el problema de la correlación espuria es menos grave en los modelos con datos de corte transversal, las pruebas estándar de raíz unitaria en series de tiempo y datos de panel (reportadas en el Apéndice B) indicaron que algunas variables, específicamente los precios reales de las *commodities*, serían $I(1)$. Por ello, se requirieron valores críticos no estándares para rechazar la hipótesis nula de no cointegración en el modelo parametrizado en la Ecuación 2.11 (el coeficiente δ).

Además, debido a que podría existir dependencia cruzada en datos de panel, se llevaron a cabo pruebas de cointegración utilizando valores críticos para el estadístico t de p_{it-1} a través de un enfoque de *bootstrapping* basado en Westerlund (2007), como se explica en el Apéndice A.

Si bien en la sección anterior se comentó la posibilidad de utilizar un enfoque GVAR

¹⁶ Frankel & Rose (2010) reconocieron que esto representa una limitación en su análisis al incluir variables endógenas.

para modelar los precios de las materias primas, se considera que el enfoque propuesto en esta tesis resultaría superior en este caso, ya que permitiría abordar algunos puntos débiles de la metodología GVAR. En concreto, el modelo de cointegración de TSCS (con selección automática de variables) permitiría un mejor tratamiento de la exogeneidad de las variables explicativas, de la estabilidad de los parámetros y de la agregación de los datos.

Como se comentó anteriormente, el modelo GVAR, inicialmente propuesto por Pesaran et al. (2004), tiene una estructura ingeniosa que permite capturar los vínculos entre los distintos modelos de corrección de errores específicos de cada *commodity*. La modelación GVAR comienza con la estimación de un VAR aumentado, $\text{VARX}^*(p, q)$, para cada mercado de *commodities*. Cada $\text{VARX}^*(p, q)$ representa un modelo condicional en el cual las variables propias de ese mercado (o variables domésticas, x_{it}) dependen de sus propios rezagos, de los valores contemporáneos y pasados de las variables de los otros mercados (o variables extranjeras, x_{it}^*), de las variables globales (débilmente) exógenas (d_t) y de las variables determinísticas (p. ej., tendencias). La estimación de un $\text{VARX}^*(p, q)$ presupone una factorización de la distribución conjunta de x_{it} y x_{it}^* en una distribución condicional de las variables domésticas (x_{it}) y una distribución marginal de las variables extranjeras (x_{it}^*). Entonces, la relación entre x_{it} y x_{it}^* se reduce a un subsistema autorregresivo de rezagos distribuidos, también conocido como un modelo VAR aumentado, aquí, $\text{VARX}^*(p, q)$.

Las variables x_{it} , x_{it}^* y d_t pueden ser integradas y podrían estar cointegradas. En ese caso, los modelos $\text{VARX}^*(p, q)$ pueden reescribirse siguiendo una representación de corrección de errores. El modelo GVAR, en sí, se construye a partir de los modelos de corrección de errores condicionales individuales. Específicamente, todos los modelos individuales de corrección de errores se apilan en un vector de corrección de errores, que constituye el GVAR.

En cambio, se considera que el enfoque adoptado en esta tesis para modelar los precios de las materias primas podría ser superior al GVAR en al menos tres aspectos.

Primero, respecto de la exogeneidad, el GVAR se construye a partir de un modelos de corrección de errores condicionales suponiendo algunas variables como dadas. La exogeneidad débil de las variables x_{it}^* se estudia a través del análisis de cointegración, evaluando la significatividad del coeficiente de ajuste en la ecuación marginal de x_{it}^* . Sin embargo, en algunas situaciones, la exogeneidad fuerte o la superexogeneidad pueden ser requeridas para validar el análisis (Engle et al., 1983). Este punto es relevante en este estudio ya que se consideraron datos desde 1960 hasta 2010, y muchas de las variables utilizadas en el modelo sufrieron grandes cambios estructurales en este período. Estos puntos se evalúan en la sección 2.3.5.

Segundo, en cuanto a la estabilidad de los parámetros, los modelos GVAR requieren estabilidad en el tiempo y con respecto a las intervenciones del proceso marginal (invariancia) para que las relaciones estimadas sean confiables. El enfoque adoptado en esta tesis

permitió evaluar la heterogeneidad temporal y entre *commodities* mediante el algoritmo de selección automática, como se describe en la sección 2.3.4.

Por último, en la agregación de los datos hay una primera cuestión respecto de la elección de los pesos para obtener las variables extranjeras (x_{it}^*) para cada *commodity*. Usualmente, la elección de las ponderaciones se rige por la teoría económica, y suelen ser de tipo fijas. Dichos promedios deberían reflejar las relaciones entre los distintos mercados de *commodities*. A su vez, existe una dificultad práctica en la agregación de los datos. Esto se debe a los grados de libertad necesarios, teniendo en cuenta la cantidad de materias primas a ser consideradas y la cantidad de variables endógenas (cada una considerada en el momento “t” y con sus respectivos rezagos). Por eso, en numerosos estudios la agregación se considera dada por la teoría y no se evalúa empíricamente. En el modelo estimado en esta tesis, la evaluación del agregado de los datos en panel pudo realizarse empíricamente, como se indica en la sección 2.3.4 cuando se estudia la *poolability*.

En resumen, el enfoque econométrico adoptado en esta tesis permite distinguir los efectos a largo y a corto plazo, además de ampliar el conjunto de información de los factores determinantes de los precios de las materias primas. Para distinguir dichos efectos, se siguió una representación de corrección de errores y un análisis exhaustivo de *poolability* y de la exogeneidad, cuestiones que estudios empíricos previos no abordaron.

2.3.1. Datos

En esta tesis se estimó un modelo econométrico del precio real de un amplio espectro de *commodities* –como aluminio (*al*), cobre (*co*), oro (*or*), petróleo (*pe*), carne vacuna (*cv*), maíz (*mz*), poroto de soja (*so*) y trigo (*tr*)– usando datos anuales del período 1960-2010. En la Tabla 2.1 se presentan las definiciones de las variables y sus fuentes.

Algunas de estas materias primas son tradicionales en la economía argentina, como la carne vacuna, el maíz y el trigo, y han competido, en diferentes grados, más recientemente con la producción de soja. La soja y sus productos derivados se han convertido en la principal fuente de reservas internacionales del país. El maíz y la soja también han experimentado una creciente demanda derivada como biocombustibles. El oro es un producto en crecimiento en las exportaciones de metales de la Argentina. Con respecto al petróleo y a sus derivados, la Argentina pasó de ser un exportador neto a un importador neto durante el período estudiado en esta tesis, sin dejar de ser un exportador neto de algunos productos derivados. Además, el petróleo fue incluido en el análisis debido a que es la *commodity* líder a nivel internacional.

La creciente demanda mundial de alimentos y de energía y sus efectos sobre los altos precios de las materias primas, parece haber tenido un gran impacto económico en muchos de los países de la región. Esto explicaría, al menos en parte, el desempeño económico asociado al dinamismo del comercio exterior durante gran parte de la década de los 2000.

La Argentina tiene una larga tradición como país productor y exportador de materias

primas, con más del 70% de exportación de *commodities* sobre el total de exportaciones durante el período comprendido entre 1962 y 2010¹⁷.

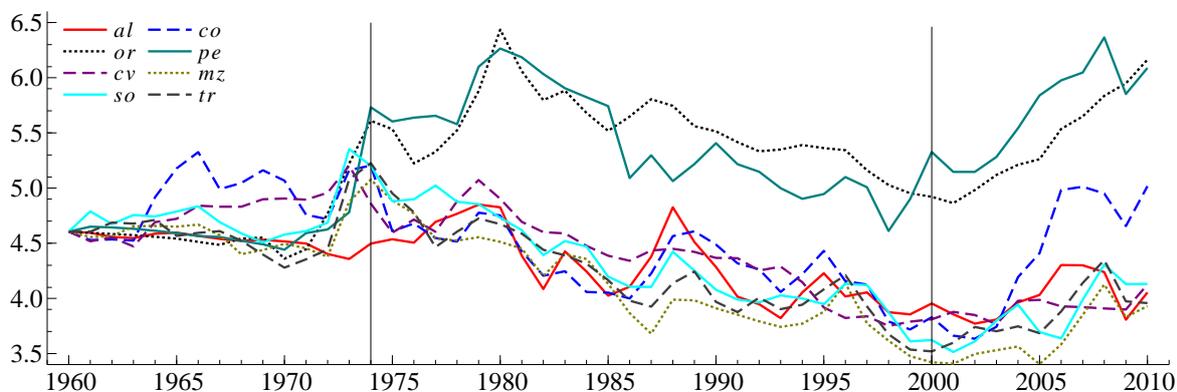
Tab. 2.1: Descripción de los datos

Notación	Descripción	Fuente
p	Precio real (índice 1960=100)	FMI, World Gold Council
σ	Volatilidad	FMI, World Gold Council
q	Producción mundial	USDA, USGS, EIA
inv	Inventarios mundiales	USDA, USGS, EIA, World Gold Council, FAO
pbi	Producto bruto interno real	FMI, Banco Mundial (WDI)
ip	Índice de producción industrial	FMI
pc	Participación comercial	FMI
i^{TR}	Tasa de interés del Tesoro a 1 año	Federal Reserve Board
i^{FF}	Tasa de interés de los fondos federales	Federal Reserve Board
e	Tipo de cambio nominal efectivo de EE.UU.	St. Louis Fed
bm^{US}	Base monetario de EE.UU.	Federal Reserve Board
$m2^{US}$	M2 de EE.UU.	Federal Reserve Board
liq	Liquidez global	FMI
dow	Índice Dow Jones	Dow Jones Indexes
ipc^{US}	Índice de precios al consumidor de EE.UU.	FMI

Nota: Los precios nominales fueron deflactados por el ipc^{US} . La volatilidad se calculó como el desvío estándar de los 12 meses previos, mientras que la liquidez global se calculó como bm^{US} más el total de las reservas mundiales.

En la Figura 2.1 se muestra el comportamiento conjunto de los precios reales entre 1960 y 2010. La línea vertical de 1974 muestra el inicio del período de declive y estancamiento en los precios internacionales de las *commodities* luego de la primera crisis del petróleo. Fue esta crisis la que motivó numerosos trabajos empíricos que buscaban validar la hipótesis de Prebisch (1950) y Singer (1950) respecto de la tendencia secular de los precios de los productos primarios en términos relativos a las manufacturas. La línea vertical a comienzos de los años 2000 ilustra el inicio del comovimiento ascendente en los precios.

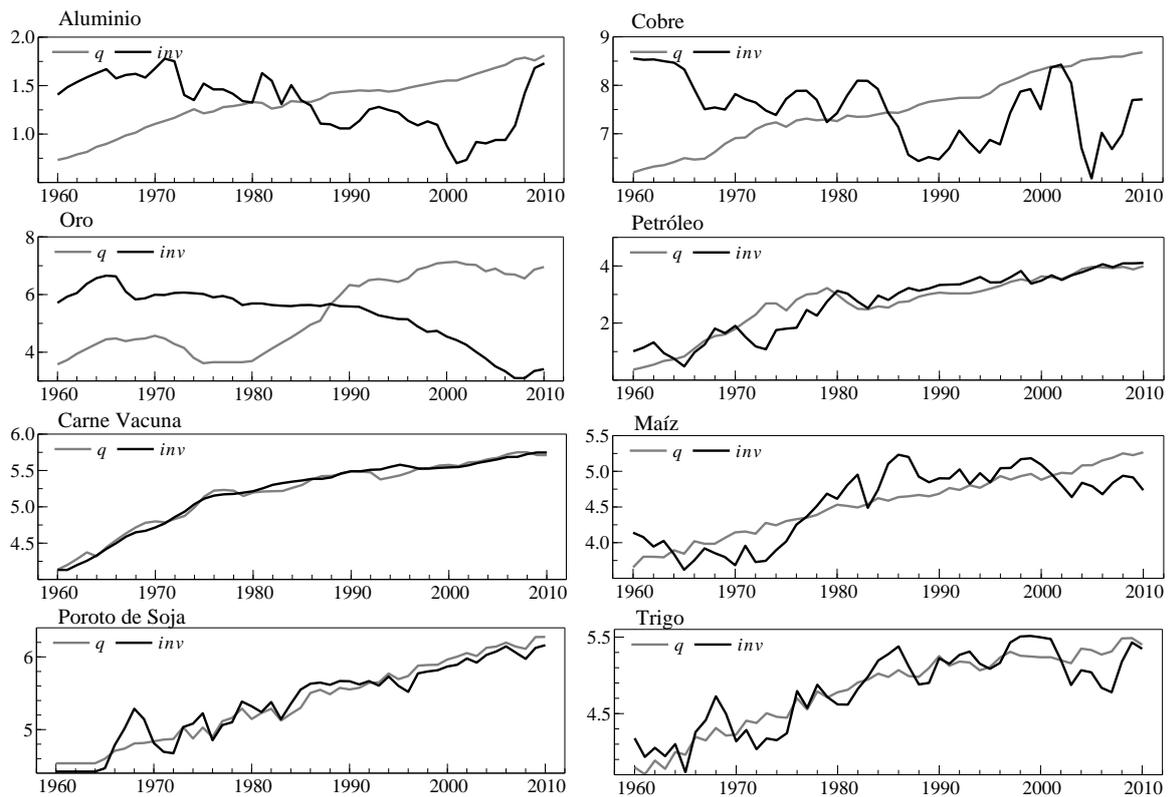
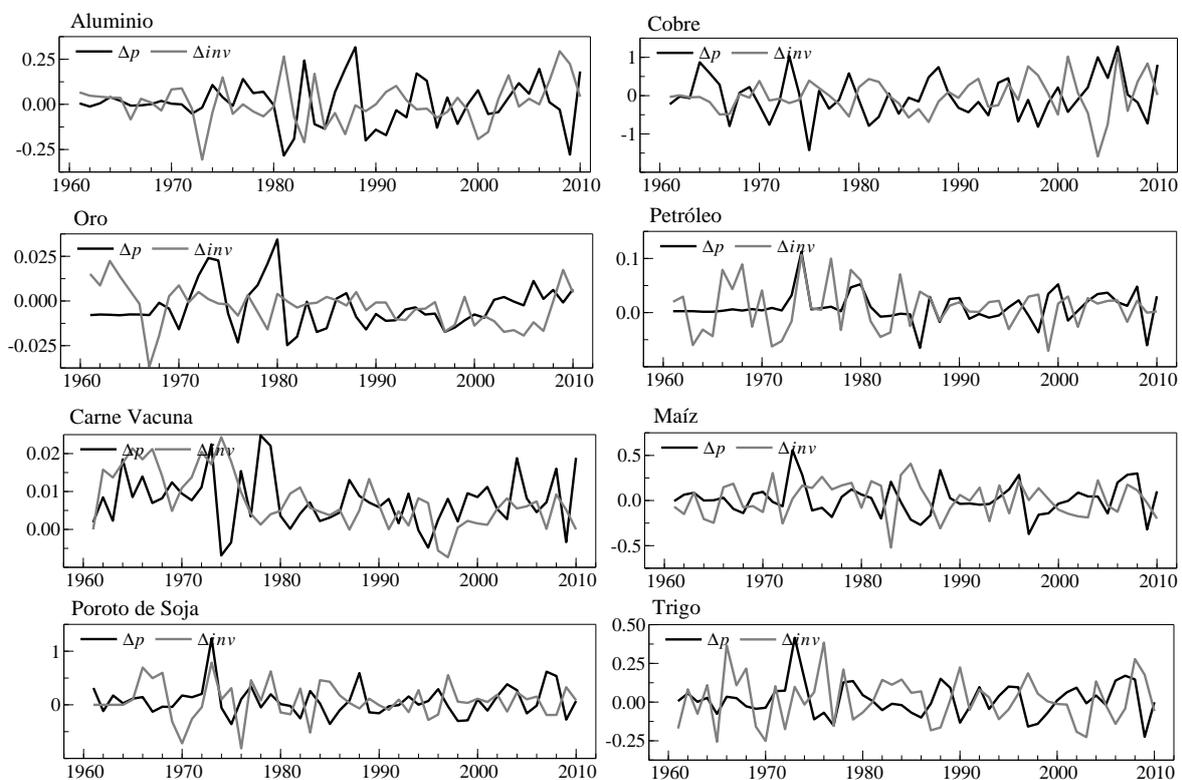
Fig. 2.1: Índices de precios reales de las materias primas (1960-2010, en logaritmos)



Las Figuras 2.2 y 2.3 permiten observar la relación entre precios reales, producciones e inventarios.

¹⁷ Cálculos basados en los datos de UN Comtrade.

Fig. 2.2: Producción e inventarios (en logaritmos)

Fig. 2.3: Diferencia logarítmica del precio real de las *commodities* e inventarios

Desde una perspectiva a largo plazo, las cantidades muestran una tendencia creciente,

pero los inventarios han tenido diferentes patrones que reflejan una relación más estrecha con la producción de bienes agropecuarios.

La relación inversa entre las variaciones (en diferencias logarítmicas) de los precios reales y de los inventarios se puede observar en la Figura 2.3. Esta sugiere que los inventarios pueden afectar negativamente los precios de las materias primas a corto plazo (Deaton & Laroque, 2003).

Dado que los precios de las materias primas están altamente correlacionados en la Tabla 2.2 se reportan las correlaciones contemporáneas.

Tab. 2.2: Matrices de correlaciones entre los precios reales de las *commodities*

Logaritmos (en nivel):								
	<i>al</i>	<i>co</i>	<i>or</i>	<i>pe</i>	<i>cv</i>	<i>mz</i>	<i>so</i>	<i>tr</i>
Aluminio	1,00							
Cobre	0,67	1,00						
Oro	-0,10	-0,12	1,00					
Petróleo	-0,09	-0,06	0,86	1,00				
Carne vacuna	0,78	0,62	-0,16	-0,19	1,00			
Maíz	0,78	0,66	-0,18	-0,14	0,84	1,00		
Poroto de soja	0,80	0,65	-0,11	-0,11	0,87	0,97	1,00	
Trigo	0,77	0,67	-0,07	-0,04	0,82	0,97	0,95	1,00
Diferencias logarítmicas:								
	<i>al</i>	<i>co</i>	<i>or</i>	<i>pe</i>	<i>cv</i>	<i>mz</i>	<i>so</i>	<i>tr</i>
Aluminio	1,00							
Cobre	0,59	1,00						
Oro	0,39	0,39	1,00					
Petróleo	0,25	0,35	0,40	1,00				
Carne vacuna	0,16	0,48	0,18	0,00	1,00			
Maíz	0,31	0,44	0,38	0,37	0,13	1,00		
Poroto de soja	0,29	0,39	0,32	0,12	0,31	0,70	1,00	
Trigo	0,25	0,48	0,45	0,38	0,25	0,82	0,61	1,00
Residuos del VAR(2):								
	<i>al</i>	<i>co</i>	<i>or</i>	<i>pe</i>	<i>cv</i>	<i>mz</i>	<i>so</i>	<i>tr</i>
Aluminio	1,00							
Cobre	0,54	1,00						
Oro	0,42	0,28	1,00					
Petróleo	0,31	0,23	0,24	1,00				
Carne vacuna	0,29	0,54	0,22	0,10	1,00			
Maíz	0,31	0,30	0,28	0,28	0,28	1,00		
Poroto de soja	0,41	0,42	0,42	0,24	0,54	0,79	1,00	
Trigo	0,37	0,45	0,27	0,27	0,28	0,87	0,75	1,00
Residuos del modelo seleccionado:								
	<i>al</i>	<i>co</i>	<i>or</i>	<i>pe</i>	<i>cv</i>	<i>mz</i>	<i>so</i>	<i>tr</i>
Aluminio	1,00							
Cobre	0,26	1,00						
Oro	0,14	-0,08	1,00					
Petróleo	-0,00	-0,01	-0,16	1,00				
Carne vacuna	-0,18	0,23	0,06	-0,04	1,00			
Maíz	-0,02	0,06	-0,11	-0,00	-0,21	1,00		
Poroto de soja	0,19	0,27	0,03	-0,16	-0,24	0,34	1,00	
Trigo	-0,12	0,02	-0,04	-0,06	-0,05	0,61	0,26	1,00

Los precios reales (en logaritmos) muestran altas correlaciones intragrupos, como entre

las agropecuarias y los minerales (aluminio y cobre), pero también existen entre grupos, siendo la más alta entre el oro y el petróleo. En cuanto a las diferencias logarítmicas, la mayoría de las correlaciones se redujeron luego de realizar dicha transformación, pero en algunos casos continuaron siendo altas como en el caso de las materias primas agrícolas y minerales. Puede notarse que no se encuentra un patrón muy diferente en las correlaciones si se observan los residuos de la estimación de un Vector Autoregresivo de segundo orden, VAR(2), para los precios reales en logaritmos. Estas correlaciones serán comparadas luego con las correlaciones de los residuos del modelo estimado en TSCS.

Estas observaciones conducen a que se considere en las estimaciones la posible presencia de dependencia cruzada entre las distintas materias primas estudiadas.

2.3.2. Resultados empíricos

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en las estimaciones de los distintos MCE a partir del conjunto de información descrito anteriormente.

En la Tabla 2.3 se reportan los coeficientes estimados para los niveles y las diferencias de las variables que permiten obtener los efectos a largo plazo y a corto plazo sobre los precios reales de las *commodities*, respectivamente. En la Columna (1) se muestra la estimación por MCO del modelo seleccionado por el algoritmo de selección automática, mientras que en la Columna (2) se considera el mismo modelo, pero evaluando el efecto de la tasa de interés, el cual será analizado en la sección 2.3.3. En la Columna (3) se reporta la heterogeneidad temporal e individual entre *commodities*. En la Columna (4) se reporta la estimación mediante Variables Instrumentales (VI) suponiendo endógenos los inventarios. Estos últimos casos se discuten en las secciones 2.3.4 y 2.3.5, respectivamente.

En los resultados presentados en la Tabla 2.3, puede notarse que todas las estimaciones fueron consistentes con la teoría económica y pasaron la mayor parte de las pruebas de diagnóstico. Sin embargo, las hipótesis nulas de homocedasticidad (al 5% de significatividad) y de ausencia de dependencia cruzada (al 1% de significatividad) son rechazadas. La hipótesis nula de independencia cruzada de los residuos del modelo estimado se evaluó mediante un test LM propuesto por Breusch & Pagan (1980). En los residuos se encontró cierta correlación remanente principalmente entre los productos agrícolas: maíz, soja y trigo (ver correlación residual en la Tabla 2.2). Por lo tanto, en todas las estimaciones se consideraron los errores estándares corregidos por Driscoll-Kraay, los cuales se basan en T grande y son robustos a la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación (sin asumir un grado de correlación) y correlación entre paneles.¹⁸

Por otra parte, también resulta necesario evaluar la cointegración ante la presencia de dependencia cruzada entre las distintas materias primas. Para ello se realizó un *bootstrapping* (Apéndice A) siguiendo las recomendaciones de Westerlund (2007). La hipótesis

¹⁸ Usando errores estándares consistentes por heterocedasticidad, se mantuvieron los efectos de todas las variables.

nula de ausencia de cointegración fue rechazada en niveles tradicionales (los percentiles 1 % y 5 % de la distribución del estadístico t ilustrado en la Figura A.1 (e) son $-6,53$ y $-5,78$, respectivamente).

Tab. 2.3: Estimaciones del precio real de las *commodities* (efectos fijos)

Variable Dependiente: Δp_{it}	Modelo Seleccionado (1)	Tasa de Interés (2)	Evaluación de Heterogeneidad (3)	VI (4)
Coefficiente de ajuste	-0,18**	-0,13**	-0,22**	-0,21**
Efectos de largo plazo ^(a)				
q_{it-1}	-1,15**	-1,84**	-1,05**	-1,06**
pbi_{t-1}^{CHINA}	0,68**	1,38**	0,56**	0,57**
e_{t-1}	-1,98**	-2,23**	-1,83**	-1,89**
i_{t-1}^{TR}	—	-9,75**	—	—
$pbi_{t-1}^{CHINA} \times pe$	—	—	0,77**	0,77**
Efectos de corto plazo				
Δp_{it-1}	0,11**	0,06	0,12**	0,11**
Δp_{it-2}	-0,13**	-0,17**	-0,12**	-0,12**
Δpbi_t^{OCDE}	0,87**	0,60**	0,87**	0,87**
Δpbi_t^{CHINA}	0,20*	0,15*	0,19*	0,19**
$\Delta_2 inv_{it}$	-0,10**	-0,11**	-0,10**	-0,12**
Δbm_{t-1}^{US}	0,25**	—	0,25**	0,24**
Δe_{t-1}	-0,43*	-0,44*	-0,42*	-0,40**
Componentes determinísticos				
$t \times or$	0,004**	—	0,01**	0,01**
$t \times pe$	0,01**	—	—	—
$t \times cv$	-0,01**	-0,01**	-0,01**	-0,01**
$t \times tr$	-0,003*	-0,004**	-0,004**	-0,004*
D1973	0,35**	0,37**	0,35**	0,35**
D1983	0,17**	0,17**	0,17**	0,16**
D2009	-0,21**	-0,28**	-0,20**	-0,19**
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables impulso	Sí	Sí	Sí	Sí
R^2 ajustado =	0,66	0,62	0,64	—
$\hat{\sigma} =$	0,12	0,12	0,12	0,12
Autocorrelación - F :	0,97 [0,38]	1,10 [0,34]	1,37 [0,26]	1,37 [0,26]
Heterocedasticidad - F :	1,47 [0,04]	1,35 [0,09]	1,26 [0,14]	1,23 [0,17]
ARCH - F :	3,04 [0,08]	2,09 [0,15]	2,77 [0,10]	2,31 [0,13]
Normalidad - $\chi^2(2)$:	1,05 [0,59]	1,67 [0,44]	1,47 [0,48]	1,69 [0,43]
RESET - F :	0,97 [0,38]	0,60 [0,55]	0,55 [0,58]	—
AC(1) DPD:	-0,66 [0,51]	-0,42 [0,67]	-0,92 [0,36]	—
AC(2) DPD:	-1,38 [0,17]	-1,55 [0,12]	-1,37 [0,17]	—
Test LM de independencia χ^2 :	49,85 [0,01]	—	47,59 [0,01]	—

Notas: ** y * indican significatividad al 1 % y 5 %, respectivamente. En corchetes se reportan los p -valores. Se utilizaron errores estándar de Driscoll-Kraay, excepto para la estimación por VI. Las variables impulso seleccionadas por *Autometrics* fueron: *al1973*, *co1964*, *co2006*, *or1974*, *or1980*, *pe1973*, *pe1979*, *pe1986*, *pe1988*, *cv1974* y $(\Delta p_{it-1} \times pe1974)$. Esta última es necesaria para lograr normalidad residual. t =tendencia lineal.

Los modelos estimados incluyen tres variables dicotómicas correspondientes a tres años (D1973, D1983 y D2009), los cuales coinciden con la crisis del petróleo de 1973, con la segunda crisis del petróleo de 1983 y con la crisis financiera de 2009, que implicó *shocks* sobre los precios de las *commodities*. Dichas variables fueron seleccionadas por IIS. Por lo tanto, estos años aparecen como valores extremos en el MCE estimado y no como prueba de cambio estructural. De existir un cambio estructural en el modelo estimado (p. ej., pre y post 1973), el algoritmo hubiera retenido, a su vez, variables impulso inmediatamente anteriores y posteriores a esos años.

En el modelo seleccionado, la velocidad de ajuste de los precios reales de las *commodities* para alcanzar la relación de equilibrio fue del 18 %, es decir, el 18 % del desequilibrio desapareció el primer año. Si se observan primero los efectos de las variables explicativas de los precios de las materias primas a largo plazo¹⁹, los resultados muestran la elasticidad negativa de los precios reales con respecto al tipo de cambio nominal efectivo de Estados Unidos. Esto es, una depreciación del dólar respecto de la mayoría de las monedas (principales socios comerciales de Estados Unidos) produce un incremento en el precio de las materias primas, medidas en dólares estadounidenses. La magnitud de la elasticidad es mayor que la unidad en valor absoluto, lo cual parece ser mayor que lo esperado a partir de los modelos teóricos para dicha elasticidad que asumen al tipo de cambio en términos reales. Sin embargo, este resultado corrobora el hecho de que los precios de las materias primas son más flexibles que aquellos que reflejan el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. Cabe señalar que también se encontraron casos de *overshooting* en la literatura empírica, utilizando diferentes enfoques (e.g. [Dornbusch et al., 1985](#); [Gilbert, 1989](#)).

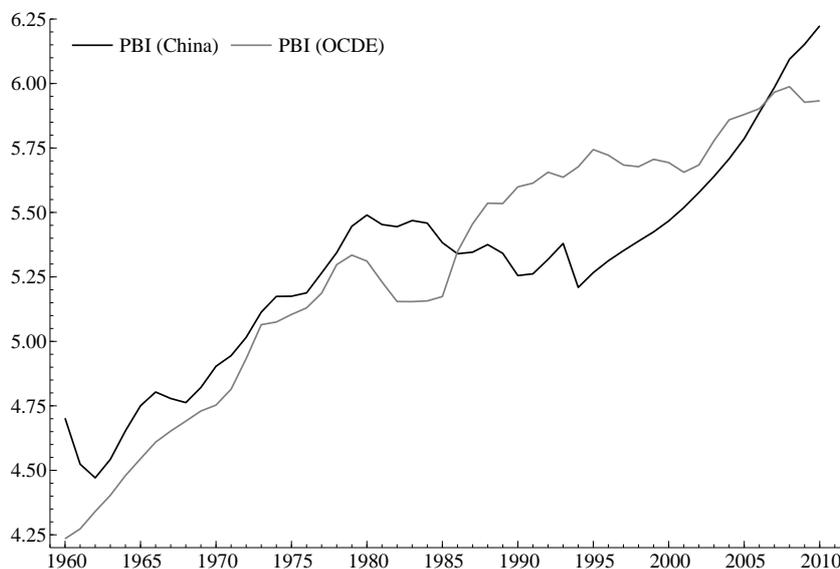
Uno de los principales resultados de estas estimaciones indica que los efectos a largo plazo resultan compatibles con un modelo tradicional en el que ajustan los precios ante excesos de oferta, por la elasticidad negativa encontrada en los precios reales de las *commodities* con respecto a su producción. Además, se encuentra un efecto positivo a largo plazo del PBI de China sobre la evolución en los precios de las materias primas. El surgimiento de China en la economía mundial ha tenido importantes implicancias en los mercados mundiales de productos básicos en la última década; esto incrementó la demanda de materias primas y empujó los precios al alza.

Si bien a primera vista puede parecer sorprendente que no hayan entrado en el largo plazo otros PBI (de hecho, el coeficiente estimado del pbi^{OCDE} fue negativo), la Figura 2.4 muestra un comportamiento similar entre el PBI de China y el de los países de la OCDE, durante la primera parte de la muestra. Sin embargo, el PBI de China, que se ha incrementado a una tasa mayor desde fines de los años 90, que produjo un efecto diferencial sobre los precios de las *commodities*. La mayor demanda derivada de alimentos y de energía a partir del crecimiento económico de este país emergente explica por qué su

¹⁹ Estos coeficientes son la solución a largo plazo que se obtiene dividiendo las estimaciones de β por δ .

PBI tiene un efecto determinante a largo plazo sobre los precios de las materias primas.

Fig. 2.4: PBI real de China y los países de la OCDE (en logaritmos)



Puede notarse también que, a corto plazo (Columna 1), ambas tasas de crecimiento de PBI son significativas, pero el efecto de la OCDE es mayor. Por otra parte, no se encontraron efectos significativos de otras economías emergentes²⁰.

Otro resultado interesante indica que tanto la producción como los inventarios fueron significativos, pero los inventarios lo fueron solamente a corto plazo. Dado que los inventarios están medidos como $\Delta_2 inv_{it} = (inv_{it} - inv_{it-2})$, los movimientos a corto plazo de exceso de oferta sobre demanda afectan negativamente los precios reales. Nuevamente, y como se observó en la Figura 2.3, el signo negativo sugiere que los precios reales ajustan ante cambios en los inventarios y no a la inversa. Esta cuestión se analiza con mayor profundidad en la sección 2.3.5, que estudia la exogeneidad de los inventarios.

El rol de la producción y de la demanda a largo plazo y la de los inventarios a corto plazo en la determinación de los precios de las materias primas fue sugerida por Deaton & Laroque (1992, 2003) y Pindyck (1994). Todas estas variables están incluidas en el modelo seleccionado.

Respecto a los efectos monetarios, se encontró que el crecimiento rezagado un año de la base monetaria de Estados Unidos tiene un signo positivo de 0,25. A su vez, hay un efecto negativo de la depreciación del dólar estadounidense luego de un año. Sin embargo, el modelo seleccionado no incluye el efecto de la tasa de interés, tal como se sugiere en la literatura antes mencionada. En la siguiente sección se discute este tema en particular.

²⁰ En particular, se reevaluó el efecto del PBI de la India. Los coeficientes estimados a largo y a corto plazo mostraban el signo correcto (positivo), pero no resultaron significativos en niveles tradicionales.

2.3.3. El efecto de la tasa de interés

El efecto de la tasa de interés en la determinación de los precios de las *commodities* ha sido ampliamente discutido por varios autores, existiendo evidencia mixta en estudios empíricos. En años recientes, se ha argumentado que los precios de las materias primas tendieron a sobrerreaccionar en respuesta a la política monetaria de Estados Unidos, que mantiene un nivel de tasa de interés cercano a cero. Frankel & Rose (2010) no encontraron un efecto significativo de la tasa real de interés, incluso cuando la relación entre la tasa y el precio *spot* de una *commodity* es un punto de partida en su modelo.

En el modelo estimado en esta tesis, tampoco se encontró un efecto de la tasa de interés. En cambio, se observó el efecto de la política monetaria estadounidense a partir del efecto a corto plazo de la base monetaria. Posiblemente, esto sucedió a través del efecto de la depreciación del tipo de cambio, el cual pudo estar determinado tanto por factores monetarios como reales. Entonces, ¿pudo el efecto de los inventarios capturar el efecto de la tasa de interés? Dado que el canal de la tasa de interés sobre los precios fue sugerido en la literatura, se reconsideraron los efectos de dos tasas de interés relevantes en este caso: la tasa del Tesoro a un año y la tasa de los fondos federales, utilizando hasta sus segundos rezagos y manteniendo fijas las restantes variables explicativas del modelo seleccionado. En esta nueva estimación, el nivel de la tasa del Tesoro a un año tuvo un efecto significativo, al igual que las variaciones de los inventarios, pero en cambio se observó que el crecimiento de la base monetaria dejaba de ser significativo. Dicha estimación se reporta en la Columna 2 de la Tabla 2.3.

Por lo tanto, dicha tasa de interés denotada i_{t-1}^{TR} capturó, al parecer, el efecto de la política monetaria de Estados Unidos. Vale la pena notar que, cuando se consideraron tanto la tasa de interés como la base monetaria en la estimación, el algoritmo de selección automática eligió la última. Dado que el algoritmo busca el modelo dominante a partir del GUM (que incluye ambas variables), se puede concluir que el modelo seleccionado (Columna 1) engloba el modelo que incluye la tasa de interés (Columna 2), y no a la inversa. Entonces, el resultado sugiere que una disminución en el nivel de la tasa de interés de Estados Unidos, posiblemente como consecuencia del aumento de la base monetaria, representa un canal a través del cual la política monetaria estadounidense hizo subir los precios de las materias primas.

2.3.4. Test de poolability

La cuestión sobre si resulta conveniente o no agrupar los datos surge naturalmente cuando se trabaja con datos en panel. La agrupación de los datos, como se propuso a partir de la estimación del modelo de la Ecuación 2.11, implica que los parámetros del modelo son constantes a través de las *commodities* y a través del tiempo. Sin embargo, una versión irrestricta de dicho modelo serían aquella en la que los parámetros pudieran

variar en el tiempo y entre las distintas materias primas. En este sentido en esta sección se evalúa la *poolability* en un contexto de datos de panel (ver Baltagi, 2008, p.57).

Al respecto, el algoritmo de selección automática permitió evaluar al menos dos niveles de *poolability*: primero, la agrupación entre las distintas *commodities* y, segundo, la agrupación entre grupos de *commodities*. En el primer caso, se evaluó la igualdad de los coeficientes a través de las materias primas individuales y a lo largo del tiempo mediante una selección automática de variables impulso multiplicativas a todas las variables para cada $N.T$ observación. En el segundo caso, se evaluó si los coeficientes entre tres grupos principales de *commodities* diferían entre sí: minerales (aluminio, cobre y oro), agropecuarios (maíz, soja, trigo y carne vacuna) y petróleo.

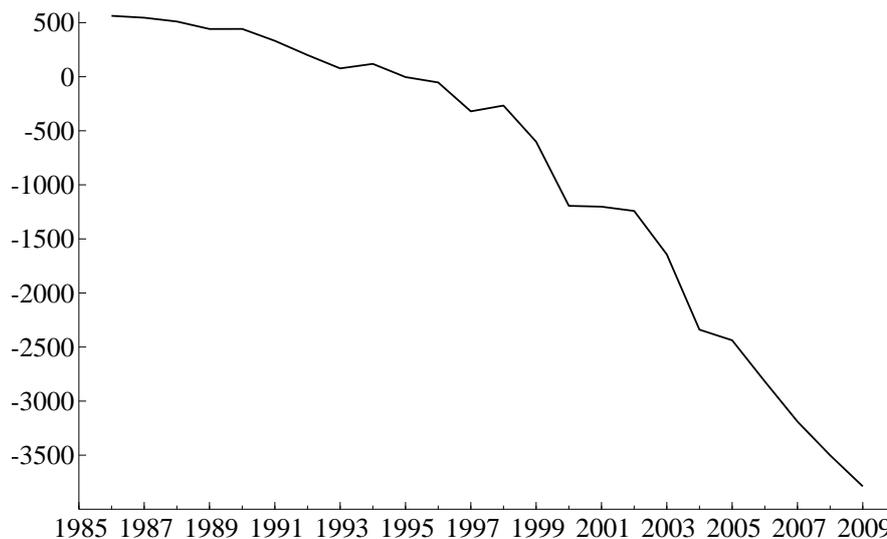
En los modelos estimados en las Columnas 1 y 2 se asume que la heterogeneidad por *commodity* (o por grupos de *commodities*) y por tiempo es capturada por algunas tendencias individuales o efectos fijos por materia prima y año y sus interacciones. Sin embargo, en la Columna 3 de la Tabla 2.3 se presentan los resultados obtenidos al evaluar la hipótesis de igualdad de coeficientes (elasticidades y efectos marginales) a través de las distintas *commodities* y a lo largo del tiempo en el modelo seleccionado. Para implementar esta evaluación, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas para cada una de las 8 materias primas y cada uno de los 48 años, las cuales fueron seleccionadas automáticamente. No se encontraron efectos diferenciales por año; pero, respecto a la heterogeneidad por *commodity*, se encontró un efecto diferencial de la demanda de China sobre los precios del petróleo. El resto de las estimaciones son similares a las reportadas por medio del modelo seleccionado (Columna 1). Los principales efectos se mantuvieron, a excepción de la tendencia del petróleo, que dejó de ser significativa. El nuevo coeficiente estimado indicó que existe un efecto mayor del PBI de China sobre el precio real del petróleo que sobre el resto de las materias primas. Como se destaca en la Figura 2.5, a lo largo de la muestra China pasó de ser un país exportador neto de petróleo a ser un importador neto, lo que incrementó la demanda global de esta materia prima, dando un efecto diferencial de esta economía sobre el precio del petróleo.

La prueba del rápido crecimiento de la demanda de petróleo en China, como factor que influyó el rápido incremento en los precios del petróleo, también fue estudiada en los trabajos de Hamilton (2009) y Kilian (2009). Por lo tanto, esta última modificación mejoró las estimaciones del modelo seleccionado luego de evaluar la heterogeneidad²¹.

La estabilidad de los parámetros a lo largo del tiempo sugiere que no hay prueba de comportamientos diferentes en los precios, particularmente luego del año 2000. Como mencionan Abraham & Hendershott (1996), los rezagos de la variación del precio y del coeficiente de ajuste pueden interpretarse en términos de “burbujas”. Los coeficientes

²¹ Una vez más se puede asumir que existe cointegración de acuerdo con la distribución empírica obtenida a partir del *bootstrapping* mencionado en el Apéndice A. La hipótesis nula de no cointegración es rechazada en niveles tradicionales (los percentiles 1 % y 5 % del estadístico t ilustrados en la Figura A.1 (f) son $-6,72$ y $-5,86$, respectivamente).

Fig. 2.5: Exportaciones netas de petróleo de China (en miles de barriles por día)



Fuente: basada en datos de la EIA (Energy Information Administration).

grandes y positivos del rezago de la variación del precio se pueden interpretar como “constructores de burbujas”, mientras que un coeficiente grande y negativo del coeficiente de ajuste a las desviaciones del equilibrio se puede entender como un “destructor de burbujas”, dado que los precios corrigen los desvíos respecto de los fundamentos. En este caso, los rezagos de la variación del precio mostraron coeficientes estimados que se asociaron con un comportamiento cíclico. El coeficiente de ajuste indicó una corrección cercana al 20 % respecto de desvíos a largo plazo en el primer año. Desde esta perspectiva, los precios no comprueban la existencia de burbujas en datos anuales²².

Finalmente, se dividieron las 8 *commodities* en tres grupos principales de materias primas: minerales, agropecuario y petróleo. Siguiendo el mismo procedimiento, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas en todas las variables y en cada grupo de materias primas, las cuales fueron seleccionadas automáticamente. En el caso del grupo de los minerales, sólo se encontró un efecto adicional en el cambio de la base monetaria sobre los precios²³. Este resultado muestra que las variaciones en el precio de los minerales son más dependientes de la política monetaria de Estados Unidos que las variaciones de los otros grupos de *commodities*.

2.3.5. Test de exogeneidad

En esta sección se presentan los resultados de la evaluación del supuesto de exogeneidad en los dos casos relevantes para el modelo de determinación de los precios reales de las *commodities*: los cambios en los inventarios (efecto a corto plazo) y la producción (efecto

²² Si se tratara de datos con una frecuencia mayor, se debería estudiar el movimiento especulativo de los precios de las *commodities*.

²³ Este nuevo efecto a corto plazo fue de 0,47, en lugar de 0,25, sin la agrupación.

a largo plazo).

Primero, como la variación en los inventarios resultó significativa en forma contemporánea (al momento “t”) en los modelos estimados ($\Delta_2 inv_{it}$), se utilizó el método de VI para estimar el modelo que considera el caso de la heterogeneidad por *commodities*, tal como se reporta en la Columna 4 de la Tabla 2.3.

Se utilizaron los siguientes instrumentos: la diferencia logarítmica del primer rezago de los inventarios (Δinv_{it-1}), la diferencia logarítmica del primer rezago del PBI de China (Δpbi_{t-1}^{CHINA}) y la diferencia logarítmica del primer rezago del PBI de los países de la OCDE (Δpbi_{t-1}^{OCDE}).

El test de Sargan validó el uso de dichos instrumentos en la estimación, ya que la hipótesis nula de que el término de error no se correlacionaba con los instrumentos no fue rechazada ($\chi^2(2) = 2,96$, p -valor=0,23). A su vez, los resultados de la estimación por VI fueron similares a los obtenidos mediante la estimación por MCO; en particular, el coeficiente (negativo) estimado de $\Delta_2 inv_{it}$ fue sutilmente mayor que en la estimación por MCO. Por lo tanto, los cambios en los inventarios pueden ser considerados como dados para explicar los precios de las *commodities*.

Segundo, debido a que la producción de *commodities* resultó significativa a largo plazo, tanto la exogeneidad débil como la super exogeneidad (definidas por Engle et al., 1983) deben ser analizadas para obtener estimaciones consistentes de los parámetros a largo plazo.

La exogeneidad débil de la producción implica que sólo los precios de las *commodities* deberían ajustarse a las desviaciones respecto de la relación a largo plazo (ver Johansen, 1992; Urbain, 1992). Sin embargo, la producción de *commodities* también podría ajustarse. Para evaluar esta posibilidad, se estimó un modelo condicional de producción usando el mismo conjunto de información. De la misma manera que para el modelo de precios, se utilizó el algoritmo de selección automática para seleccionar las variables relevantes.

La Ecuación 2.12 muestra los resultados de dicha estimación en los cuales se incluyeron también las variables de largo plazo pertenecientes a la ecuación de precio si bien no resultaron significativas.

Los errores estándar estimados por MCO se presentan entre paréntesis y los errores estándar robustos se presentan entre corchetes (para *Dynamic Panel Data* (DPD) como propone Arellano, 1987, con corrección por muestra chica). Los errores estándar de Driscoll-Kraay, en tanto, se reportan entre llaves.

Luego de la Ecuación 2.12 se reportan los estadísticos de diagnóstico para evaluar autocorrelación residual (ar), heterocedasticidad condicional (arch), normalidad (nd), heterocedasticidad (het y X-het, que utiliza los cuadrados y términos cruzados como regresores originales) y RESET (reset) junto con sus p -valores entre corchetes.

$$\begin{aligned}
\Delta q_{it} = & 0,276 - 0,022q_{it-1} + 0,0003p_{it-1} + 0,026e_{t-1} + 0,005pbi_{t-1}^{CHINA} & (2.12) \\
& (0,232) \quad (0,011) \quad (0,006) \quad (0,023) \quad (0,006) \\
& [0,377] \quad [0,014] \quad [0,012] \quad [0,026] \quad [0,007] \\
& \{0,125\} \quad \{0,009\} \quad \{0,005\} \quad \{0,014\} \quad \{0,004\} \\
& -0,018 (pbi_t^{CHINA} \times pe) + 0,031D1984 + 0,040D1996 + 0,038D2004 \\
& (0,010) \quad (0,014) \quad (0,014) \quad (0,014) \\
& [0,007] \quad [0,010] \quad [0,011] \quad [0,018] \\
& \{0,007\} \quad \{0,004\} \quad \{0,002\} \quad \{0,003\} \\
& -0,036co - 0,234or + 0,160pe - 0,311cv - 0,265mz - 0,114so \\
& (0,010) \quad (0,101) \quad (0,087) \quad (0,146) \quad (0,127) \quad (0,060) \\
& [0,007] \quad [0,118] \quad [0,102] \quad [0,179] \quad [0,158] \quad [0,073] \\
& -0,128tr + dummies^{24} \\
& (0,041) \\
& [0,050]
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0,620$$

$$\hat{\sigma} = 0,038$$

$$N = 8$$

$$T = 48 \text{ (1963 - 2010)}$$

$$F_{ar}(2,338) = 1,01 [0,37]$$

$$F_{arch}(1,382) = 0,99 [0,32]$$

$$F_{het}(20,335) = 2,91 [0,00]$$

$$F_{X-het}(30,325) = 2,13 [0,00]$$

$$\chi_{nd}^2(2) = 0,38 [0,83]$$

$$F_{reset}(2,338) = 0,56 [0,57]$$

$$AC(1) \text{ DPD: } 0,15[0,88]$$

$$AC(2) \text{ DPD: } 1,23[0,22]$$

Se encontró que la única variable significativa a largo plazo era q_{it-1} . Ninguna otra variable en el modelo de corrección de errores fue significativa. En consecuencia, se encontró una función de producción autorregresiva que depende de *shocks* agrícolas²⁵. En particular, los precios de las materias primas no resultaron significativos. El efecto de los precios internacionales sobre la producción no se detectó en forma directa a través de datos en panel, como también encontraron [Mundlak et al. \(1997\)](#) en el caso de los productos agrícolas. Por lo tanto, existe evidencia de que la producción es débilmente exógena y que pueden obtenerse modelos condicionales válidos para los precios de las *commodities* como los estimados en la sección 2.3.2.

Además, para evaluar si el modelo condicional propuesto es también válido ante cambios en el régimen económico, se evaluó la superexogeneidad (la conjunción de exogeneidad débil e invariancia). En el contexto de los precios de las *commodities*, evaluar la superexogeneidad ([Engle et al., 1983](#); [Ericsson, 1994](#)) puede ayudar a responder, por ejemplo, la siguiente pregunta: ¿Se observa la misma respuesta en los precios de las materias primas si el comportamiento de la producción cambia debido a avances tecnológicos o a innova-

²⁴ Las variables dicotómicas impulso seleccionadas fueron: *mz1966, mz1973, so1973, so1974, so1975, so1976, so1977, so1979, so1980, so1983, so1986, so1988, so1994, so1995, so1997, so2003, so2007, so2009, tr1964, tr1966, tr1971, tr1976, tr1978, tr1990, tr2004, tr2008, al1975 y al1982*

²⁵ Un conjunto amplio de variables dicotómicas agrícolas resultó significativo, mientras que en el modelo de determinación de precios las variables dicotómicas estuvieron principalmente relacionadas con materias primas minerales y petróleo. Las variables dicotómicas por año también resultaron distintas.

ciones financieras? El requisito adicional a la exogeneidad débil es probar la invariancia de los parámetros de los modelos condicionales (en este caso, de los precios) ante cambios en la distribución de las variables condicionantes (cantidades). De lo contrario, el modelo de precios, que sería una combinación de los modelos condicional y marginal, no sería constante debido a cambios en la producción de *commodities* producto de innovaciones tecnológicas o financieras.

La prueba de superexogeneidad se realizó siguiendo el trabajo de [Hendry & Santos \(2010\)](#). El enfoque consiste en usar saturación a través de variables dicotómicas, por un lado, para detectar valores extremos (*outliers*) y cambios en la media del modelo marginal (aquí, de la producción) y, por otro lado, para retener aquellas variables que resultan significativas. Entonces, la significatividad de todas las variables dicotómicas retenidas es evaluada en el modelo condicional (aquí, los precios). Por lo tanto, si las variables dicotómicas en la ecuación de producción no son conjuntamente significativas en la ecuación de precios, la producción se considera superexógena para el parámetro que representa el efecto del precio condicionado por la producción. Excluyendo las variables no significativas, se estimó la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \Delta q_{it} = & 0,324 - 0,017q_{it-1} + 0,037D1984 + 0,037D1996 + 0,039D2004 \quad (2.13) \\ & (0,088) \quad (0,005) \quad (0,014) \quad (0,014) \quad (0,015) \\ & [0,070] \quad [0,004] \quad [0,010] \quad [0,011] \quad [0,020] \\ & \{0,064\} \quad \{0,005\} \quad \{0,002\} \quad \{0,002\} \quad \{0,003\} \\ & -0,032co - 0,188or + 0,084pe - 0,247cv - 0,209mz - 0,088so \\ & (0,008) \quad (0,049) \quad (0,039) \quad (0,068) \quad (0,059) \quad (0,029) \\ & [0,018] \quad [0,018] \quad [0,018] \quad [0,018] \quad [0,018] \quad [0,018] \\ & -0,110tr + dummies^{26} \\ & (0,020) \\ & [0,018] \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,614$$

$$\hat{\sigma} = 0,038$$

$$N = 8$$

$$T = 48 \text{ (1963 - 2010)}$$

$$F_{ar}(2,342) = 1,481 [0,229] \quad F_{arch}(1,382) = 1,31 [0,25]$$

$$F_{het}(12,343) = 2,89 [0,00] \quad F_{X-het}(12,343) = 2,89 [0,00]$$

$$\chi_{nd}^2(2) = 0,62 [0,73] \quad F_{reset}(2,342) = 0,90 [0,41]$$

$$AC(1) \text{ DPD: } 0,21[0,83]$$

$$AC(2) \text{ DPD: } 1,26[0,21]$$

La hipótesis nula de que las variables dicotómicas son conjuntamente no significativas no fue rechazada $-\chi^2(27) = 24,72$, $p\text{-valor}=0,59$. Este resultado indica que Δq_{it} es superexógena en los modelos condicionales de Δp_{it} .

En resumen, la producción de *commodities* puede suponerse exógena cuando se modelan los precios. Esta evidencia es congruente con estimar un modelo uniecuacional.

²⁶ Mismas variables impulso que en la Ecuación 2.12.

2.4. Conclusiones

En este capítulo se estudiaron los principales determinantes de un conjunto de precios de *commodities* relevantes para la economía argentina durante el período 1960-2010. Se investigaron tanto los determinantes comunes como idiosincráticos del precio real de ocho materias primas, que incluyen productos agropecuarios, minerales y petróleo.

Para considerar tanto los efectos idiosincráticos como los comunes, se estimó un MCE con datos de TSCS, el cual también permite distinguir los efectos a largo plazo de los de a corto plazo. A su vez, se evaluó la existencia de cointegración, permitiendo la dependencia cruzada entre *commodities*. Estas cuestiones no suelen ser abordadas en los trabajos empíricos similares. Siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, en este estudio se utilizó un algoritmo automático de selección de variables que ayudó a obtener un modelo congruente a partir de la selección de las variables significativas entre un conjunto amplio de información.

Los resultados mostraron que la formación de precios de las materias primas depende, a largo plazo, de factores de oferta y demanda. En particular, se encontraron efectos significativos de la producción individual de *commodities* y del PBI de China como economía líder emergente, además del efecto del tipo de cambio de Estados Unidos. A corto plazo, también resultaron significativos:

- el crecimiento económico tanto de las economías emergentes como el de las desarrolladas, representadas por China y por los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), respectivamente,
- la variación en el tipo de cambio estadounidense,
- las variaciones en la base monetaria de Estados Unidos,
- y los cambios en los inventarios.

Este análisis mostró que las políticas monetarias expansivas, reflejadas en el crecimiento de la base monetaria de Estados Unidos, también puede ser medidas a través de los bajos niveles en la tasa de interés, como sugiere la literatura reciente.

También se evaluó *poolability* de cada una de las *commodities* consideradas y de tres grupos de *commodities*: agropecuarios, minerales y petróleo. Se encontró un efecto positivo adicional del PBI de China en el precio real del petróleo, que incrementó la demanda global de esta materia prima sobre las otras materias primas. En el caso de los minerales, se encontró un efecto diferencial del crecimiento en la base monetaria sobre sus precios reales. Un resultado interesante del modelo estimado es que, al estar controlado por efectos individuales y comunes, no se detectaron diferentes coeficientes cuando se evaluó *poolability* a través del tiempo, particularmente luego del 2000, cuando los precios de las materias primas comenzaron a incrementarse en forma conjunta.

La estimación del modelo condicional de los precios reales de las materias primas se validó al probar la exogeneidad de los inventarios y de la producción. Para la variación en los inventarios, el modelo fue estimado mediante VI y los resultados indicaron que los parámetros estimados no difieren de la estimación por MCO. En cuanto a la producción, que forma parte de la relación de cointegración, se evaluó la exogeneidad débil y la superexogeneidad. Los resultados mostraron, por un lado, que los precios de las *commodities* (y no su producción) se ajustaron para alcanzar la relación a largo plazo y, por el otro, que el modelo condicional de precios fue invariante ante cambios en el modelo de producción.

Tomando en cuenta las distintas cuestiones de especificación analizadas, el enfoque econométrico adoptado en este capítulo resulta apropiado para explicar el comportamiento de los precios reales de las materias primas. El enfoque adoptado ha logrado integrar algunas de las explicaciones recientes que enfatizan el rol de los determinantes macroeconómicos comunes con la literatura anterior que sólo estudiaba los factores de demanda y oferta de los mercados de *commodities* individuales.

3. MODELOS PARA PRONOSTICAR LOS PRECIOS DE LAS *COMMODITIES*

En el capítulo anterior, se intentó determinar qué factores explican la formación de los precios de las principales *commodities* relevantes para la Argentina a partir de la estimación de un MCE condicional en panel. En este capítulo se busca evaluar la capacidad de pronóstico de los MCE para datos de series temporales, pero considerando el mismo conjunto de información. En particular, se discuten y se analizan diferentes modelos para pronosticar los precios de los alimentos, principalmente del maíz, de la soja y del trigo, utilizando datos de series de tiempo entre 1994 y 2014 con frecuencia trimestral.

Como es sabido, pronosticar es una tarea diferente a la de modelar (o explicar) (Clements & Hendry, 1999). Debido a la existencia de quiebres estructurales no anticipados, los modelos econométricos condicionales, como los estimados en el capítulo anterior, no son necesariamente mejores cuando el objetivo es pronosticar una variable económica que sufre constantes cambios de régimen. En este contexto es común observar que los modelos econométricos son dominados por modelos extremadamente simples de series temporales (p. ej., un camino aleatorio). La explicación de este mejor desempeño debe buscarse en el tipo de componentes que se ven más afectados ante cambios estructurales no anticipados, reflejada en una baja adaptabilidad de los modelos econométricos al cambio. En contextos como éste, un investigador enfrenta a menudo un *trade-off* entre explicación y pronóstico.

Sin embargo, el principal atractivo de los pronósticos a partir de modelos econométricos condicionales basados en fundamentos es que permiten realizar proyecciones evaluando posibles escenarios futuros. Es decir, es posible proyectar lo que pasaría con los precios de los alimentos según diferentes supuestos relacionados con la trayectoria de las variables explicativas del modelo (Powell, 2015).

Entonces, en una primera instancia, se realizaron pronósticos a partir de diferentes modelos econométricos, de sus versiones robustas (con mayor adaptación al cambio) o de mecanismos alternativos para los precios del maíz, la soja y el trigo. Se evaluó su desempeño relativo entre el primer trimestre de 2008 y el último trimestre de 2014 y, en particular, si la consideración de la dependencia cruzada entre estas materias primas en los modelos econométricos ayuda mejorar los pronósticos. La ventana de pronóstico utilizada plantea un caso interesante de estudio ya que, al incluir la crisis de 2008-2009 y la última reversión en la tendencia de los precios de *commodities*, se puede evaluar la capacidad de pronosticar de los distintos modelos en un escenario de cambios (muchos no

anticipados).

En una segunda instancia, y para el mercado de la soja (*commodity* líder de las exportaciones argentinas), se evaluó el proceso de formación de precios o *price discovery*. En este sentido, se buscó evaluar la validez de la hipótesis de que los precios de los futuros son los “mejores” predictores del futuro precio al contado.

El capítulo se organiza de la siguiente manera: la siguiente sección se centra en las fallas más comunes de pronóstico de los modelos basados en fundamentos y plantea alternativas para robustecer dichos modelos. En la sección 2, se pronostican los precios de alimentos (representados por el maíz, la soja y el trigo) y, en la sección 3, se evalúa el proceso de *price discovery* para el caso de la soja. Por último, en la sección 4, se presentan las conclusiones.

3.1. Robustecimiento de los modelos para pronósticos

La presencia de raíces unitarias y de quiebres en las series económicas son las dos principales fuentes de no estacionariedad que puede enfrentar un modelo econométrico. En el caso de las series integradas, [Engle & Granger \(1987\)](#) y [Johansen \(1988\)](#) sugirieron el uso de Modelos de Corrección de Errores (MCE, o para vectores denotado como VEC)¹ para estimar relaciones de cointegración, tal como se aplicó en el capítulo anterior.

Inicialmente, estos modelos también fueron recomendados para pronosticar, pero la evidencia (p. ej. [Makridakis & Hibon, 2000](#); [Stock & Watson, 1999](#)) y la teoría ([Clements & Hendry, 1998,9](#)) mostraron que no funcionaban correctamente cuando los procesos económicos estaban sujetos a cambios estructurales no anticipados, como sucede a menudo. Como [Castle et al. \(2014, p.3\)](#) explican, el problema está en la falta de adaptabilidad de estos modelos, una dificultad de los MCE es que siempre corrigen de nuevo al viejo equilibrio, independientemente de cuánto cambió el nuevo equilibrio. De este modo, se inducen fallas en los pronósticos que podrían ser sistemáticas.

En dicho contexto, los mecanismos no causales, como la doble diferencia (DDD) de las variables, pueden superar en capacidad de pronosticar a un modelo VEC ([Hendry, 2006](#)). Sobre la base de este resultado, entonces una doble diferenciación del modelo VEC (DVEC) podría, en cambio, superar una DDD (al menos en media, pero no necesariamente en varianza o en error cuadrático medio de pronóstico). En este sentido, los modelos DVEC son versiones robustas de los modelos VEC.

Para analizar cómo un DVEC puede mejorar los pronósticos, se puede empezar por expresar el modelo VEC en desviaciones respecto de la media del sistema (asumiendo de

¹ Los MCE estimados en el capítulo anterior son casos especiales de modelos VEC con variables explicativas débilmente exógenas.

primer orden por simplicidad):

$$(\Delta x_t - \gamma) = \alpha (\beta' x_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IN(0, \Omega) \quad (3.1)$$

En esta ecuación, $t = 1, 2, \dots, T$, x_t es un vector de n variables $I(1)$, β y α son $n \times r$ matrices cuando hay r vectores de cointegración, μ es la media a largo plazo y γ es el crecimiento medio.

Si se supone que el Proceso Generador de los Datos (PGD) sufre un quiebre en la media a largo plazo (μ se desplaza a μ^*) al momento $T+1$ (más probable de ser detectado que en γ , dado los valores actuales de las series macroeconómicas; ver [Hendry, 2000](#)), la Ecuación 3.1 se convierte en:

$$\Delta x_t = \gamma + \alpha (\beta' x_{t-1} - \mu^*) + \varepsilon_t \quad t > T \quad (3.2)$$

Si los pronósticos (denotados por $\widehat{\Delta x}$) se llevan a cabo basados en la Ecuación 3.2, esto es, con el modelo estimado antes del cambio en la media, entonces, el error de pronóstico esperado un paso adelante (asumiendo que no hay incertidumbre en los parámetros) será el siguiente:

$$E \left[\Delta x_{T+h} - \widehat{\Delta x}_{T+h/T+h-1} \right] = -\alpha (\mu^* - \mu) \quad (3.3)$$

Los errores sistemáticos no desaparecerán si los valores poblacionales dentro de la ventana de estimación se mantienen, y la extensión de dichos errores sistemáticos dependerá de la magnitud de los cambios sufridos en la Ecuación 3.2. Para evitar errores sistemáticos en los pronósticos, se puede diferenciar el modelo VEC de la Ecuación 3.2 y así obtener un modelo DVEC. Para observar esto, primero hay que notar que cuando μ no cambia, se obtiene un modelo DVEC como una versión restringida de un modelo VAR en diferencias (DVAR):

$$\Delta^2 x_t = \alpha \beta' \Delta x_{t-1} + \Delta \varepsilon_t \quad \text{o} \quad (3.4)$$

$$\Delta x_t = \Delta x_{t-1} + \alpha \beta' \Delta x_{t-1} + \Delta \varepsilon_t = (I + \alpha \beta') \Delta x_{t-1} + \Delta \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Por lo tanto, cuando se utiliza el modelo DVEC para pronosticar un paso adelante (asumiendo nuevamente, por simplicidad, parámetros muestrales conocidos), se eliminan los componentes determinísticos $h = 2$ períodos luego de que ocurriera el quiebre:

$$\widehat{\Delta x}_{T+h/T+h-1} = (I + \alpha \beta') \Delta x_{T+h-1} \quad (3.6)$$

Usando las Ecuaciones 3.2 y 3.3, el modelo DVEC resultó el siguiente²:

$$\Delta x_{T+2} - \widehat{\Delta x}_{T+2/T+1} = -\alpha (\mu^* - \mu) + \Delta \varepsilon_{T+2} \quad (3.7)$$

² Cabe destacar que en $T+1$, la Ecuación 3.7 incluye a Δx_T , el cual no muestra aún el quiebre.

Con un valor esperado igual a:

$$E \left[\Delta x_{T+2} - \widehat{\Delta x}_{T+2/T+1} \right] = -\alpha (\mu^* - \mu) \quad (3.8)$$

Cuando la media a largo plazo no cambia luego de ese período:

$$\Delta x_{T+h} - \widehat{\Delta x}_{T+h/T+h-1} = \Delta \varepsilon_{T+h}, \quad h > 2 \quad (3.9)$$

Es decir, recién para $h > 2$, los pronósticos serán insesgados. Sin embargo, cabe señalar que la diferenciación implica un costo en términos de varianza: en un modelo DVEC se duplica la varianza del pronóstico del modelo VEC.

Alternativamente a la obtención de un modelo DVEC, las ecuaciones del modelo VEC se pueden corregir *ex-post*, es decir, luego de que el quiebre haya ocurrido. Para ello, se pueden realizar ajustes en los residuos o correcciones en la ordenada al origen (*Intercept Correction* (IC)).³ Esto puede realizarse poniendo el pronóstico *back on track* cuando los errores de pronóstico están correlacionados. Es decir:

$$\widehat{\Delta x}_t^{IC} = \widehat{\Delta x}_{t-1} + \left(\Delta x_{t-1} - \widehat{\Delta x}_{t-1} \right) \quad (3.10)$$

Además del uso de versiones robustas de los modelos VEC en contextos de cambios de régimen, se puede considerar la estimación de un modelo VAR en diferencias (DVAR) de los precios como otra alternativa de pronóstico. Por construcción, un DVAR no incluye términos de corrección de errores, por lo que no llevaría a errores sistemáticos en caso de que la media a largo plazo sufra algún cambio. En este sentido, el DVAR representa una alternativa atractiva para pronosticar respecto del VEC.

Sin embargo, como [Hendry \(2006\)](#) notó, los cambios en la media de largo plazo son más comunes con datos de baja frecuencia, por lo que la diferenciación es probablemente menos útil ante una mayor frecuencia de datos. Como en este capítulo se utilizan datos trimestrales, los beneficios de la diferenciación no son claros *a priori*.

En resumen, los pronósticos condicionales obtenidos en la estimación de los MCE fueron comparados con aquellos obtenidos mediante otros enfoques que suelen tener un mejor desempeño ante la presencia de posibles quiebres: como los DMCE (sin perder los efectos de las variables condicionantes), los DVAR y los mecanismos en los que no se requiere una estimación como la doble diferenciación o, incluso, un camino aleatorio (*random walk*).

³ Como [Hendry \(2006\)](#) indicó, el modelo DVEC tiene el mismo efecto que IC, dado que ambos adicionaron de nuevo el error previo, pero tienen diferentes términos de error.

3.2. ¿Cómo pronosticar los precios de los alimentos?

En esta sección se presentan los modelos econométricos estimados usando datos de series temporales para el precio del maíz, de la soja y del trigo. A su vez, se evalúa su desempeño en términos de pronóstico respecto a otras alternativas como las descritas en la sección anterior.

La ventana de estimación (*in-sample*) utilizada para todos los modelos comprende el período 1994-2007, en frecuencia trimestral. La ventana de pronóstico *out-of-sample* considerada en esta sección (2008-2014, con frecuencia trimestral) incluye la crisis de 2008-2009, sus secuelas y la reciente reversión en la tendencia creciente de los precios de las *commodities*, es decir, un período de comportamiento apreciablemente inestable de los precios de los alimentos.

3.2.1. Datos

Como se mencionó en el capítulo anterior, los precios de los alimentos muestran fuertes correlaciones. Este hecho fue evidente incluso antes del comovimiento ascendente de los precios durante la última década. A modo de ejemplo, las materias primas incluidas en el índice de precios de los alimentos que elabora el Banco Mundial mostraron correlaciones por encima de 0,60 entre 1990 y 2013 e, incluso, superiores a 0,85 en el caso de algunos subconjuntos.

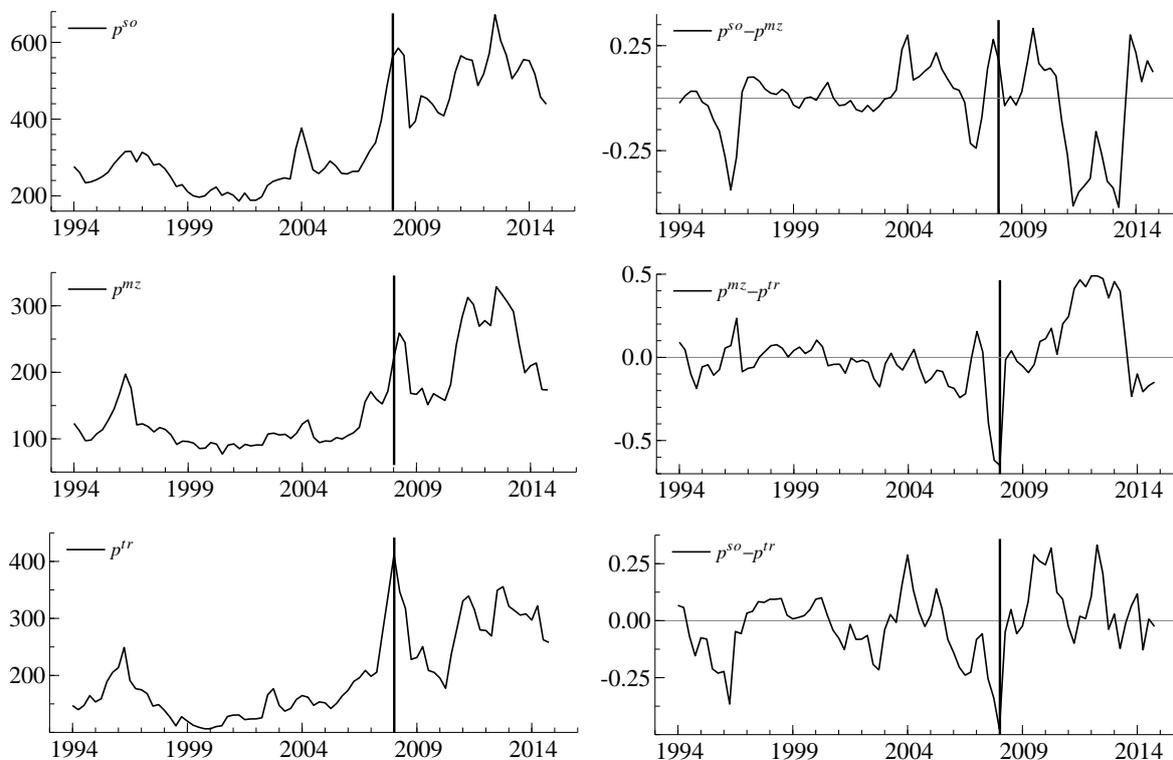
Estas observaciones motivaron a explorar si la precisión en los pronósticos podía mejorar si se consideraba la dependencia cruzada entre las *commodities* en la estimación de los modelos. Algunos podrán pensar que se trata de una antigua pregunta resuelta, dado que la modelación simultánea no sobrevivió luego de la crisis del petróleo de 1973 por el bajo desempeño de los grandes modelos macroeconómicos relativos a pronósticos más *naïve*. Sin embargo, en la actualidad existe un mayor entendimiento de los efectos de los quiebres sobre los pronósticos. Como se mencionó en la sección 3.1, existen diferentes mecanismos y métodos, como las transformaciones robustas, que pueden ser útiles para pronosticar ante la presencia de quiebres y también pueden ser aplicados en la modelación conjunta o en otros modelos que consideren la dependencia cruzada entre las materias primas.

En particular, en esta sección se estudiaron tres importantes precios de alimentos altamente correlacionados: maíz (*mz*), soja (*so*) y trigo (*tr*). Estas *commodities* agrícolas alimentan, en forma directa o indirecta, a gran parte de la población mundial. De acuerdo con el *Food Price Index* que elabora el Banco Mundial, el maíz, la soja (incluidos sus subproductos) y el trigo representan cerca del 45% del índice de alimentos.

En la estimación de los modelos se consideraron los precios nominales de dichas materias primas con frecuencia trimestral entre 1994Q3 y 2014Q4 (82 observaciones). La Figura 3.1 muestra el comportamiento conjunto de los tres precios durante todo el período estudiado (estimación más pronóstico). El período de pronóstico comenzó en 2008Q1 y,

por lo tanto, se puede evaluar qué sucedió con el desempeño de los modelos de pronóstico a medida que evolucionó la crisis mundial y durante el último *super boom*.

Fig. 3.1: Precios nominales absolutos y relativos entre 1994 y 2014 (en USD)



Nota: los precios relativos se calcularon ajustando la media. Las líneas verticales indican el comienzo del período *out-of-sample*.

Puede observarse que los precios del maíz, de la soja y del trigo se comportaron de manera similar a lo largo de toda la muestra, incluso antes de la tendencia ascendente observada desde principios de los años 2000. De hecho, las correlaciones cruzadas entre ellas con frecuencia trimestral fueron superiores a 0,9 durante todo el período de análisis. Sin embargo, los precios relativos mostraron cierta inestabilidad, reflejada en una mayor dispersión y la presencia de valores extremos, durante los últimos cinco años.

Si bien las estimaciones se realizaron con datos con frecuencia trimestral, las producciones de maíz y de soja se utilizaron en las estimaciones de los MCE de forma anual. Para ello, se repitieron los valores de producción estimados por la *U.S. Department of Agriculture* (USDA) en el segundo trimestre de cada año. La producción de estas materias primas está geográficamente concentrada y sus principales exportadores son Estados Unidos, Brasil y la Argentina. En consecuencia, se consideró que, hacia el segundo trimestre, cuando en el hemisferio sur (representado por Brasil y por la Argentina) ya se ha cosechado gran parte de estas *commodities*, y cuando en el hemisferio norte (Estados Unidos) se han tomado las decisiones de plantación, la USDA tiene estimaciones confiables para la

producción de todo el año. En el caso del trigo, cuya producción está geográficamente más dispersa, se utilizaron promedios trimestrales de estimaciones mensuales de la producción anual que reporta la USDA.

Para estimar estos modelos se consideró el mismo conjunto de información que el utilizado en el capítulo 2. Por lo tanto, se incluyeron numerosas variables explicativas macroeconómicas (los agregados monetarios o el tipo de cambio de Estados Unidos) así como variables específicas de los mercados de *commodities* (la producción y los inventarios) y factores de demanda (el crecimiento de países emergentes y desarrollados)⁴.

3.2.2. Diseño de los modelos

En esta sección se explica el enfoque econométrico desarrollado para estimar los modelos que serán utilizados para obtener pronósticos condicionales de los precios de los alimentos, considerando también la dependencia cruzada entre ellos.

- (I) Primero se estimó un MCE para cada uno de los precios de los alimentos estudiados (maíz, soja y trigo) durante 1994Q3-2007Q4 (el período *in-sample*). Estos MCE incluyen el comportamiento a largo y a corto plazo, y permiten considerar determinantes de oferta y demanda junto con los efectos de las variables macroeconómicas y financieras. Esta representación también es útil tanto cuando en el modelo las variables son integradas (estando cointegradas) como si son estacionarias.
- (II) Luego de la estimación de los modelos individuales del punto (I), se estudiaron las correlaciones cruzadas residuales para evaluar su interdependencia y, cuando fuera necesario, realizar una estimación conjunta. Este fue el caso del maíz y la soja. Su dependencia se observa también en la práctica ya que los agentes involucrados en agronegocios usualmente utilizan el ratio de precios soja-maíz como una “regla de dedo” para guiar sus decisiones. Una regla general determina que, cuando el precio de la soja es 2,4 / 2,5 veces mayor que el precio del maíz, los productores probablemente planten más soja que maíz. Esto sugirió analizar econométricamente cómo estos precios (junto con el del trigo) están relacionados mediante un enfoque en sistemas para evaluar la posible existencia de relaciones de cointegración junto con la exogeneidad débil. Una ventaja de trabajar con estos sistemas cointegrados es que los MCE de los precios cointegrados pueden entenderse como sistemas parciales y, por tanto, los resultados de cointegración siguen siendo válidos aún si se adicionan más variables a un sistema más amplio (ver, p. ej., [Juselius, 2006](#)).
- (III) Dados los resultados de los puntos (I) y (II), los modelos estimados para pronosticar son casos especiales de los siguientes modelos para cada precio i ($i = 1, 2, 3$,

⁴ Los precios de los contratos futuros no fueron incluidos para explicar el precio (al contado) de los alimentos, ya que contienen la misma información que surge de los fundamentos económicos. Esto se analiza en la sección 3.3.

correspondientes al maíz, soja y trigo).

$$\Delta p_{it} = \delta_i + \sum_{i=1}^3 \theta_i EqC_{it-1} + \lambda'_i \Delta z_{it:t-l} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IN(0, \sigma^2) \quad (3.11)$$

En esta ecuación, $t = 1, \dots, T$, EqC denota el término de corrección al equilibrio correspondiente a las desviaciones a largo plazo respecto de los fundamentos del punto (I) o del diferencial de precios del punto (II); $\lambda'_i \Delta z_{it:t-l}$ denota los efectos a corto plazo de las variables relevantes (en la que $\Delta z_{it:t-l}$ es un vector $k \times 1$ con rezagos de 0 a l) para cada ecuación del precio i . Estos modelos pueden incluir tanto efectos contemporáneos como rezagos de los distintos precios de alimentos considerados. Los resultados se reportan en la sección 3.2.4.

3.2.3. Construcción de los pronósticos

Para la evaluación de los pronósticos, se definió T como el total de las observaciones de la ventana de estimación (*in-sample*); H , como el total de observaciones de la ventana de pronóstico (*out-of-sample*); $T^* = T + H$, como el número total de observaciones de la muestra; y h , como los horizontes de pronóstico.

Los pronósticos se realizaron para un trimestre y cuatro trimestres adelante, $h = 1$ y $h = 4$ respectivamente. Como en este último caso se trata de pronósticos varios pasos adelante, se utilizó un enfoque tanto iterado como directo. El enfoque iterado para horizontes múltiples se basa en los pronósticos un paso adelante del modelo estimado, que luego es iterado hacia adelante el número deseado de períodos. En cambio, en el enfoque directo, los pronósticos se realizan usando un horizonte específico a partir del modelo estimado. En este caso, las variables explicativas del modelo tienen que ser rezagadas tantos períodos como el horizonte de pronóstico definido lo requiera (h períodos). No se puede determinar *a priori* cuál de estos enfoques resultará mejor en el análisis empírico. Sin embargo, desde un punto de vista teórico, los pronósticos iterados son más eficientes si el modelo de pronóstico a un paso está correctamente especificado. Los pronósticos directos, en cambio, son más robustos en los modelos que presentan algún problema de especificación.

A su vez, dado que el período *out-of-sample* mostró cierta inestabilidad en los precios, los pronósticos h pasos adelante se realizaron siguiendo un esquema fijo y uno recursivo. En el primer caso, se mantiene fija la ventana de estimación (T), mientras que en el caso recursivo, la ventana de estimación se va ampliando a medida que avanza el pronóstico. Es decir, va incorporando las observaciones más recientes en cada momento del tiempo.

La Tabla 3.1 resume los distintos modelos utilizados (descritos en la 3.1) para pronosticar cada una de las *commodities* consideradas. Como es usual en la literatura de pronósticos, el *benchmark* contra el cual se comparó el resto de los pronósticos.

Tab. 3.1: Modelos de pronósticos alternativos para cada uno de los precios

Tipo de modelo	Horizonte (en trimestres)	Esquema
MCE (individual y conjunto)	1	recursivo
	1	fijo
	4 (iterado)	recursivo
	4 (iterado)	fijo
	4 (directo)	recursivo
DMCE (individual y conjunto)	1	recursivo
	1	fijo
	4 (iterado)	recursivo
	4 (iterado)	fijo
	4 (directo)	recursivo
DVAR	1	recursivo
	1	fijo
	4 (iterado)	recursivo
	4 (iterado)	fijo
	4 (directo)	recursivo
Random Walk	1	–
	4	–

3.2.4. Resultados de los modelos econométricos

En esta sección, primero se presentan los resultados de las estimaciones individuales de los MCE de maíz, soja y trigo que serán luego utilizados para pronósticos. Segundo, se analiza la cointegración entre los precios de los tres alimentos para evaluar si considerar su interdependencia mejora el desempeño de los modelos de pronósticos.

Para desarrollar modelos condicionales de cada uno de los precios nominales de alimentos en función de sus fundamentos, primero se siguió un enfoque de lo general a lo particular.⁵ Para obtener un modelo congruente y no sólo el mejor ajuste, se utilizó el algoritmo de selección automática (*Autometrics*), tal como se describió en el capítulo 2, considerando un error de tipo I del 5%.

A su vez, se empleó el mismo conjunto de información que en el capítulo anterior para estimar dichos modelos individuales. La Tabla 3.2 muestra las estimaciones *in-sample* (1994Q3-2007Q4, $T = 54$) de cada uno de los MCE. Todas las estimaciones resultaron consistentes con la teoría y superaron todas las pruebas de diagnóstico para niveles tra-

⁵ En lugar de modelar los precios reales de los alimentos, se modelaron los precios nominales, ya que cuando se estimaron los precios reales condicionales en el deflactor y sus rezagos, estos no resultaron estadísticamente significativos.

dicionales.

Tab. 3.2: Estimaciones individuales de los MCE *in-sample*: 1994Q3-2007Q4 (en logaritmos)

Variable Dependiente:	Δp^{mz}	Δp^{so}	Δp^{tr}
Constante	12,19***	10,87***	1,83***
EqC_{it-1}	-0,37***	-0,31***	-0,36***
$\Delta_4 r_t$	-0,12***	–	–
Δq_t^{etanol}	0,30**	–	–
Δpbi_{t-1}^{india}	0,20**	–	–
Δp_{t-1}^{so}	–	0,28***	–
Δp_{t-1}^{tr}	–	–	0,14
Δe_t	–	-0,94**	–
$\Delta m2_t$	–	–	3,03**
$\hat{\sigma}$	0,057	0,060	0,066
	0,64	1,13	0,83
Test $F^{(a)}$	[0, 84]	[0, 42]	[0, 68]
	$F(31, 12)$	$F(33, 13)$	$F(26, 20)$
	1,83	0,47	0,83
Autocorrelación	[0, 14]	[0, 76]	[0, 68]
	$F(4, 42)$	$F(4, 45)$	$F(26, 20)$
	0,81	1,13	0,83
Heterocedasticidad	[0, 66]	[0, 37]	[0, 68]
	$F(14, 36)$	$F(12, 37)$	$F(26, 20)$
	2,63	1,01	1,19
Normalidad	[0, 27]	[0, 60]	[0, 55]
	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$
Solución de largo plazo			
Variable Dependiente:	p^c	p^s	p^s
q_{t-1}^i	-2,64***	-1,50***	-2,35***
e_{t-1}	-3,68***	-1,54***	-2,89***
pbi_{t-1}^{china}	0,89***	0,97***	–
obi_{t-1}^{ocde}	–	–	2,21***

Nota: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,10. Las variables no significativas fueron retenidas por autocorrelación. Las variables impulso (no reportadas) son: 1996Q2, 1996Q4 y 2006Q4 para el precio del maíz, 2003Q4 para el precio de la soja y 1996Q2, 2002Q3, 2007Q3 y 2007Q4 para el precio del trigo. (a) El test F corresponde a estadístico F del modelo final versus el GUM inicial, su p-valor asociado (en corchetes) y los grados de libertad (en paréntesis).

En los modelos individuales de los precios del maíz, soja y trigo, se encontraron efectos a largo plazo significativos de las producciones individuales, del tipo de cambio real de Estados Unidos y de las siguientes variables de demanda: el PBI de China para el caso del maíz y de la soja y el PBI de la OCDE para el caso del trigo.

En cuanto a la producción de *commodities*, el signo negativo del coeficiente estimado sugirió que se podría suponer un modelo condicional válido de los precios respecto de la producción. Sin embargo, también se evaluó la exogeneidad débil siguiendo el enfoque de

Johansen (1996) y se encontró que los precios se ajustaron para alcanzar el equilibrio a largo plazo⁶ (no así la producción).

Las estimaciones también mostraron que, a corto plazo, el crecimiento en la producción de etanol, el crecimiento del PBI de India del año anterior y los cambios en la tasa de interés real explican los cambios en el precio del maíz. Se puede notar que el modelo de maíz tiene una dinámica a corto plazo más rica que los modelos de soja y de trigo a través de las variaciones de la tasa de interés, la producción de etanol, y el producto bruto interno de la India. Los modelos estimados para la soja y el trigo contienen sólo un término autorregresivo significativo, además del efecto de la depreciación del tipo de cambio estadounidense y los cambios en el agregado monetario M2, respectivamente.

Un resultado importante es que, luego de las estimaciones individuales de los MCE, se encontró una alta correlación residual entre el maíz y la soja (0,47), pero no con el trigo ($< 0,13$). Dada la dependencia cruzada que se observó entre el maíz y la soja, los modelos individuales podrían ser enriquecidos mediante una modelación conjunta que considera las interacciones entre ellos. Para ello, inicialmente se estudió la cointegración entre los tres precios nominales (todos en logaritmos) durante el período de la muestra (1994Q3-2007Q4), como se reporta en la Tabla 3.3.

Tab. 3.3: Análisis de cointegración, 1994Q3-2007Q4

r	autovalor	traza	p -valor	max	p -valor
0	0,49	60,72	0,00	36,62	0,00
1	0,33	24,09	0,08	21,90	0,02
2	0,04	2,19	0,94	2,19	0,94

Para $r = 1$

Coeficientes de ajuste (α)					
Variable	Irrestricto		Restringido		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
p^{so}	-0,17**	0,07	-0,31**	0,05	
p^{mz}	0,18	0,10	–	–	
p^{tr}	-0,06	0,10	–	–	

Autovectores (β)

Variable	Irrestricto		Restringido		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
p^{so}	1,00	–	1,00	–	
p^{mz}	-1,47**	0,26	-1,03**	0,10	
p^{tr}	0,36	0,25	–	–	
t	-0,005**	0,001	-0,004**	0,001	

Nota: ** indica significatividad al 1%. t =tendencial lineal.

A partir de la estimación del VAR(2), se encontró que, con un nivel de significatividad del 5% (considerando el estadístico de la prueba de la traza), existe una única relación de

⁶ Aun así, los sistemas irrestrictos mostraron algunos problemas de especificación debido a la no normalidad que no pudo ser resuelta mediante la inclusión de las variables impulso.

cointegración entre el maíz y la soja dado que el precio del trigo resultó no significativo en este vector. Ello indicó que el diferencial de precios ($p^{so} - p^{mz}$) es estacionario,⁷ considerando una tendencia determinística lineal en el espacio de cointegración. Asimismo sólo el precio de la soja ajusta a las desviaciones de la relación a largo plazo. Este resultado implica que el maíz es débilmente exógeno y, por lo tanto, un modelo condicional del precio de la soja en función del precio del maíz resulta válido.

Asimismo, se analizó el caso de $r = 2$ (dos posibles vectores de cointegración), como podría sugerir el estadístico *max* al 5%. En este caso, el primer vector indicó un diferencial de precios estacionario entre p^{so} y p^{tr} , y el segundo vector indicó un diferencial de precios estacionario entre p^{mz} y p^{tr} , además de la tendencia lineal. El p^{tr} resultó la única variable débilmente exógena. Evaluando la cointegración irreductible (ver Davidson, 1998, p.95), aquellos vectores pueden representar una versión reducida en la que p^{tr} es un instrumento en la relación condicional de p^{so} en p^{mz} (como se indica cuando $r = 1$).

Por otra parte, la relación entre los precios de la soja y el maíz resulta consistente con el comportamiento de los agentes de agronegocios, cuyas decisiones económicas (como la siembra) están principalmente basadas en este diferencial de precios. Además, ambas *commodities* experimentaron un incremento a través de su demanda derivada de biocombustibles, lo cual podría estar siendo captado en las estimaciones individuales que mostraron determinantes similares a largo plazo (p. ej., el PBI de China).

Dados los resultados del sistema, en el que $r = 1$, para el caso del maíz se incluyeron las mismas variables explicativas que en el MCE individual. En el caso de la soja, la relación a largo plazo entre el precio del maíz y la soja tuvo mejores resultados en términos de pronóstico que la inclusión de los determinantes a largo plazo del MCE individual de la soja. En la Tabla 3.4 se reporta la estimación conjunta, por máxima verosimilitud, del MCE del maíz y de la soja.

Como se puede observar, se encontró un efecto contemporáneo altamente significativo del precio del maíz en la ecuación del precio de la soja. A su vez, cuando se consideró dicho efecto contemporáneo, la correlación residual se redujo a tan sólo 0,09.

Si bien la exogeneidad débil del precio del maíz en la ecuación de la soja fue evaluada mediante el análisis cointegración (como se reportó en la Tabla 3.3), resulta importante señalar que es necesaria la estimación conjunta de los precios de estas *commodities*. Esto es, dado que el precio de la soja depende del precio del maíz, los pronósticos que se obtengan del maíz formarán parte de los pronósticos de la soja. En este sentido, es necesaria la modelación conjunta para permitir esta dependencia cruzada entre *commodities*.

⁷ Para ello se probó la hipótesis nula de que el coeficiente de largo plazo de p^{mz} sea igual a -1, no pudiendo rechazar dicha hipótesis (p -valor=0,62).

Tab. 3.4: Estimación conjunta del MCE *in-sample*: 1994Q3-2007Q4 (en logaritmos)

Variable dependiente:	Δp^{mz}	Δp^{so}
Constante	11,91***	0,41*
EqC_{it-1}	-0,36***	-0,22***
$\Delta_4 r_t$	-0,10***	–
Δq_t^{etanol}	0,25**	–
Δpb_{t-1}^{india}	0,22***	–
Δpb_t^{china}	–	0,77**
Δp_t^{mz}	–	0,39***
Δp_{t-1}^{so}	–	0,21**
Δp_{t-2}^{so}	–	-0,21**
Δp_{t-5}^{so}	–	0,12
$\hat{\sigma}$	0,054	0,042
Solución de largo plazo		
Variable dependiente:	p^c	p^s
q_{t-1}^i	-2,64***	–
e_{t-1}	-3,68***	–
pb_{t-1}^{china}	0,89***	–
p_{t-1}^{mz}	–	0,76***
Test LR ^(a) : $\chi^2(21) = 20,78$, p -valor=0,47		

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Variables impulso seleccionadas (no reportadas): 1996Q2, 1996Q4, 2002Q3 y 2006Q4 para maíz, 2001Q4, 2003Q4, 2007Q3 y 2007Q4 para soja. Se consideró una tendencia lineal en el largo plazo de la ecuación de la soja, pero resultó no significativa. (a) Test LR de restricciones de sobreidentificación.

3.2.5. Resultados de los pronósticos

En esta sección se comparan los pronósticos de los diferentes modelos considerados. Los resultados se dividen en tres partes: (a) la comparación de los pronósticos de acuerdo con los criterios de la raíz del error de pronóstico cuadrático medio o *Root Mean Square Error* (RMSE), y del error medio absoluto porcentual o *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE), (b) la evaluación de los sesgos de pronósticos y (c) la variación temporal en la capacidad de pronóstico.

Dado que el objetivo de pronóstico era el nivel de los precios, se convirtieron las tasas de crecimiento (expresadas como diferencias logarítmicas) en niveles (por su valor mediano) a partir de las estimaciones obtenidas de los MCE que se presentaron anteriormente. Se realizaron transformaciones similares en los otros mecanismos utilizados para pronosticar los precios de los alimentos.

Para el período *out-of-sample* (2008Q1 hasta 2014Q4, $H = 28$), se consideró un horizonte de $h = 1$ y de $h = 4$ usando tanto un esquema fijo como recursivo.

(a) Evaluaciones de pronósticos a través del RMSE y del MAPE

La Tabla 3.5 reporta los resultados de pronósticos utilizando el RMSE y el MAPE.

Tab. 3.5: Evaluación de los pronósticos para $h = 1$ y $h = 4$ durante 2008Q1-2014Q4 (Nivel mediano)

Horizonte			$h = 1$				Horizonte				
Esquema			Fijo		Recursivo		Esquema			$h = 4$	
Tipo de modelo			RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	Tipo de modelo			Fijo	Recursivo
							RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	
Maiz	MCE	DVVAR	32,10	12,30	30,80	11,43	MCE (iterativo)	56,01	24,43	55,99	24,18
	MCE conjunto		31,07	11,92	30,19	11,11	MCE conjunto (iterativo)	53,19	23,35	54,21	23,40
	DMCE		30,42	11,74	30,30	11,89	DMCE (iterativo)	70,83	27,20	-	-
	DMCE conjunto		30,43	11,79	30,38	11,92	DMCE conjunto (iterativo)	67,03	25,08	-	-
	DVVAR		28,64	10,48	29,17	10,87	DVVAR (iterativo)	70,48	26,74	76,37	28,84
							MCE (directo)	69,17	28,52	72,47	29,64
Soja	MCE	DVVAR	71,02	11,40	57,05	9,14	DMCE(directo)	75,28	28,18	77,87	22,41
	MCE conjunto		49,33	6,69	52,86	7,53	MCE conjunto (directo)	68,33	25,97	80,92	30,88
	DMCE		60,83	8,75	61,14	8,83	DMCE conjunto (iterativo)	94,07	28,49	94,26	28,57
	DMCE conjunto		68,68	10,01	67,35	9,72	DVVAR (directo)	90,80	34,87	84,97	32,19
	DVVAR		57,13	8,86	57,43	9,08	Random Walk	72,79	26,16	72,79	26,16
							MCE (iterativo)	179,23	31,61	130,43	23,74
Trigo	MCE	DVVAR	40,19	10,53	39,75	10,82	MCE conjunto (iterativo)	75,00	12,76	77,48	13,46
	DMCE		57,97	16,09	55,45	15,65	DMCE (iterativo)	255,34	43,89	-	-
	DVVAR		41,06	11,04	41,36	11,01	DMCE conjunto (iterativo)	85,58	13,38	-	-
							DVVAR (iterativo)	96,94	17,07	101,72	17,76
	Random Walk		59,89	8,64	59,89	8,64	MCE (directo)	128,92	20,76	124,74	21,12
							DMCE (directo)	130,50	21,57	130,04	21,23
Random Walk	MCE		59,89	8,64	59,89	8,64	MCE conjunto (directo)	246,17	39,93	201,78	34,27
	DMCE		40,19	10,53	39,75	10,82	DMCE conjunto (iterativo)	135,83	21,11	141,70	21,44
	DMCE		57,97	16,09	55,45	15,65	DVVAR (directo)	175,67	30,51	159,18	26,44
	DVVAR		41,06	11,04	41,36	11,01	Random Walk	120,38	18,54	120,38	18,54
	Random Walk		59,89	8,64	59,89	8,64	MCE (iterativo)	55,73	15,86	57,45	15,94
							DMCE (iterativo)	64,02	19,63	-	-
Los números en negrita corresponden a los menores RMSE y MAPE.											

En el caso del maíz, se pudo observar que el MCE conjunto fue el que tuvo mejor desempeño para $h = 4$. En cambio, en el caso de $h = 1$, los menores RMSE y MAPE los obtuvo el DVAR, el cual también considera la interdependencia entre los precios.

En el caso de la soja, el MCE conjunto mejoró los pronósticos respecto de su versión individual y del resto de las alternativas para todos los horizontes de tiempo y distintos esquemas analizados. Este resultado indica que existen ganancias en términos de pronóstico por el uso de una modelación conjunta.

En el caso del precio del trigo, el MCE fue el mejor para $h = 4$. En cambio, para $h = 1$, el RMSE y el MAPE fueron similares a aquellos obtenidos mediante el *random walk*.

En los tres casos analizados, los MCE (individual en el trigo y conjunto en el maíz y la soja) fueron superadores para el horizonte de pronóstico más largo ($h = 4$). Este resultado resalta la utilidad de considerar en los modelos la dependencia cruzada entre *commodities* altamente correlacionadas para obtener pronósticos más precisos.

Sin embargo, cabe notar que estos resultados son válidos en promedio, pero pueden ser diferentes a lo largo del tiempo. Focalizarse solamente en el desempeño promedio del modelo puede llevar a pérdida de información y puede conducir a decisiones incorrectas de selección de modelos de pronóstico.

Por lo tanto, a continuación se analizan los sesgos de los pronósticos (como en [Ericsson, 2015](#)) y se implementa el *Fluctuation Test* (como propusieron [Giacomini & Rossi, 2010](#)). Este último evalúa las variaciones en el desempeño relativo de los pronósticos respecto del *benchmark* (el *random walk*).

(b) Análisis de sesgos

Para alcanzar un análisis más profundo respecto del desempeño temporal de los pronósticos, se intentó determinar si existían sesgos en los pronósticos realizados y si estos sesgos potenciales eran sistemáticos o variaban en el tiempo.

Según [Mincer & Zarnowitz \(1969\)](#), se pueden evaluar sesgos en los pronósticos corriendo una regresión entre el error de pronóstico y una constante, y evaluando si dicha constante resulta estadísticamente significativa (como se muestra en la Ecuación 3.12 en la que $c_t = c$). Sin embargo, como el sesgo de pronóstico puede variar en el tiempo, [Ericsson \(2015\)](#) propuso evaluar la dependencia temporal del sesgo regresando el error de pronóstico respecto de variables impulso, esto es, una variable dicotómica 1-0 por cada una de las observaciones del período *out-of-sample*.

$$p_{t+h/t} - \hat{p}_t^{(h)} = c_t + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$= \sum_{i=1}^T c_i I_{it} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

La variable indicadora impulso I_{it} es igual a la unidad cuando $t = i$ y es igual a cero en el caso contrario. En este contexto, que todos los coeficientes c_i sean conjuntamente iguales a cero es una prueba de insesgaredad del pronóstico. Como el número de coeficientes que hay que estimar es equivalente al número de observaciones y, por lo tanto, esto no puede ser estimado en forma directa, se utilizó un algoritmo conocido como IIS en *Autometrics* (tal como se detalló en el capítulo anterior) con un nivel de significatividad del 1% (ver [Hendry et al., 2008](#)).

A su vez, se implementó *Super Saturation* (IIS+SIS con un nivel de significatividad del 0.5%) como forma alternativa de evaluar los sesgos. *Super Saturation* busca entre todas las posibles funciones escalera para capturar cambios permanentes o de larga duración (ver [Castle et al., 2015](#), quienes detallan *Step Indicator Saturation* (SIS))⁸ junto con IIS. Como mostraron ([Doornik et al., 2013](#)) en su simulación de Monte Carlo, SIS mejora la frecuencia de rechazo no nula en comparación con la correspondiente prueba basada en IIS. Sin embargo, IIS considera también otro tipo de quiebres (repuntes, valores extremos y cambios de tendencia). Por lo tanto, usando *Super Saturation* se obtuvieron diferentes resultados que también podrían ser útiles para pronosticar.

Las Tablas 3.6 a 3.8, que se presentan a continuación, reportan las distintas pruebas de sesgo de pronóstico recién descritas para cada uno de los precios de alimentos analizados. Se puede observar que la prueba de Mincer-Zarnowitz no detectó sesgos sistemáticos a lo largo de 2008Q1-2014Q4 en los precios de la soja ni en los del maíz, cuando se utilizó el esquema recursivo. Sin embargo, el sesgo sistemático resultó significativo en el caso del trigo, incluso cuando se utilizó un esquema recursivo, sugiriendo que otro esquema de actualización podría ser útil en este caso.

Respecto de los sesgos que varían en el tiempo, se detectó el comienzo de la crisis financiera de 2008-2009 como un valor extremo para el MCE de la soja y del trigo en el horizonte de pronóstico más corto ($h = 1$). Sin embargo, si se extiende el horizonte de pronóstico a un año ($h = 4$), algunas variables impulso y funciones escalera resultan estadísticamente significativas, las cuales pueden asociarse con la crisis, con sus consecuencias y también con la última reversión en la tendencia ascendente de los precios de las *commodities*.

⁸ Se estudiaron los cambios en los precios de las *commodities* usando SIS ([Mariscal & Powell, 2014](#)).

Tab. 3.6: Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio del maíz

Prueba (α)	Modelo	$h = 1$		Modelo	$h = 4$	
		Fijo	Recurso		Fijo	Recurso
Mincer-Zarnowitz	DVAR	0,02	0,13	MCE conjunto	5,15*	2,43
		[0,89]	[0,72]		[0,03]	[0,13]
		$F(1, 27)$	$F(1, 27)$		$F(1, 23)$	$F(1, 23)$
IIS (1 %)	DVAR	0,02	0,13	MCE conjunto	16,02**	22,56**
		[0,89]	[0,72]		[0,00]	[0,00]
		$F(1, 27)$	$F(1, 27)$		$F(12, 12)$	$F(14, 10)$
IIS+SIS (0,5 %)	DVAR	0,02	11,44**	MCE conjunto	20,15**	45,38**
		[0,89]	[0,00]		[0,00]	[0,00]
		$F(1, 27)$	$F(1, 26)$		$F(13, 11)$	$F(11, 13)$
			S2012.3		I2010.3:I2013.2,	I2008.4:I2009.1, I2010.3:I2013.2
					S2009.1	I2011.2,I2013.1, I2013.2,S2009.3, S2010.2,S2010.3, S2011.3,S2012.2, S2012.3,S2013.2, S2013.3

Nota: En cada bloque se reporta el estadístico F para evaluar la hipótesis nula en cuestión, su p -valor asociado (en corchetes), sus grados de libertad (en paréntesis) y, para IIS y IIS+SIS, las variables impulso (I) y escaleras (S) retenidas. * y ** indican significatividad al 5 % y 1 %, respectivamente. Se incluyó una constante irresticta en todos los casos y para $h = 4$ se usaron errores estándares HAC.

Tab. 3.7: Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio de la soja

Prueba (α)	Modelo	$h = 1$		$h = 4$	
		Fijo	Recurso	Fijo	Recurso
Mincer-Zarnowitz	MCE conjunto	0,03	0,55	1,27	0,92
		[0,86]	[0,46]	[0,27]	[0,35]
		$F(1, 27)$	$F(1, 27)$	$F(1, 23)$	$F(1, 23)$
IIS (1 %)	MCE conjunto	18,92**	15,78**	5,58**	14,57**
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
		$F(4, 23)$	$F(2, 25)$	$F(8, 16)$	$F(15, 9)$
		I2008.4,	I2008.4,	I2008.4,I2009.1,I2010.4,	I2008.4:I2009.4,I2010.4
		I2011.4,	I2012.3	I2011.1,I2012.3:I2013.1:	I2011.1,I2011.4:I2012.4
		I2012.3,		I2013.3	I2013.2,I2013.3,I2014.3
		I2013.2			I2014.4
IIS+SIS (0,5 %)	MCE conjunto	19,34**	17,83**	15,79**	6,78**
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
		$F(2, 25)$	$F(1, 26)$	$F(13, 11)$	$F(10, 14)$
		I2008.4	I2008.4	I2009.1,I2010.4,I2011.1,	I2010.4,I2011.1,I2011.4
		I2012.3		I2011.4,I2012.1,I2012.3,	I2012.1,I2012.3,I2012.4
				I2012.4,I2013.2,I2013.3,	S2009.1,S2009.3,S2013.2
				I2014.4,S2009.1:S2009.3	S2013.3

Nota: En cada bloque se reporta el estadístico F para evaluar la hipótesis nula en cuestión, su p -valor asociado (en corchetes), sus grados de libertad (en paréntesis) y, para IIS y IIS+SIS, las variables impulso (I) y escaleras (S) retenidas. * y ** indican significatividad al 5 % y 1 %, respectivamente. Se incluyó una constante irresticta en todos los casos y para $h = 4$ se usaron errores estándares HAC.

Tab. 3.8: Pruebas de sesgos en los errores de pronósticos del precio del trigo

Prueba (α)	Modelo	$h = 1$		$h = 4$	
		Fijo	Recurso	Fijo	Recurso
Mincer- Zarnowitz	MCE	4,37*	2,62	10,43**	7,13**
		[0,05]	[0,12]	[0,00]	[0,01]
		$F(1, 27)$	$F(1, 27)$	$F(1, 23)$	$F(1, 23)$
IIS (1 %)	MCE	12,61**	11,83**	10,43**	7,13**
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,01]
		$F(1, 26)$	$F(1, 26)$	$F(1, 23)$	$F(1, 23)$
IIS+SIS (0,5 %)	MCE	12,61**	11,83**	58,88**	19,29**
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
		$F(1, 26)$	$F(1, 26)$	$F(14, 10)$	$F(10, 14)$
		I2008.4	I2008.4	I2008.4, I2010.1, I2010.2, I2011.3, I2012.3, I2012.4	I2010.2, I2010.4, I2011.3 I2012.3- I2013.1, I2014.2
				I2014.2, S2009.1, S2010.3 S2010.4, S2011.3, S2011.4	S2009.1, S2010.4, S2011.3
				S2012.3, S2014.2	

Nota: En cada bloque se reporta el estadístico F para evaluar la hipótesis nula en cuestión, su p -valor asociado (en corchetes), sus grados de libertad (en paréntesis) y, para IIS y IIS+SIS, las variables impulso (I) y escaleras (S) retenidas. * y ** indican significatividad al 5% y 1%, respectivamente. Se incluyó una constante irrestricta en todos los casos y para $h = 4$ se usaron errores estándares HAC.

(c) Variación temporal en la capacidad de pronóstico

Los resultados anteriores mostraron que existieron sesgos en los errores de pronóstico y que estos sesgos mostraron variación temporal. Dada la inestabilidad del período de pronóstico, también resultó conveniente evaluar la evolución en la capacidad de pronóstico relativa de los modelos.

Para estudiar el desempeño relativo de los distintos pronósticos con respecto del *random walk* como *benchmark* a lo largo del tiempo, se implementó el *Fluctuation Test* desarrollado por [Giacomini & Rossi \(2010\)](#) en función del RMSE y MAPE para el caso de $h = 4$. El RMSE, supone una función de pérdida (L) cuadrática:

$$L_j = e_j^2 \quad (3.14)$$

Es decir, para el modelo j la función de pérdida cuadrática es igual al cuadrado de sus errores de pronóstico (e_j). Por su parte, el MAPE supone una función de pérdida absoluta:

$$L_j = |e_j| \quad (3.15)$$

En cualquiera de los dos casos, una forma de evaluar el desempeño relativo entre dos modelos (p. ej., entre el MCE y el *benchmark*) es a partir del cálculo de la diferencia entre

las funciones de pérdida. Esto es:

$$\Delta L = L_i - L_j \quad (3.16)$$

Aquí, i y j representan los dos modelos que se desean comparar. Diebold & Mariano (1995) y West (1996) desarrollaron distintas pruebas para evaluar si dos modelos tienen un desempeño promedio equivalente a lo largo de la ventana de pronóstico a considerar. Estas pruebas básicamente consisten en regresar ΔL en función de una constante y evaluar su significatividad mediante el estadístico t .⁹

Sin embargo, es esperable que el desempeño relativo de los modelos varíe a lo largo del tiempo, sobre todo en contextos cambiantes como el estudiado en este trabajo. En este sentido, en esta sección se implementó el *Fluctuation Test* como sugieren Giacomini & Rossi (2010).

Para ello, se definió una función de pérdida relativa local (absoluta o cuadrática) entre los dos modelos (cada uno de los MCE contra el *random walk*). Esto implica generar una secuencia de diferencias de pérdida *out-of-sample* mediante ventanas móviles centradas de tamaño m (en este caso, $m = 5$):

$$m^{-1} \sum_{j=t-m/2}^{t+m/2-1} \Delta L_j(\hat{\theta}_{j-h,T}, \hat{\gamma}_{j-h,T}), \quad t = T + h + m/2, \dots, T^* - m/2 + 1 \quad (3.17)$$

Bajo la hipótesis nula de igualdad en las funciones de pérdida locales, $E[\Delta L_t(\hat{\theta}_{t-h,T}, \hat{\gamma}_{t-h,T})] = 0$ para todo $t = T + h, \dots, T^*$; el estadístico de contraste $F_{t,m}^{OOS}$ es:

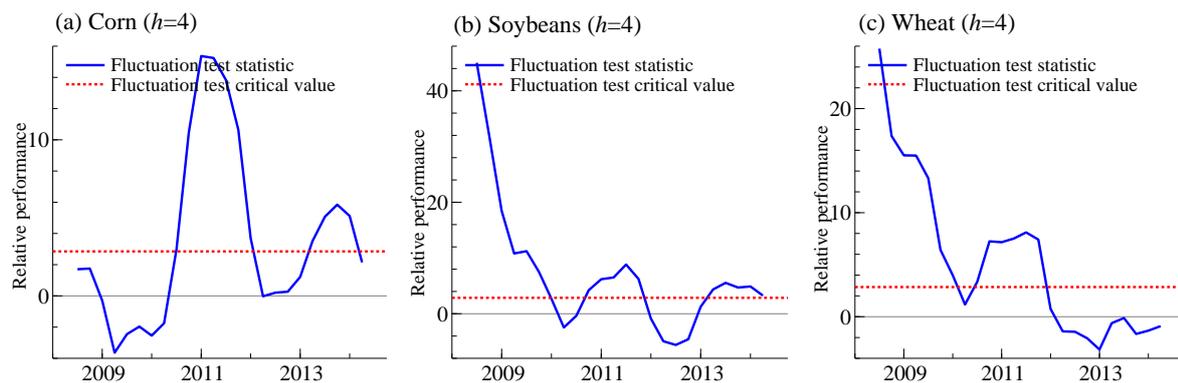
$$F_{t,m}^{OOS} = \hat{\sigma}^{-1} m^{-1/2} \sum_{j=t-m/2}^{t+m/2-1} \Delta L_j(\hat{\theta}_{j-h,T}, \hat{\gamma}_{j-h,T}), \quad (3.18)$$

En esta ecuación $t = T + h + m/2, \dots, T - m/2 + 1$, en la que $\hat{\sigma}^2$ es un estimador HAC de σ^2 .¹⁰

La Figura 3.2 muestra los resultados del *Fluctuation Test* para el MCE de maíz, soja y trigo contra el *random walk*. En cada caso, las figuras reportaron tanto el estadístico de contraste (construido siguiendo una ventana móvil) como el valor crítico a una cola correspondiente al 5% de significatividad (la línea constante). Los valores positivos del estadístico de contraste indicaron que el modelo basado en los fundamentos (el MCE) tuvo un mejor desempeño que el *random walk*.

⁹ Para horizontes de pronósticos mayores a uno es necesario usar los errores estándares corregidos por *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent* (HAC).

¹⁰ Los errores estándares HAC corresponden a los de Andrews (1991).

Fig. 3.2: *Fluctuation Test* (MCE vs random walk)

Nota: valores positivos del estadístico implican que el MCE es superior al *random walk*.

En resumen, los resultados del *Fluctuation Test* indicaron que, durante gran parte del período de pronóstico, los modelos basados en los fundamentos tuvieron un mejor desempeño relativo en términos de pronósticos que el *random walk*. Sin embargo, las ganancias de pronóstico variaron temporalmente con resultados más débiles en el MCE del trigo hacia el final de la muestra.

3.3. Evaluación del proceso de *price discovery*

En los modelos estimados en la sección 3.2 no se incluyó el precio de los futuros como determinante del precio al contado de los alimentos, debido a que se supone que los precios de los contratos futuros contienen la misma información que surge de los fundamentos económicos.

Sin embargo, usualmente se indica que en el proceso de formación de precios (o *price discovery*), los mercados futuros cumplen un rol central. Esto se debe a que los precios de los futuros pueden proveer una gran cantidad de información sobre las expectativas de los distintos agentes del mercado. En este sentido, en esta sección se analizó el proceso de *price discovery* en un mercado particular (la soja), evaluando la utilidad de pronosticar el precio al contado mediante el uso de precios de los futuros.

Aunque existe un consenso general de que los mercados *spot*¹¹ y futuros están intrínsecamente conectados y de que los precios de los futuros son útiles para operaciones de precios al contado, existen diferentes interpretaciones respecto de la forma de evaluar empíricamente el proceso de *price discovery*.

El proceso de *price discovery* se lleva a cabo en forma continua en mercados dinámicos, como los mercados futuros de *commodities*. El proceso es bastante complejo, ya que descubrir la información completa sobre los precios de las materias primas en función de

¹¹ Se entiende por “mercado *spot*” al mercado al contado en el cual un activo se compra o vende con entrega inmediata, o en un período corto de tiempo, al precio actual de mercado.

sus determinantes no sólo depende de los factores de oferta y demanda, como se analizó en el Capítulo 4, sino también de otros factores, como las variables monetarias, financieras y cambiarias. El precio de los futuros es un precio anticipatorio y se convierte en la principal variable de *price discovery* del mercado¹².

Mientras que la literatura más antigua (comenzando con [Working, 1948](#)) se focalizó en la predictibilidad (esto es, si los precios de los futuros eran predictores –quizás insesgados– del precio futuro), los enfoques posteriores tuvieron como objetivo modelar los componentes permanentes (probablemente comunes) de los precios. Siguiendo esta línea, se han propuesto varios enfoques para evaluar el proceso de *price discovery*, pero casi todas basadas en estimar la tendencia estocástica dentro de una representación VEC.

Un punto importante es que, en general, las evaluaciones empíricas de *price discovery* se desarrollaron *in-sample*, incluso cuando se enfatizó su función predictiva. Más allá de la utilidad del análisis *ex-post*, si los precios de los futuros de una *commodity* tienen un rol de “guía para informar sobre la producción y los inventarios y para la toma de decisiones” ([Black, 1976](#)), se requiere un enfoque *out-of-sample*. En un trabajo reciente, [Reichsfeld & Roache \(2011\)](#) evaluaron el desempeño de los pronósticos *out-of-sample* para varios futuros de *commodities*, pero centrándose en la relación bivariada entre precios de los futuros y al contado.

Por lo tanto, en esta tesis se estudió empíricamente el proceso de *price discovery* considerando una “pseudo *out-of-sample*” ([Stock & Watson, 2003](#); [Clark & McCracken, 2011](#)) y en un contexto multivariado para pronosticar el precio de una *commodity* en particular: la soja. En la Argentina, la soja (y sus derivados) ha ganado importancia relativa y absoluta respecto de otras materias primas en términos de participación sobre el total de exportaciones. Por otra parte, analizar el proceso de *price discovery* en un mercado particular permitió evaluar un caso real de pronóstico.

En particular, se estudió la utilidad de pronosticar mediante el uso de precios de los futuros, comparando su capacidad de pronóstico en relación con otros modelos que tienen en cuenta los fundamentos y otras variables explicativas que se encuentran disponibles en la fecha de origen del pronóstico (incluso cuando se publican con diferentes frecuencias). El objetivo principal fue verificar si los precios de los futuros proveen toda la información disponible en el inicio del pronóstico y cómo esos pronósticos pueden ser mejorados con otros modelos alternativos. Por lo tanto, el enfoque adoptado puede considerarse una evaluación *out-of-sample* de racionalidad fuerte o de eficiencia ([Clements & Hendry, 1998](#)).

En esta tesis se consideró que el proceso de *price discovery* requiere una evaluación *out-of-sample* dentro de un enfoque multivariado, el cual engloba la relación bivariada de precios de los futuros y precios al contado. Además, dado que se entiende que el proceso de *price discovery* debería ser analizado en cada mercado, es necesario definir diferentes

¹² [Yang et al. \(2001\)](#) también encontraron que los mercados futuros proveen cierta información de precio a largo plazo en los mercados físicos de *commodities*.

aspectos, como se menciona a continuación.

- i. ¿De qué bolsas de *commodities* se obtendrán los datos de precios? ¿Cuál es la madurez relevante del contrato? Usar un futuro cercano es diferente a usar un contrato futuro con una madurez fija. También hay una diferencia si el punto de vista es el de un comerciante, el de un productor (del hemisferio Norte o Sur) o el de un hacedor de política. De hecho, ésto implica determinar el origen y horizonte de los pronósticos.
- ii. ¿Cuál es el conjunto de información apropiado y disponible en el origen? Es importante conocer si las variables explicativas de los precios de las materias primas están disponibles en cierta fecha (origen) del pronóstico a fin de realizar una evaluación de pronóstico para un caso real.
- iii. ¿Qué esquema de pronóstico (recursivo o ventana móvil) se utilizará para estimar los parámetros, considerando que probablemente la relación entre los precios de los futuros y *spot* no será constante en el tiempo? ¿Es posible asumir que cierto mercado está siempre en *backwardation*¹³ o en *contango*¹⁴ durante el período de pronóstico? ¿Y en el mismo grado?¹⁵
- iv. ¿Qué medidas se utilizarán para comparar los pronósticos? [Giacomini & Rossi \(2010\)](#) (también [Giacomini, 2011](#)) sugirieron evaluar el rendimiento relativo variante en el tiempo de los modelos de pronóstico, mientras que [Ericsson \(2015\)](#) sugirió diferentes maneras de evaluar el sesgo temporal en los pronósticos.

Por lo tanto, es importante enfatizar que una evaluación del proceso de *price discovery out-of-sample* implica definir diferentes aspectos relevantes para el pronóstico: el origen, el horizonte, el conjunto de información disponible, el esquema de pronóstico y el *benchmark*, entre otros. En este sentido, una evaluación de estas características implica desarrollar un caso de estudio. Antes de ello, la siguiente sección realizará una revisión de la literatura sobre *price discovery* y los diferentes enfoques utilizados para su evaluación empírica.

3.3.1. Revisión de la literatura

En un estudio empírico reciente, [Figuerola-Ferretti & Gonzalo \(2010\)](#) modelaron la relación a largo plazo entre los precios *spot* y de los futuros. Focalizándose en el equilibrio de mercado, consideraron una representación de corrección de errores bivariada que permitió capturar casos de *backwardation* y de *contango*, y detectar qué precio era dominante

¹³ Un mercado está en *backwardation* si el precio de los futuros de una determinada materia prima cotizan por debajo de su precio al contado.

¹⁴ Un mercado está en *contango* si el precio de los futuros de una determinada materia prima cotizan por encima del precio al contado.

¹⁵ En otras palabras, el supuesto de parámetros constantes en la regresión de los precios *spot* en función de los precios de los futuros debería ser evaluado.

en el proceso de *price discovery*. Descubrieron que la mayoría de los metales estudiados estaban en *backwardation* y que los precios de los futuros dominaban en información los mercados futuros con mayor liquidez.¹⁶

Asimismo, los autores mostraron que su enfoque integraba dos metodologías comunes desarrolladas sobre la base de modelos basados en microfundamentos: *Information Shares* (Hasbrouck, 1995) y modelos de descomposición permanente-transitoria (Gonzalo & Granger, 1995), también comparados en De Jong (2002). Ellos evaluaron cointegración para el modelo dinámico simultáneo de Garbade & Silber (1983), mientras que la determinación simultánea de ambos precios se mostró en forma teórica en Stein (1961).

Anteriormente, y mediante una versión extendida de la metodología de descomposición de Beveridge-Nelson, Figuerola-Ferretti & Gilbert (2005) mostraron que el comienzo de la comercialización de los futuros de aluminio en 1978 implicó una mayor transparencia de precios en el sentido de que se incrementó la información contenida en los precios de las transacciones. Separando los precios en un componente permanente y en otro transitorio, obtuvieron una medida directa del impacto de la negociación futura en el proceso de *price discovery* y descubrieron que los precios de los futuros incrementan la información contenida en los precios transaccionales.

Fortenbery & Zapata (1996) examinaron los precios al contado y de los futuros cercanos en los mercados de maíz y soja de Estados Unidos para evaluar empíricamente si la no estacionariedad observada en la relación *cash*-futuro podía ser explicada por la omisión de un elemento estocástico común. Estos autores mostraron que las tasas de interés (como parte del costo de almacenamiento) tienden a afectar tanto a los precios al contado como a los precios de los futuros. Tales resultados apoyaron las conclusiones del estudio previo de Fortenbery & Zapata (1993), en el cual estos autores investigaron la estabilidad de la relación de cointegración entre los mercados futuros y efectivos a lo largo del tiempo.

Yang et al. (2001, p.296) propusieron una visión diferente sobre la relación a largo plazo que permitió evaluar el efecto de la tasa de interés y comparar los resultados de acuerdo con la capacidad de almacenamiento de los productos básicos. Por otra parte, enfatizaron cuán útil puede ser la prueba de cointegración para mejorar los pronósticos del precio de las materias primas, particularmente los pronósticos a largo plazo. Usando datos mensuales, llegaron a la conclusión de que la capacidad de almacenamiento podría no afectar la cointegración y la utilidad de los mercados futuros para predecir el precio al contado, pero podría generar sesgos en estos predictores. Es interesante notar que su interpretación de *price discovery* (basada en análisis de cointegración) coincide con la vieja literatura, como lo expresa Gardner (1976). “El precio del contrato futuro de la cosecha del próximo año refleja las estimaciones del mercado del precio efectivo del próximo año” (Gardner, 1976, p.81). Gardner también discutió sobre el contrato futuro más apropiado y en qué fecha debía observarse el precio futuro para analizarlo. En un contexto de cointegración, *price*

¹⁶ Ellos utilizaron datos diarios durante un número fijo de meses hasta la entrega (15 meses en adelante).

discovery implica la existencia de una relación de equilibrio entre los precios futuros y los efectivos. Desvíos del equilibrio hacen que los precios en uno o en ambos mercados se ajusten para corregir la disparidad.

El análisis pionero de [Working \(1948\)](#) incluye la hipótesis de que los precios de los futuros y efectivos están relacionados y, también, qué tipo de relación debería anticiparse. Las expectativas respecto de las condiciones futuras de demanda y oferta tienden a tener más efecto sobre los precios de los futuros que sobre los precios al contado (o futuros cercanos). Luego, una situación de *backwardation* puede reflejar una situación de escasez actual y las expectativas con respecto a las diferentes condiciones que existirán en el futuro. Incluso cuando los precios al contado están muy por encima de los precios de los futuros, estos tienden a responder plenamente a las influencias que afectan el precio del futuro¹⁷. Los precios de los futuros transmiten información importante sobre lo que los operadores creen que sucederá con el futuro precio al contado y, entonces, juegan un rol importante en el proceso de *price discovery*.

3.3.2. El caso de la soja

La demanda de oleaginosas como los porotos de soja deriva, sobre todo, del uso comercial de sus subproductos. La soja, con alto valor proteico, sirve para alimentar animales, y el aceite de soja, para usos comestibles y no comestibles. Por otra parte, existen usos no tradicionales de la soja, como la bioenergía, y se espera que la demanda de los bioproductos crezca con rapidez y que constituya, debido al aumento de la demanda mundial y a su mayor valor agregado, un factor clave para impulsar los precios al alza.

La producción de soja, a diferencia de otros mercados de *commodities*, tiene la singularidad de estar muy concentrada geográficamente. Estados Unidos, Brasil, la Argentina y China representan cerca del 90 % de la producción mundial de soja, mientras que el comercio mundial de soja está dominado por tres principales exportadores (Estados Unidos, Brasil y la Argentina) y dos principales importadores (China y la Unión Europea). Las exportaciones sudamericanas se expandieron rápidamente durante la última década, a tal punto que la región ahora supera las exportaciones de soja de Estados Unidos.

El nivel de precios de una materia prima está determinado por diversos factores que afectan tanto la demanda como la oferta. La nueva información que se publica sobre estos fundamentos puede alterar las expectativas y conducir a nuevos equilibrios en los precios. Algunas instituciones, como el Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA), publican información agrícola en forma continua y, así, brindan información a los mercados. Los mercados de *commodities* agrícolas se basan en gran medida en los informes de la USDA acerca de las condiciones de oferta y demanda. Los mercados suelen reaccionar

¹⁷ De acuerdo con las teorías de [Keynes \(1930\)](#) y [Hicks \(1946\)](#) sobre los mercados futuros, el precio al contado esperado es mayor que el precio de los futuros actuales, entonces, el precio de los futuros es un estimador sesgado del precio al contado esperado. Esto es, siempre estarán en *normal backwardation*.

ante la publicación de los nuevos informes sobre las estimaciones de la USDA. Sus reportes son constantemente monitoreados por los agentes del mercado, cuyas expectativas acerca de los precios al contado y de los precios de los futuros pueden verse alteradas con cada nuevo informe. Por lo tanto, resulta interesante determinar cómo las nuevas noticias sobre los fundamentos macroeconómicos se incorporan en los precios de las materias primas, en este caso, de la soja.

Los modelos utilizados para pronóstico se estimaron con datos de frecuencia trimestral entre 1994 y 2006. Los pronósticos se realizaron un año, medio año y un trimestre adelante usando un enfoque directo de pasos múltiples. Dichos horizontes pueden resultar relevantes tanto para los hacedores de política como para los productores. Un enfoque directo múltiple implica estimar los modelos de pronóstico con las variables explicativas rezagadas tantos trimestres como el horizonte de pronóstico lo requiera (p. ej., para un horizonte de un año se deberán rezagar las variables explicativas cuatro trimestres o más). Esto es, los modelos de pronóstico incorporan la información disponible de las variables explicativas, no se realizan supuestos respecto de su evolución futura.

Por lo tanto, se consideró la información relevante sólo disponible en el inicio del pronóstico correspondiente. Este enfoque permite replicar las estimaciones de los modelos de pronósticos que se hubieran hecho en cada momento del período, es decir, simular un ejercicio de pronóstico en tiempo real.

Los precios de los futuros ($F^{(h)}$) y al contado (S) se obtuvieron de *Thomson Reuters Datastream*. Los precios de los futuros de la soja se negocian y se entregan en enero, marzo, mayo, julio, agosto, septiembre y noviembre en el *Chicago Board of Trade* (CBOT). Dado que los contratos futuros tienen un mes de vencimiento fijo, fue necesario construir tres series continuas del precio de los futuros para cada horizonte de pronóstico: un trimestre, dos trimestres y cuatro trimestres adelante. Para cada mes se consideraron los promedios mensuales de los precios de liquidación diaria en Chicago del contrato futuro del trimestre siguiente (dos trimestres o cuatro trimestres, según la serie en consideración). Para evitar los efectos de vencimiento y la baja liquidez debida a una menor negociación, se realizó una transición al contrato siguiente hacia el final de cada trimestre. Los precios de los futuros y al contado se expresaron en centavos de dólar estadounidense por *bushel*, que luego se convirtieron en dólares estadounidenses por tonelada métrica y se deflataron por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos.

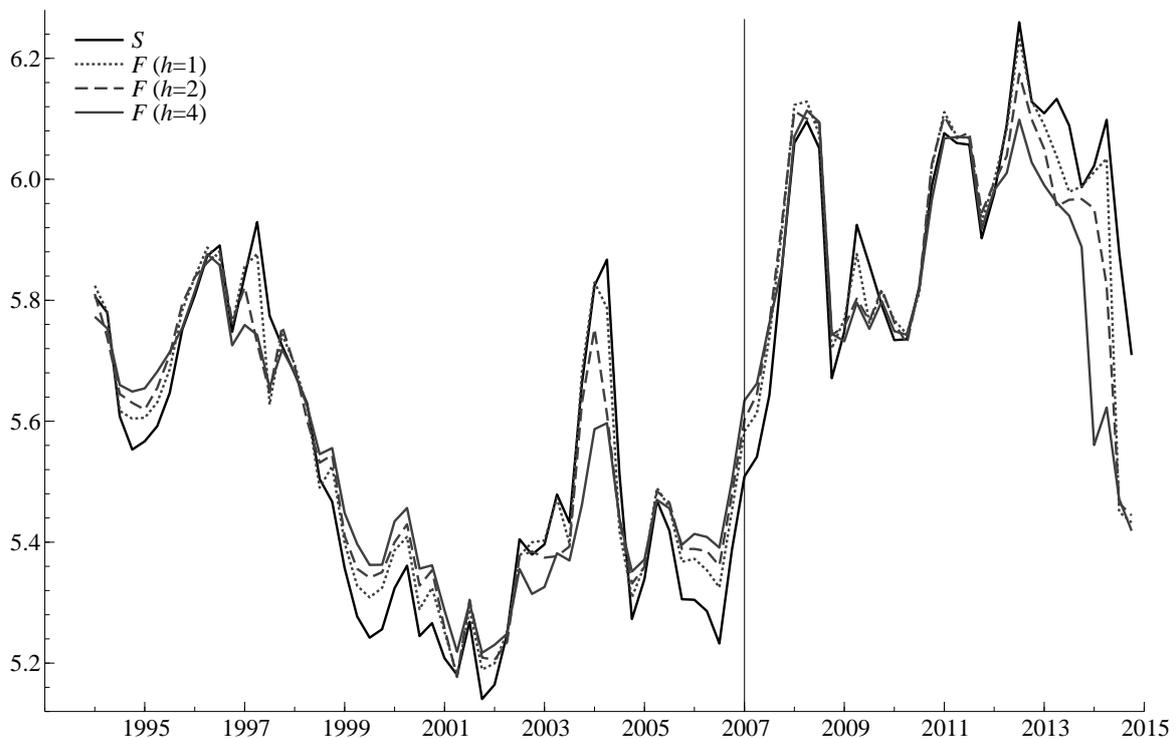
El PBI de China (PBI^{china}) se obtuvo del *National Bureau of Statistics* de China. Esta variable nominal, disponible trimestralmente, se deflactó mediante el IPC de China y se expresó en dólares estadounidenses. También se consideró la producción mundial de soja (Q). Si bien las estimaciones se realizaron con frecuencia trimestral, la producción de soja entró en el modelo en forma anual. Por lo tanto, se repitieron los valores del nivel de producción estimado que publicó la USDA en el segundo trimestre de cada año. Como se describió anteriormente, la producción de soja está concentrada geográficamente y los

principales exportadores son Estados Unidos, Brasil y la Argentina. Por ello, se consideró que, hacia el segundo trimestre del año, la USDA contaba con estimaciones confiables respecto de la producción del año, ya que en el hemisferio sur (Brasil y la Argentina) se había cosechado gran parte de esta materia prima y en el hemisferio norte (Estados Unidos) se habían tomado las decisiones sobre la plantación de soja.

Las tasas de interés (i) también pueden ser relevantes en la relación precio *spot*-futuro. Estas pueden afectar la base (la diferencia entre el precio futuro y un precio contado de un mercado específico) junto con otros factores, como el costo de almacenamiento de la materia prima. Por lo tanto, se calcularon los promedios mensuales de la tasa del Tesoro de Estados Unidos a tres meses obtenidos del *Board of Governors of the Federal Reserve System*.

Como un primer paso antes de la estimación de los resultados, resulta útil observar la trayectoria temporal de los precios. La Figura 3.3 ilustra el comportamiento de los precios al contado y de los futuros h -trimestres adelante durante el período de análisis. La brecha entre el precio futuro y el contado alterna entre *normal backwardation* (precios de los futuros debajo del precio al contado) y *contango* (precios de los futuros por encima del precio al contado).

Fig. 3.3: Precios al contado y de los futuros reales (en logaritmos)



Nota: la línea vertical indica la división entre los períodos *in-sample* y *out-of-sample*.

3.3.3. Evaluación de sesgos en pronósticos con precios de los futuros

Los precios de los futuros contienen las expectativas del mercado respecto del futuro precio al contado. Muchos *traders* y otros agentes de mercado creen que los precios de los futuros son los mejores predictores del precio futuro al contado. Para analizar la evidencia empírica de estas creencias, se evaluó el sesgo en los pronósticos utilizando los precios de los futuros para pronosticar el precio al contado durante el período *out-of-sample* (desde 2007Q1 hasta 2014Q4). En particular, se buscó determinar si el sesgo potencial era sistemático o con variación temporal. Al igual que en la sección 3.2, se siguió el enfoque propuesto por Mincer & Zarnowitz (1969) y por Ericsson (2015). La Tabla 3.9 representa los resultados de dichas pruebas.

Tab. 3.9: Evaluación de sesgos en el error de pronóstico $(S_{t+h/t} - F_t^{(h)})$

Prueba (α)	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
Mincer-Zarnowitz	0,35 [0,56] $F(1, 31)$	0,96 [0,34] $F(1, 30)$	1,93 [0,18] $F(1, 28)$
IIS (2 %)	16,97*** [0,00] $F(1, 30)$ I2008Q4	44,31*** [0,00] $F(20, 10)$ I2007Q4:I2009Q2,I2010Q1: I2010Q2,I2010Q4:I2011Q1, I2011Q3:I2012Q3,I2013Q1, I2014Q2:I2014Q4	24,72*** [0,00] $F(19, 9)$ I2007Q4:I2009Q3 I2010Q3:I2011Q3 I2012Q3:I2013Q2 I2014Q2,I2014Q4
Super Saturación (1 %)	8,20*** [0,00] $F(1, 30)$ I2008Q4	11,66*** [0,00] $F(16, 14)$ I2007Q3,I2008Q2,I2010Q4: I2011Q1,I2011Q4:I2012Q3, I2014Q2:I2014Q3,S2007Q3, S2007Q4,S2008Q2,S2008Q3 S2009Q1,S2009Q2	Not detected
Ultra Saturación (0.5 %)	16,97*** [0,00] $F(1, 30)$ I2008Q4	13,73*** [0,00] $F(13, 17)$ I2007Q4:I2008Q3,I2009Q2, I2011Q4,I2012Q1,I2012Q3 S2008Q3,S2009Q1,S2010Q3, S2011Q1,S2014Q2	10,67*** [0,00] $F(16, 12)$ I2007Q4:I2009Q3 I2011Q1:I2012Q4 T2014Q3

Nota: Las entradas en un bloque dado de números son el estadístico F para evaluar la hipótesis nula en cuestión, el p-valor asociado al estadístico F (en corchetes), los grados de libertad del estadístico F (en paréntesis) y, para IIS y IIS+SIS, las variables impulso (I), escaleras (S) y tendencias quebradas (T) retenidas. * y ** indican significatividad al 5 % y 1 %, respectivamente. Una constante irrestricta es incluida en todos los casos y para $h = 4$ se utilizaron errores estándares consistentes con autocorrelación y heterocedasticidad.

A partir de la Tabla 3.9, se puede observar que no se detectaron sesgos sistemáticos en cada horizonte de pronóstico. Sin embargo, en el horizonte más corto ($h = 1$), el inicio de la crisis financiera (2008Q4) se detectó como un valor extremo. Si se extiende el horizonte de pronóstico a dos o cuatro trimestres, algunas variables impulso y escalera, al igual que una tendencia lineal quebrada, resultan estadísticamente significativas. Estas pueden estar asociadas con la crisis, sus consecuencias y con la última reversión en la tendencia creciente de los precios de las materias primas.

3.3.4. Especificación de los modelos de pronóstico

Se compararon pronósticos entre cinco modelos alternativos: (1) utilizando sólo el precio de los contratos futuros, como el *benchmark*, (2) un modelo de precios de los futuros que relaja las restricciones de insesgadez y de proporcionalidad, (3) un modelo de precios de los futuros aumentado por la tasa de interés, (4) un modelo basado en fundamentos y (5) el caso del *random walk*. Todas las variables se expresaron en logaritmos.

- (1) Habitualmente, se considera que los precios de los futuros son los mejores predictores disponibles del futuro precio al contado. Este caso se considera como el *benchmark*.

$$\widehat{S}_{t+h/t} = F_t^{(h)} \quad (3.19)$$

- (2) El caso (1) trató el nivel actual del precio de los futuros como el “mejor” predictor. En cambio, si se estima un modelo en función de los precios de los futuros (MPF):

$$\widehat{S}_{t+h/t} = \widehat{\alpha} + \widehat{\beta}F_t^{(h)} \quad (3.20)$$

Esta especificación levanta las restricciones de insesgadez ($\widehat{\alpha} = 0$) y de proporcionalidad ($\widehat{\beta} = 1$). Además, los pronósticos fueron obtenidos usando tanto un esquema recursivo como uno de ventanas móviles, esto es, reestimando los parámetros de los modelos que podían no ser constantes durante el período de pronóstico. Por lo tanto, se permitió la existencia de períodos de *backwardation* y *contango*.

- (3) También se consideró un modelo en base a precios de los futuros aumentado por el efecto de la tasa de interés (MPFA):

$$\widehat{S}_{t+h/t} = \widehat{\alpha} + \widehat{\gamma} \frac{F_t^{(h)}}{(1+i)_t^{(h)}} \quad (3.21)$$

- (4) Asimismo, se evaluó el desempeño de un modelo basado en fundamentos:

$$\widehat{S}_{t+h/t} = \mathbf{X}_t \widehat{\beta} \quad (3.22)$$

La matriz \mathbf{X}_t contiene los determinantes de oferta y demanda (excluyendo los precios de los futuros) de mercado de la soja, los cuales pueden afectar el futuro precio al

contado. Esta matriz contiene el mismo conjunto de información utilizado en el capítulo anterior, aunque para datos de series temporales y considerando las variables explicativas disponibles al origen del pronóstico para cada horizonte, h .

- (5) Finalmente, también se consideró la posibilidad de pronosticar el precio al contado a través de un *random walk* sin intercepto. Este modelo implica considerar que los cambios en el precio al contado son impredecibles, es decir, el mejor pronóstico del futuro precio al contado es simplemente el precio al contado actual:

$$\widehat{S}_{t+h/t} = S_t \quad (3.23)$$

Por lo tanto, para evaluar el proceso de *price discovery* en el mercado de la soja, se evaluó el desempeño de los pronósticos de cada una de las cinco alternativas descritas anteriormente.

Para estimar los modelos de las Ecuaciones 3.20 y 3.21, primero se evaluó la existencia de una relación de cointegración como es habitual en esta literatura, es decir, una relación de equilibrio entre el precio al contado y el precio de los futuros (y la tasa de interés). Los desvíos del equilibrio pueden llevar a que los precios de uno o de ambos mercados se ajusten para corregir la disparidad.

En las Tablas 3.10 y 3.11 se reporta el análisis de cointegración siguiendo el enfoque de Johansen (1992) entre el precio al contado (S_t) y de los futuros ($F_t^{(h)}$), y entre S_t y el precio de los futuros dividido por la tasa de interés correspondiente al plazo de vencimiento ($i^{(h)}$) para cada h , respectivamente.

Tab. 3.10: Análisis de cointegración entre S_t y F_t^h

	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
	Rango	Traza	Rango	Traza	Rango	Traza
	$k = 0$	26,62*	$k = 0$	17,23*	$k = 0$	16,41*
	$k \leq 1$	5,84	$k \leq 1$	3,09	$k \leq 1$	2,06
Autovectores (β)						
Variable	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
S_t	1,00		1,00		1,00	
	(0,00)		(0,00)		(0,00)	
$F_t^{(h)}$	-1,14**		-1,10**		-1,02**	
	(0,05)		(0,09)		(0,13)	
Coeficientes de ajuste restringidos (α)						
Variable	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
S_t	-0,50**		-0,43**		-0,24**	
	(0,11)		(0,12)		(0,07)	
$F_t^{(h)}$	--		--		--	
Test LR - χ^2	2,15 [0,34]		1,60 [0,21]		1,84 [0,17]	

Nota: * y ** indican significatividad al 5% y 1%, respectivamente. En cada caso, se estimó un VAR(1) irrestricto, que incluyó una *dummy* para 2003Q4, y variables estacionales centradas para $h = 1$. Los errores estándares se reportan entre paréntesis y los p -valores entre corchetes.

Tab. 3.11: Análisis de cointegración entre S_t y $\frac{F_t^h}{1+i^h}$

	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
	Rango	Traza	Rango	Traza	Rango	Traza
	$k = 0$	34,36**	$k = 0$	30,33**	$k = 0$	20,74**
$k \leq 1$	4,69	$k \leq 1$	4,41	$k \leq 1$	2,24	

Autovectores (β)			
Variable	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
S_t	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)
$\frac{F_t^{(h)}}{(1+i^h)}$	-1,13** (0,03)	-1,24** (0,06)	-1,35** (0,08)

Coeficientes de ajuste (α)			
Variable	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
S_t	-0,68** (0,11)	-0,70** (0,13)	-0,38** (0,09)
$\frac{F_t^{(h)}}{(1+i^h)}$	--	--	--
Test LR - χ^2	0,02 [0,99]	0,85 [0,65]	0,28 [0,60]

Nota: * y ** indican significatividad al 5% y 1%, respectivamente. En cada caso, se estimó un VAR(1) irrestricto, que incluyó una *dummy* para 2003Q4, y variables estacionales centradas para $h = 1$. Los errores estándares se reportan entre paréntesis y los p -valores entre corchetes.

Luego de la estimación de estos sistemas bivariados, se realizó una prueba de causalidad en sentido de Granger. La hipótesis nula de no causalidad en sentido de Granger no pudo rechazarse para cada h .¹⁸ Estos resultados validan la hipótesis de que los precios de los futuros son fuertemente exógenos, al ser débilmente exógenos y no ser causados en sentido de Granger por el precio al contado. Esto permite usar un modelo de precio al contado en función del precio de los futuros con objetivos de pronóstico.

Para estimar el modelo de pronóstico descrito en la Ecuación 3.22, se siguió el enfoque de lo general a lo particular. Se partió de un modelo irrestricto que incluyó tanto niveles como diferencias (como en [Bårdsen, 1989](#)). La principal ventaja de este tipo de modelo es que puede ser fácilmente reparametrizado como un MCE. La cointegración se evaluó con los valores críticos de [Ericsson & MacKinnon \(2002\)](#).¹⁹

La solución a largo plazo de los modelos de pronóstico se presenta en la Tabla 3.12. Los modelos estimados superan todas las pruebas usuales de diagnóstico²⁰.

¹⁸ Para $h = 1$, $\chi^2(2) = 0,55$, p -value = 0,76. Para $h = 2$, $\chi^2(2) = 0,64$, p -value = 0,73. Para $h = 4$, $\chi^2(2) = 1,13$, p -value = 0,57.

¹⁹ Se prefirió el enfoque individual al enfoque en sistema, dada la no normalidad residual asociada con la inclusión de la serie de producción en la estimación.

²⁰ No se reportaron las pruebas de diagnóstico, pero pueden solicitarse a la autora.

Tab. 3.12: Modelos de pronóstico del precio al contado

Variable dependiente: S_t			
(2) MFP			
Variable	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
Constante	0,17 (0,38)	0,73 (0,60)	1,73* (2,23)
$F_{t-h}^{(h)}$	0,96** (0,07)	0,86** (0,11)	0,68** (0,13)
(3) MPFA			
Variable	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
Constante	0,10 (0,37)	0,48 (0,60)	1,17 (0,97)
$F_{t-h}^{(h)}/(1+i)^{(h)}$	0,98** (0,07)	0,92** (0,13)	0,80** (0,18)
Variable dependiente: ΔS_t			
(4) Modelo de fundamentos			
Variable	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$
Constante	17,30** (3,31)	30,14** (5,27)	18,10** (6,58)
ECT_{t-h}	-0,27** (0,05)	-0,47** (0,08)	-0,28** (0,10)
ΔS_{t-h}	0,21* (0,11)		
$I2003,4$	0,20** (0,08)		

Nota: ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$. Los errores estándares se reportan entre paréntesis. ECT denota el término de corrección de errores.

3.3.5. Comparación de pronósticos

En esta sección se compara el desempeño del precio de los futuros (el *benchmark*) con respecto a los modelos alternativos.

Se definió T como el total de observaciones *in-sample* ($T = 50$), H como el total de observaciones *out-of-sample* ($H = 32$), $T^* = T + H$ como el número total de observaciones de la muestra ($T^* = 82$) y h como los horizontes de pronóstico (1, 2 y 4 trimestres).

En primer lugar, se utilizó un esquema recursivo en el cual se reestimaron los parámetros de los modelos agregando cada observación a la estimación durante el período de pronóstico $t = T + 1, \dots, T + H$. En este caso, $T = 50$, $T^* = 82$. Por lo tanto, la ventana de estimación crece en la medida en que se van incorporando las observaciones del período de pronóstico.

En segundo lugar, se utilizó un esquema de ventana móvil o *rolling* para reestimar los parámetros de los modelos agregando cada observación del período de pronóstico ($t = T + 1, \dots, T + H$) a la estimación de los modelos, pero usando una ventana fija de estimación de los modelos de tamaño T . Es decir, la ventana de estimación siempre tiene el mismo tamaño ($T = 50$), por lo que cada vez que se incorpora una nueva observación

del período de pronóstico, se elimina la última observación temporal de la ventana de estimación.

Se evaluaron los resultados de pronóstico durante 2007Q1-2014Q4 usando los criterios de RMSE y MAPE como se reporta en la Tabla 3.13.

Tab. 3.13: Evaluación de los pronósticos h -pasos adelante

Esquema recursivo Modelo	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
(1) Precio de los futuros	44,65	9,01	62,57	12,86	77,60	16,08
(2) MPF	46,71	9,60	67,93	13,85	87,33	16,71
(3) MPFA	44,42	9,02	69,15	14,31	82,52	15,82
(4) Fundamentos	49,51	8,94	82,87	17,45	91,30	20,24
(5) Random Walk	48,29	10,35	74,75	16,53	89,86	19,46
Esquema <i>rolling</i> Modelo	$h = 1$		$h = 2$		$h = 4$	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
(1) Precio de los futuros	44,65	9,01	62,57	12,86	77,60	16,08
(2) MPF	46,60	9,61	68,63	14,12	87,27	17,28
(3) MPFA	44,54	8,96	71,30	14,57	84,80	16,90
(4) Fundamentos	49,76	8,92	84,29	17,75	105,12	24,24
(5) Random Walk	48,29	10,35	74,75	16,53	89,86	19,46

Nota: los números en negrita corresponden a los menores RMSE y MAPE.

De acuerdo con los resultados arrojados por las medidas RMSE y MAPE, tanto en el esquema recursivo como en el *rolling*, se obtuvieron ganancias en términos de pronóstico al usar el precio de los futuros, como se espera habitualmente. Sin embargo, esto no sucedió con el horizonte más corto ($h = 1$) cuando el MPFA (usando RMSE) o el modelo basado en fundamentos (usando MAPE) mostraron un mejor desempeño.

Esto no ocurrió para el horizonte temporal a cuatro pasos ($h = 4$) donde el desempeño del modelo de fundamentos es claramente inferior. Para un horizonte más largo de pronóstico, al utilizar un enfoque directo de múltiples pasos, las variables explicativas fueron rezagadas $t - h$ períodos o más. Esto derivó en mayor incertidumbre en el modelo de fundamentos, que podría haberse reducido realizando hipótesis respecto los valores esperados de los determinantes de oferta o demanda, pero esto no formaba parte del objetivo de este estudio. Por lo tanto, los precios de los futuros (ajustados mediante una estimación de la prima de riesgo o no) mostraron un mejor desempeño en la capacidad de pronóstico promedio, ya que transmitieron las expectativas del mercado del precio de la soja.

Es importante señalar que las medidas utilizadas hasta ahora resultan válidas en promedio, para todo el período de pronóstico 2007Q1-2014Q4, pero que pudieron diferir a lo largo del tiempo e incluso dentro del año. La Tabla 3.14 muestra el desempeño promedio de cada modelo en cada trimestre de la ventana de pronóstico.

Tab. 3.14: Evaluación de los pronósticos h -pasos adelante por trimestre

Esquema recursivo																
Esquema <i>rolling</i>																
Modelo	RMSE				MAPE				RMSE				MAPE			
	Q1	Q2	Q3	Q4												
$h = 1$																
(1) PF	26,12	29,67	40,52	69,06	5,69	6,41	7,43	16,53	26,12	29,67	40,52	69,06	5,69	6,41	7,43	16,53
(2) MPF	32,32	34,89	44,02	67,28	6,98	6,26	8,32	16,85	31,11	35,18	44,45	67,11	6,72	6,59	8,47	16,66
(3) MPFA	25,83	31,42	42,19	66,77	5,32	6,80	8,50	15,45	24,60	33,84	44,73	64,69	5,76	7,08	8,31	14,68
(4) Fund.	19,70	9,90	48,28	83,60	4,28	1,90	9,77	19,79	19,90	10,47	48,84	83,74	4,33	1,91	9,93	19,52
(5) RW	36,12	30,60	46,26	70,33	8,03	5,65	9,26	18,47	36,12	30,60	46,26	70,33	8,03	5,65	9,26	18,47
$h = 2$																
$h = 2$																
Esquema recursivo																
Esquema <i>rolling</i>																
Modelo	RMSE				MAPE				RMSE				MAPE			
	Q1	Q2	Q3	Q4												
(1) PF	77,27	45,54	48,35	80,80	16,52	9,92	8,15	18,16	77,27	45,54	48,35	80,80	16,52	9,92	8,15	18,16
(2) MPF	79,20	60,02	57,96	82,29	15,43	12,81	9,55	18,78	80,70	57,09	57,64	84,91	16,00	12,06	10,00	19,56
(3) MPFA	83,08	52,30	52,85	90,92	16,77	11,76	9,55	20,36	84,37	51,31	54,19	95,32	16,95	11,95	9,68	20,85
(4) Fund.	108,35	36,43	47,87	117,54	24,85	8,77	10,25	28,18	110,16	36,58	49,11	119,32	25,36	8,77	10,40	28,75
(5) RW	86,30	57,64	53,95	102,34	19,54	12,36	9,55	25,96	86,30	57,64	53,95	102,34	19,54	12,36	9,55	25,96
$h = 4$																
$h = 4$																
Esquema recursivo																
Esquema <i>rolling</i>																
Modelo	RMSE				MAPE				RMSE				MAPE			
	Q1	Q2	Q3	Q4												
(1) PF	89,15	84,95	73,19	62,23	17,95	16,54	14,87	15,10	89,15	84,95	73,19	62,23	17,95	16,54	14,87	15,10
(2) MPF	92,44	97,31	89,57	69,73	17,53	17,56	17,15	14,87	93,09	94,96	89,30	71,82	17,60	17,29	17,77	16,57
(3) MPFA	89,13	90,11	82,84	68,00	15,96	15,88	16,80	14,79	91,98	92,80	87,05	67,10	17,26	17,94	17,92	14,77
(4) Fund.	104,69	90,49	88,93	80,89	23,87	16,99	19,28	20,74	121,91	94,30	101,06	101,67	29,68	18,66	21,23	27,00
(5) RW	98,85	92,33	90,00	78,58	20,21	17,21	19,92	20,38	98,85	92,33	90,00	78,58	20,21	17,21	19,92	20,38

Nota: en negrita corresponden a los menores RMSE y MAPE. PF= precio de los futuros, MPF = modelo de los precios de los futuros, MPFA = modelo de los precios de los futuros aumentado (por efecto de la tasa de interés), Fund. = modelo basado en fundamentos, RW = *random walk*.

Como puede observarse a partir de las medidas de evaluación de pronóstico reportadas en la Tabla 3.14, los precios de los futuros no son siempre la mejor opción según el trimestre de interés y la medida de precisión utilizada.

En particular, los resultados indicaron que el modelo basado en los fundamentos mostró un mejor desempeño en promedio en los primeros dos trimestres del horizonte más corto de pronóstico ($h = 1$). Debe notarse que algunos trimestres pueden ser más importantes que otros para el pronosticador (p. ej., si éste fuera el productor), quien debe tomar decisiones de siembra o de cosecha, de compra o de venta.

Sin embargo, focalizarse sólo en las medidas de desempeño promedio de los modelos puede causar una pérdida de información y, posiblemente, conducir a decisiones incorrectas respecto de los pronósticos (Giacomini, 2011). Por lo tanto, también puede ser útil estimar la evolución del desempeño relativo de los distintos modelos analizados.

El desempeño relativo en los pronósticos de estos modelos puede variar en el tiempo debido a: la inestabilidad observada durante la ventana de pronóstico, la evidencia encontrada de que el precio de los futuros mostró sesgos variantes en el tiempo o al hecho de que el desempeño promedio de modelos varió de acuerdo al trimestre de interés.

Por lo tanto, para evaluar el desempeño relativo de los pronósticos de cada modelo contra el precio de los futuros como *benchmark*, para $h = 1, 2, 4$, se definió una función de pérdida absoluta L de la siguiente manera:

$$L_{i,t} = \left| S_t - S_{i,t-h}^f \right| = |e_{i,t}| \quad (3.24)$$

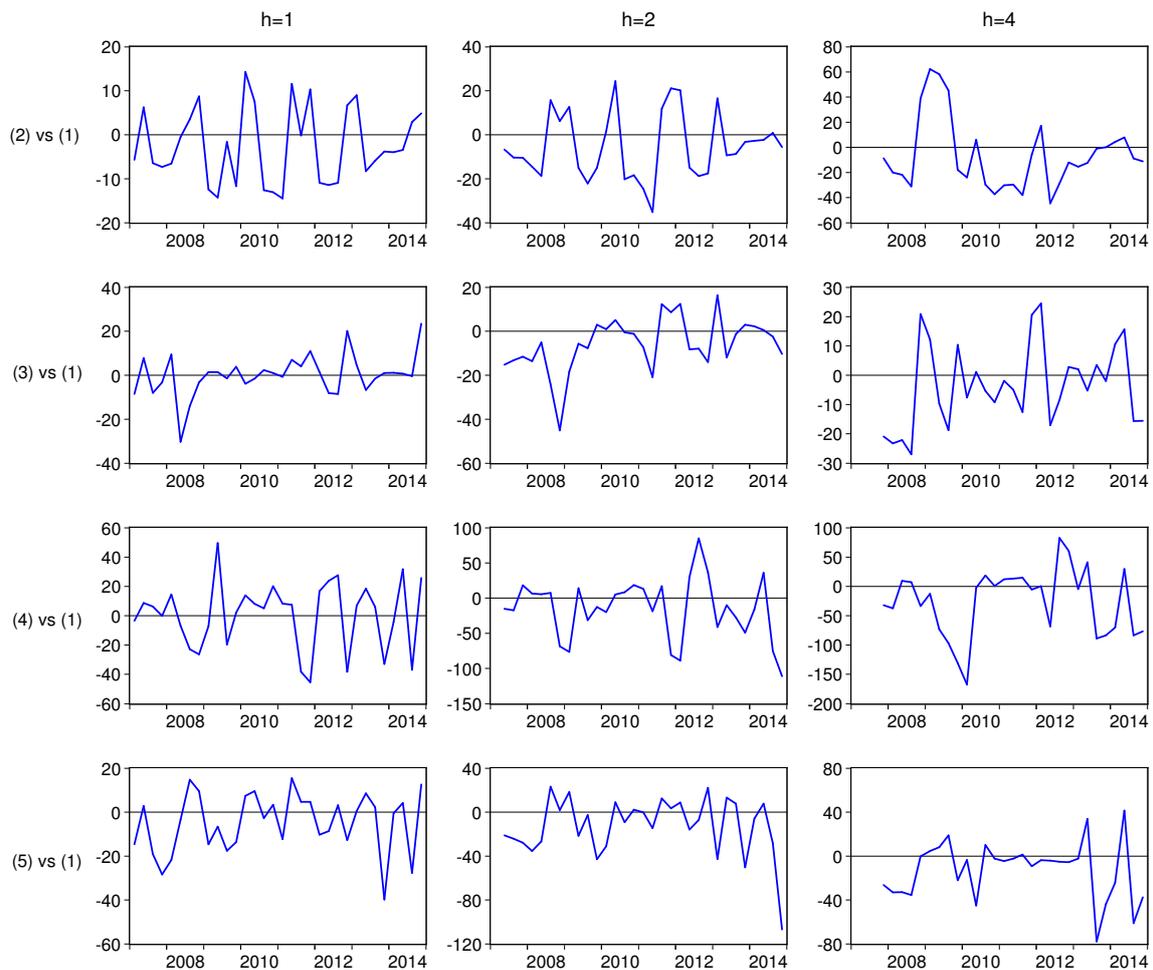
En esta ecuación, $S_{i,t-h}^f$ es el pronóstico en $t - h$ del modelo i estimado. Entonces, el desempeño relativo de los modelos *out-of-sample* está dado por $\Delta L_{i,t} = L_{b,t} - L_{i,t} = |e_{b,t}| - |e_{i,t}|$, y b corresponde al modelo *benchmark*.

Este procedimiento se iteró luego para obtener una secuencia de $H = 32$ trimestres de diferencias de funciones de pérdida $\{\Delta L_{i,t}\}_{t=1}^H$ para cada modelo $i = 2, 3, 4, 5$ con respecto al precio de los futuros.

La Figura 3.4 muestra la evolución de cada una de las diferencias de pérdida cuando se comparó el modelo i con respecto al *benchmark* (el precio de los futuros). Los valores positivos implican que cada modelo fue mejor que el precio de los futuros (1). Asimismo, cabe señalar que se obtuvieron resultados similares cuando se consideró una función de pérdida cuadrática en lugar de absoluta.

En resumen, los resultados de las diferencias de pérdida indicaron que las ganancias de pronóstico de los precios de los futuros varían en el tiempo. El desempeño de los distintos modelos de pronóstico estimados fue más débil respecto del *benchmark* (el precio de los futuros) hacia los últimos trimestres de la muestra cuando los precios de las materias primas empezaron a revertir su tendencia ascendente.

Fig. 3.4: Diferencias de pérdida (cada modelo de pronóstico vs el precio de los futuros)



Nota: valores positivos implican que cada modelo ((2), (3), (4), (5)) es mejor en términos de pronóstico que el precio de los futuros (*benchmark*, (1)).

3.4. Conclusiones

Este capítulo se centró en estudiar modelos de pronósticos de las materias primas. En primer lugar, se estudió del desempeño de los pronósticos de los modelos condicionales de series de tiempo basados en fundamentos que determinan los precios del maíz, de la soja y del trigo, evaluando si la modelación de la interdependencia entre ellas ayuda mejorar la precisión de los pronósticos. En segundo lugar, para el mercado de la soja en particular, se analizó el proceso de formación de los precios o *price discovery*. Esto implicó evaluar la hipótesis de que los precios de los futuros son los “mejores” predictores del futuro precio al contado.

Respecto del primer análisis, los resultados indicaron que existen ganancias en términos de pronóstico en el uso de modelos que consideran las interacciones entre los precios, ya sea a través de la estimación de un modelo de corrección al equilibrio conjunto o de modelos

de vectores autorregresivos en diferencias.

El período de pronóstico estudiado (2008-2014) estuvo caracterizado por una alta inestabilidad. Tanto la crisis mundial de 2008-2009 y sus consecuencias como la última reversión en la tendencia ascendente de los precios internacionales de las *commodities*, llevaron a sesgos en los pronóstico y afectaron, en diferente medida, al desempeño relativo de los distintos modelos. Al respecto, los modelos basados en fundamentos mostraron un mejor desempeño relativo que el *benchmark* durante gran parte del período de pronóstico, aunque este se vió debilitado para el caso del trigo hacia el final de la muestra.

En cuanto al segundo análisis, relacionado con el estudio del proceso de *price discovery*, se consideró que la evaluación empírica debe desarrollarse utilizando un enfoque de pronóstico *out-of-sample* en un contexto multivariado. Este enfoque es diferente del que usualmente se aplica en la literatura basada en capturar la tendencia estocástica común entre el precio al contado y el precio de los futuros. A su vez, la evaluación *out-of-sample* es más cercana a la visión de los precios de los futuros como precios de anticipación que deben recoger toda la información disponible, esto es, determinantes de oferta y demanda, así como variables monetarias, financieras y cambiarias.

Para ello, fue necesario definir diferentes aspectos relevantes para el pronóstico: el origen, el horizonte, el conjunto de información disponible, el esquema de pronóstico y el benchmark. En consecuencia, el costo de aplicar este enfoque es que debe tratarse de un caso específico. En este caso, se estudió empíricamente el mercado de la soja, una materia prima de gran importancia para la economía argentina.

Los precios de los futuros mostraron sesgos de pronóstico, en particular, cuando se consideraron largos horizontes de pronóstico. Respecto a su desempeño relativo, se encontró que los precios de los futuros pueden ser los mejores predictores del precio al contado, en promedio, pero las ganancias de pronóstico varían temporalmente. Por lo tanto, se sugiere usar modelos alternativos de pronóstico, como los modelos basados en fundamentos o modelos que consideren los precios de los futuros junto con el efecto de la tasa de interés, los cuales pueden ser útiles para diferentes pronosticadores, como los hacedores de política, *traders* o productores.

4. ANÁLISIS DE LOS CICLOS EN LOS PRECIOS DE LAS *COMMODITIES* Y EN LA ECONOMÍA ARGENTINA

Existe una extensa literatura económica focalizada en el estudio de la relación entre los precios de las materias primas y el crecimiento económico. Las contribuciones pioneras de [Prebisch \(1950\)](#) y [Singer \(1950\)](#) argumentaron que existe un movimiento descendente a largo plazo en el precio de las *commodities* relativo al precio de los bienes manufacturados. Esto se vio reflejado en el declive que experimentaron los términos de intercambio de los países en desarrollo, principalmente durante los años 80 y 90, los cuales dependían fuertemente de las exportaciones de materias primas para el ingreso de divisas. La hipótesis de Prebisch-Singer (PS) inició una extensa literatura teórica y empírica sobre la tendencia secular de los precios de los productos primarios.

Los primeros enfoques empíricos para evaluar la validez de la hipótesis de PS intentaron modelar los precios de las *commodities* como variables estacionarias en torno a una tendencia determinística. Los estudios de la década del 80 encontraron evidencia de una tendencia a la baja a largo plazo que apoyó dicha hipótesis ([Spraos, 1980](#); [Thirlwall & Bergevin, 1985](#); [Grilli & Yang, 1988](#)).

Sin embargo, las investigaciones empíricas posteriores pusieron en duda la validez de dicha hipótesis. Estas investigaciones argumentaron, por un lado, que los precios de los productos primarios (en relación con las manufacturas) experimentaron un cambio estructural luego de 1920 sin encontrar evidencia de una tendencia a la baja ([Cuddington & Urzúa, 1989](#)). Por otro lado, algunos autores encontraron que los precios de los términos de intercambio eran estacionarios con saltos infrecuentes o con quiebres ([Powell, 1991](#)) y otros concluyeron que la tendencia decreciente era pequeña y estaba completamente dominada por la variabilidad de los precios ([Cashin & McDermott, 2002](#)).

Todavía no existe consenso sobre si los altos precios de las *commodities* experimentados en la última década fueron una bendición o una maldición para economías basadas en la exportación de materias primas. Los fuertes movimientos experimentados en los mercados de *commodities* desde principio de los años 2000 brindaron nuevos datos para analizar y para tener un mejor entendimiento de los ciclos de auge y de caída en los precios de las materias primas. Si bien no hay pruebas claras que indiquen que exista una “maldición de los recursos naturales” –que ocurre cuando la abundancia de recursos naturales afecta negativamente el crecimiento y el desarrollo a largo plazo–, resulta importante evaluar si los ciclos de los precios de las *commodities* y del crecimiento económico están sincronizados y,

en caso de estarlo, en qué medida. Los ciclos de los precios de las materias primas representan un gran desafío para los hacedores de política, particularmente en economías en desarrollo que dependen, en gran medida, de su exportación. Para ello resulta importante anticipar los puntos de inflexión del ciclo económico para mitigar el impacto económico de sus auges o caídas (p. ej., mediante fondos de estabilización, como en el caso de Chile).

Ciertamente, los patrones recurrentes de auges y caídas de los precios de las materias primas causaron incertidumbre en las economías exportadoras de *commodities* con ciclos largos, como los experimentados desde inicio de los 2000, cuando pareció que los precios habían revertido su tendencia secular. Al respecto, cabe preguntarse: ¿se mantiene aún la hipótesis de PS a largo plazo? ¿Cuál es la longitud promedio y la magnitud de los auges y las caídas de los precios de las materias primas? ¿Están sincronizados los ciclos de los precios con el crecimiento económico de estos países?

Tratando de dar una respuesta a estas preguntas, en este capítulo se examina la relación empírica entre los precios de las *commodities* agropecuarias y el crecimiento económico de la Argentina. El rápido crecimiento económico de este país durante la última década se ha asociado usualmente con el *boom* exportador de materias primas.

Existe una creciente literatura empírica sobre el estudio de los ciclos económicos en Argentina principalmente a partir de las contribuciones de Jorrat (1996,9); Jorrat & Cerro (2000); así como de los ciclos (Arrufat et al., 2011) y de la volatilidad de los términos de intercambio (Díaz Cafferata et al., 2012; Arrufat et al., 2013). El estudio empírico de ciclos en los precios internacionales de las materias primas y en el PBI de la Argentina, y su grado de sincronización, permite obtener una idea de los comovimientos potenciales entre estas variables y permite también obtener un cálculo aproximado sobre la magnitud de las fluctuaciones.

Para el estudio de esta relación bivariada, se construyó un índice de precios agrícolas (*agrindex*) ponderado por sus exportaciones y se analizó su relación con la economía argentina (aproximada a partir de su PBI real) durante el período 1980-2013, con frecuencia trimestral.

Para llevar a cabo el análisis, se emplearon tres metodologías estadísticas para la extracción y medición de tendencias y de ciclos: el enfoque tradicional (representado por el algoritmo de Bry-Boschan), el enfoque basado en filtros (principalmente, el filtro de Hodrick-Prescott y los filtros paso banda) y el enfoque de descomposición de componentes no observables o *Unobserved Components* (UC). Por otro lado, también se estudió si los ciclos de crecimiento económico de la Argentina se sincronizaron más con ciclos de los precios de las materias primas, particularmente desde principios de los 2000, cuando comenzó el *boom* exportador de *commodities*. Al respecto, se evaluó si los precios de las materias primas y del PBI comparten una tendencia o un ciclo común, con particular énfasis en la última década.

El capítulo se organiza de la siguiente manera: en la sección 1, se presentan las dis-

tintas metodologías de descomposición de tendencia y de ciclos, se discuten sus ventajas relativas y se las adapta al caso propuesto. En la sección 2, se describen las principales características de los datos utilizados, mientras que, en la sección 3, se comparan los resultados obtenidos. En la sección 4, se evalúa la existencia de una tendencia o de un ciclo común y se estudia el grado de sincronización entre ambas variables. En la sección 5, se comparan los resultados de la Argentina con los resultados de Chile para el mismo período de análisis. Con respecto a Chile, se realiza un análisis respecto de la relación entre el precio del cobre y su crecimiento económico. Por último, en la sección 6, se presentan las conclusiones.

4.1. Metodologías de descomposición de tendencia y de ciclos

En esta sección se presentan los diferentes procedimientos utilizados para extraer información cíclica a partir de los precios de las *commodities* agrícolas y del PBI argentino. Estos procedimientos se categorizan en tres enfoques principales: el enfoque tradicional, el enfoque basado en filtros y el enfoque de descomposición de componentes no observables.

El enfoque tradicional está principalmente dominado por los estudios del *National Bureau of Economic Research* (NBER) sobre ciclos económicos. Esta metodología identifica las expansiones y las contracciones del ciclo localizando los puntos de inflexión, sin realizar ajustes de tendencia sobre la variable de nivel. En cambio, el enfoque basado en filtros incluye diferentes procedimientos que extraen los componentes de una serie temporal usando métodos basados en filtros (suavizados), tales como el filtro de Hodrick-Prescott o los filtros paso banda. Por último, en el enfoque de descomposición de componentes no observables, se especifican modelos estructurales para los distintos componentes de una serie (la tendencia, el ciclo o la estacionalidad) los cuales son representados en forma de “espacio de estados” y estimados por máxima verosimilitud, recursivamente, usando el filtro de Kalman.

4.1.1. El enfoque tradicional

El trabajo de Burns & Mitchell (1946) fue pionero en el desarrollo de métodos no paramétricos para estudiar el ciclo económico a partir de puntos de inflexión en las series temporales. Esta metodología es utilizada por el NBER *Business Cycle Dating Committee* que, entre otras actividades, es responsable de identificar picos y valles en el ciclo económico de Estados Unidos. La *Conference Board* continuó con esta tradición y elaboró los principales índices de actividad cíclica en Estados Unidos desde 1995. En 1971, Bry y Boschan desarrollaron un algoritmo acorde con los requerimientos de Burns & Mitchell (1946), pero lo usaron para el análisis individual de las series de tiempo. Una ventaja de esta metodología no paramétrica sobre otros enfoques es que permite obtener ciclos

asimétricos¹, los cuales son inherentes a la dinámica de los precios de las materias primas (Cashin et al., 2002; Gilbert, 2006).

En su estudio, Burns & Mitchell (1946, p.3) ofrecieron la siguiente definición del ciclo económico:

Un ciclo consiste en expansiones que ocurren casi al mismo tiempo en muchas actividades económicas, seguidas de manera similar por recesiones generales, contracciones y recuperaciones que se funden en la fase de expansión del siguiente ciclo; esta secuencia de cambios es recurrente, pero no periódica; en duración, los ciclos económicos varían desde más de un año hasta diez o doce años.

Este enfoque fue ampliamente utilizado en los trabajos empíricos principalmente relacionados con el estudio de variables macroeconómicas, como el producto bruto interno. Sin embargo, la metodología no fue muy difundida en la literatura sobre precios de *commodities*. Como excepción, se puede mencionar el trabajo de Cashin et al. (2002), en el que los autores estudiaron la magnitud y la duración de los ciclos en los precios internacionales de 36 *commodities* adaptando el algoritmo de Bry & Boschan (1971) a la naturaleza de estos precios. Uno de los principales resultados del estudio fue que ellos encuentran evidencia de ciclos asimétricos, así como disparidades entre la magnitud de los auges y las caídas.

El algoritmo de Bry-Boschan (BB) es un conjunto de filtros *ad hoc* para determinar los puntos de inflexión en una serie de tiempo. Esencialmente, el algoritmo identifica el máximo y el mínimo local sujeto a restricciones respecto de la duración de las fases y de los ciclos. Para localizar dichos puntos de inflexión, primero es necesario definir qué es un punto de inflexión y cómo reconocerlo. Se puede utilizar la idea de que los picos (valles) son máximos (mínimos) locales de y_t , el logaritmo natural de una serie temporal (del *agrindex* o del PBI de Argentina, en este caso). Por lo tanto, se define S_t como una variable binaria que toma el valor unitario en las fases de expansión y que equivale a cero en las contracciones.

$$S_t = I(y_t > y_{t+j}, 1 \leq j \leq k) \quad (4.1)$$

$I(\cdot)$ es una función indicadora que vale 1 si el argumento es verdadero, o cero, si es falso. Esto resulta en la necesidad de describir el rango a través del cual puede ocurrir el máximo o el mínimo local, es decir, la elección que debe hacerse respecto de k . Se deben adicionar restricciones relacionadas con la longitud mínima del ciclo y de las fases². En este caso se aplicaron las restricciones consideradas en el trabajo de Cashin et al. (2002), esto es, los ciclos (de pico a pico o de valle a valle) deben tener una duración mínima de 24 meses (8 trimestres), y las fases deben tener una duración mínima de 12 meses (4 trimestres). Estas reglas de censura son consistentes con la naturaleza de las *commodities*

¹ Un ciclo es considerado “asimétrico” cuando la duración de la fase expansiva difiere de la contractiva.

² Ver Male (2011).

agrícolas, ya que la producción es anual y se necesita una fase de expansión y otra de contracción para completar un ciclo³.

Brevemente, los pasos para implementar el algoritmo considerando una frecuencia trimestral son los siguientes:

- Detectar los picos y valles a través de una variable binaria (S_t) con una ventana de un trimestre ($k = 1$).
- Imponer la restricción de que los ciclos completos (de pico a pico o de valle a valle) deben tener una duración mínima de 8 trimestres.
- Remover las fases cuyas duraciones sean inferiores a 4 trimestres.

Por lo tanto, S_t resume las fases de expansión (contracción) de cada serie temporal. [Harding & Pagan \(2001\)](#) advirtieron sobre la posible existencia de fases incompletas al inicio y al final de las series de tiempo, lo que puede causar dificultades en el uso de distintas medidas, como la duración o la amplitud de los ciclos. Por lo tanto, en este análisis, las medidas se consideraron solamente para las fases completas.

4.1.2. El enfoque de filtros

El filtro de Hodrick-Prescott (HP) es el método de remoción de tendencia más utilizado en la literatura de ciclos económicos. Los trabajos influyentes de [Hodrick & Prescott \(1997\)](#) contribuyeron a que el filtro HP se convirtiera en un método estándar de remoción de la tendencia. El filtro supone que la tendencia y el ciclo están incorrelacionados, y que la tendencia es un proceso suavizado, esto es, que varía en el tiempo sin cambios abruptos. Ellos penalizaron las variaciones en la segunda diferencia de la tendencia (siendo λ el parámetro de penalización) y así hicieron operacional el concepto de suavización. Bajo estas condiciones, el filtro HP estima la tendencia (τ_t) resolviendo el siguiente ejercicio de minimización:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=0}^T [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (4.2)$$

En esta ecuación y_t es la serie temporal a partir de la cual se quiere estimar la tendencia, τ_t es el componente de tendencia y λ es el parámetro de penalización. En la medida en que λ se incrementa, la tendencia se vuelve más suavizada y su segunda diferencia se vuelve más pequeña. En el caso de $\lambda = 0$, no existe un valor de suavización y toda la variación en y_t se asigna al componente de la tendencia. En cambio, si $\lambda \rightarrow \infty$, éste se vuelve lineal.

³ El algoritmo utilizado es una adaptación del algoritmo recursivo para localizar puntos de inflexión, de James Engel, el cual fue programado en MATLAB y se encuentra disponible en el *National Centre for Econometric Research* (MBBQ Code). Recuperado de <http://www.ncer.edu.au/resources/data-and-code.php> en diciembre de 2015

Una vez que la tendencia es estimada ($\hat{\tau}_t$), se obtiene una estimación del componente cíclico (\hat{c}_t) mediante remoción de la tendencia.

$$\hat{c}_t = y_t - \hat{\tau}_t \quad (4.3)$$

Resulta importante notar que el componente cíclico incorpora, por ende, todos los movimientos irregulares de la serie ya que se obtiene por diferencia entre la serie observada y la tendencia estimada. En lugar de estimar λ , se especifica un valor *a priori* entre 0 e infinito. En general, la elección estándar es $\lambda = 1.600$ en datos trimestrales.

A pesar de su uso generalizado, el filtro HP fue objeto de numerosas críticas. [Canova \(2007\)](#) advirtió que el uso del filtro HP debía ser monitoreado cuidadosamente, ya que su uso indiscriminado podía causar impresiones engañosas respecto de la habilidad del modelo para reproducir los datos. [Baxter & King \(1999\)](#) también advirtieron respecto de la dificultad de la elección apropiada del parámetro de suavización (λ). Por su parte, [King & Rebelo \(1993\)](#) brindaron ejemplos sobre cómo la dinámica del filtrado podía alterar dramáticamente las medidas de persistencia, variabilidad y comovimiento. En este sentido, [Cogley & Nason \(1995\)](#) mostraron que el filtro HP podía generar dinámica cíclica cuando se aplicaba en series temporales persistentes (procesos integrados), incluso si dicha dinámica no estaba presente en los datos originales. [Harvey & Jaeger \(1993\)](#), asimismo, mostraron que el filtro HP podía crear ciclos espurios o distorsionar las estimaciones irrestrictas de los componentes cíclicos, lo que podría resultar en conclusiones engañosas respecto de los movimientos a corto plazo en las series de tiempo macroeconómicas.

Como alternativa al filtro HP, el filtro paso banda (band-pass filter, BP) se popularizó en la macroeconomía aplicada a partir de los trabajos de [Baxter & King \(1999\)](#) y de [Christiano & Fitzgerald \(2003\)](#). El filtro BP permite eliminar los movimientos de frecuencias alta y baja en los datos, ya que suprime todas las fluctuaciones fuera de una banda de frecuencia seleccionada, mientras que otros filtros tienen características de paso alto⁴ y, por lo tanto, exageran la cantidad de variabilidad presente solamente en frecuencias altas. [Canova \(2007\)](#) señaló que los filtros BP son también atractivos, porque hacen que la noción de ciclo económico sea operacional mediante la selección de fluctuaciones en un rango preespecificado.

En este sentido, se propusieron varios enfoques como aproximaciones al filtro BP ideal. De acuerdo con la definición de [Baxter & King \(1999\)](#), para construir un filtro BP ideal deberían seguirse los siguientes criterios:

- La aplicación de un filtro ideal paso banda debería resultar en una serie temporal estacionaria (ciclo), incluso cuando se aplica en series que presentan tendencia.
- El filtro debería extraer un rango específico de periodicidades.

⁴ Los filtros paso alto conservan las frecuencias mayores a cierto umbral y anulan las menores.

- El filtro no debería afectar las propiedades del componente extraído.
- El filtro ideal paso banda no debería introducir cambios en la fase, por ejemplo, no debería alterar las relaciones temporales entre las series en cualquier frecuencia.

La principal preocupación de [Baxter & King \(1999\)](#) y de [Christiano & Fitzgerald \(2003\)](#) fue la de aproximar este filtro ideal paso banda.

El filtro BP diseñado por [Baxter & King \(1999\)](#) es capaz de eliminar los componentes de frecuencia muy baja (tendencia) y los de frecuencia muy alta (componente irregular), mientras que retiene componentes intermedios (ciclos). Este filtro es básicamente una combinación de filtros de medias móviles.

El filtro de [Christiano & Fitzgerald \(2003\)](#), en cambio, tiene en cuenta los problemas de inicio y de fin de muestra. Sin embargo, se requiere elegir *a priori* si y_t es estacionaria o integrada, y cuáles son sus propiedades de correlación serial. Además, el filtro induce cambios de fase en la función de autocovarianzas de y_t . Los autores sugirieron que los cambios de fase son pequeños en la práctica y que pueden ser descartados del análisis de forma segura.

Siguiendo este enfoque para el análisis de ciclos en los precios de las *commodities*, [Erten & Ocampo \(2013\)](#) encontraron evidencia de superciclos en los precios reales de las *commodities* entre 1986 y 2006, con un rango de entre 30 y 40 años y con amplitudes del 20 % al 40 % mayores o menores que la tendencia a largo plazo. Estos autores siguieron la metodología empírica introducida por [Cuddington & Jerrett \(2008\)](#) y usaron el filtro BP asimétrico de Christiano-Fitzgerald para descomponer en tres componentes el logaritmo natural de los índices de precios reales de las materias primas: la tendencia a largo plazo, el componente de superciclo y otro componente cíclico de menor duración.

4.1.3. El enfoque de descomposición de componentes no observables

El enfoque de descomposición de componentes no observables o UC permite descomponer una serie temporal en movimientos persistentes y transitorios, y modelar tendencias y ciclos dentro de un contexto de modelos estructurales de series de tiempo (ver [Harvey & Jaeger, 1993](#)). El modelo UC afirma que una serie puede descomponerse en distintos componentes no observables, permitiendo que todos ellos varíen en el tiempo. El tratamiento estadístico está basado en una forma de “espacio de estados” a través de la cual los componentes son extraídos mediante el filtro de Kalman.

Un modelo de tendencia-ciclo se puede representar del siguiente modo:

$$y_t = \tau_t + c_t + \varepsilon_t \tag{4.4}$$

La serie desestacionalizada y_t se descompone en una tendencia (τ_t), un ciclo (c_t) y un

término de error ruido blanco (ε_t).⁵

La tendencia τ_t recibe *shocks* tanto en el nivel como en la pendiente:

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (4.5)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (4.6)$$

La notación $NID(0, \sigma^2)$ indica que los *shocks* están distribuidos en forma normal e independiente con media de cero y varianza σ^2 . Si ambas varianzas σ_η^2 y σ_ζ^2 son iguales a cero, la tendencia es determinística. Cuando sólo σ_ζ^2 es igual a cero, la pendiente es fija y la tendencia se reduce a un camino aleatorio con constante (β); en cambio, permitiendo que σ_ζ^2 sea positiva, pero estableciendo que σ_η^2 es igual a cero, se obtiene una tendencia de camino aleatorio, que tiende a estar relativamente suavizada cuando se estima.

Por otro lado, el ciclo estocástico (c_t) puede estar representado del siguiente modo:

$$\begin{pmatrix} c_t \\ c_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix} \quad (4.7)$$

λ_c es una frecuencia en radianes, ρ es un factor de amortiguación con $0 \leq \rho \leq 1$, y κ_t y κ_t^* son dos errores ruido blanco mutuamente independientes con medias de cero y varianza común de σ_κ^2 .⁶ Un ciclo determinístico (con σ_κ^2 igual a cero) se representa con una función seno-coseno:

$$c_t = c_0 \cos \lambda_c t + c_0^* \text{sen } \lambda_c t \quad (4.8)$$

Por lo tanto, el modelo de tendencia-ciclo se expresa en forma de espacio de estados a través de la siguiente ecuación de medición:

$$y_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \alpha_t + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

En general, los elementos de α_t no son observables, se sabe que son generados por un proceso de Markov de primer orden. Así resulta la ecuación de transición:

$$\alpha_t = \begin{pmatrix} \tau_t \\ \beta_t \\ c_t \\ c_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda_c & \rho \text{sen } \lambda_c \\ 0 & 0 & -\rho \text{sen } \lambda_c & \rho \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix} \quad (4.10)$$

Los errores ε_t , η_t , ζ_t , κ_t y κ_t^* están serialmente y mutuamente incorrelacionados. Se

⁵ Se puede adicionar un componente estacional al modelo de tendencia-ciclo de la serie original. Sin embargo, para permitir la comparación con los otros enfoques de descomposición de ciclos que usan series desestacionalizadas, se estimaron los componentes correspondientes a la tendencia y al ciclo en las series desestacionalizadas.

⁶ La forma reducida es un proceso autorregresivo de medias móviles (ARMA(2,1)) en el que la parte autorregresiva tiene raíces complejas.

supuso que el modelo es Gaussiano y que los parámetros desconocidos de la varianza se estimaron mediante la construcción de una función de verosimilitud para la predicción un paso adelante de los errores producidos por el filtro de Kalman, maximizándola mediante un procedimiento iterativo⁷.

4.2. Datos

Los datos son trimestrales entre 1980Q1 y 2013Q4 ($T=136$). Para evaluar el ciclo de los precios de las *commodities* agropecuarias, se construyó un índice agregado de precios agropecuarios (*agrindex*).

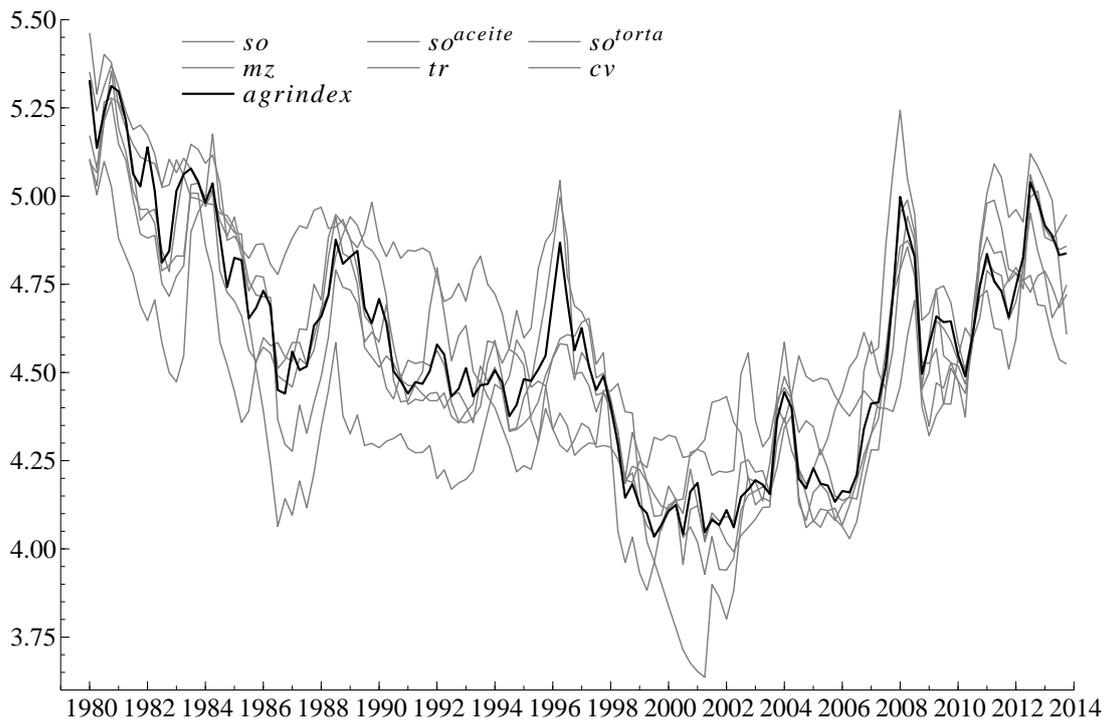
Para ello, se utilizaron seis materias primas agropecuarias diferentes que tienen un peso significativo en las cuentas comerciales de la Argentina: porotos de soja, aceite de soja, torta de soja, trigo, maíz y carne vacuna. Ellas conforman alrededor del 79% de las exportaciones totales de *commodities* de la Argentina durante el período analizado. Algunas de estas materias primas son productos tradicionales de la Argentina (carne vacuna, maíz y trigo) que han competido con la soja, en diferente medida, en términos de producción y de exportaciones.

La soja se ha convertido en una de las principales fuentes de reservas internacionales de la Argentina. Su demanda internacional deriva principalmente de sus subproductos (aceite y harina). A su vez, tanto el maíz como la soja han experimentado una demanda creciente derivada a partir del incremento en la demanda de energía renovable (p. ej., biocombustibles).

Los precios de las materias primas, medidos en dólares y deflactados por el IPC de Estados Unidos (2005 = 100), fueron obtenidos del FMI. Las ponderaciones de dichos precios para la construcción del índice fueron obtenidas como participación del volumen de las exportaciones de cada una de las diferentes materias primas a partir de los datos publicados por el Ministerio de Agricultura y Ganadería. Estas ponderaciones, las cuales en cada momento del tiempo fueron utilizadas en sus valores rezagados (en $t - 1$), se actualizaron mensualmente. La actualización en las ponderaciones permitió que el índice reflejara los cambios experimentados por la estructura económica argentina a lo largo del tiempo.

La Figura 4.1 muestra la evolución conjunta de cada uno de los seis precios reales considerados y del índice agregado desde el primer trimestre de 1980 hasta el cuarto trimestre de 2013.

⁷ Cuando se elimina el supuesto de normalidad, el filtro de Kalman continua siendo óptimo dado que minimiza el error cuadrático medio dentro de la clase de todos los estimadores lineales.

Fig. 4.1: Precios reales de las *commodities* e índice agregado de precio (en logaritmos)

Nota: *so*=soja, *mz*=maíz, *tr*=trigo, *cv*=carne vacuna.

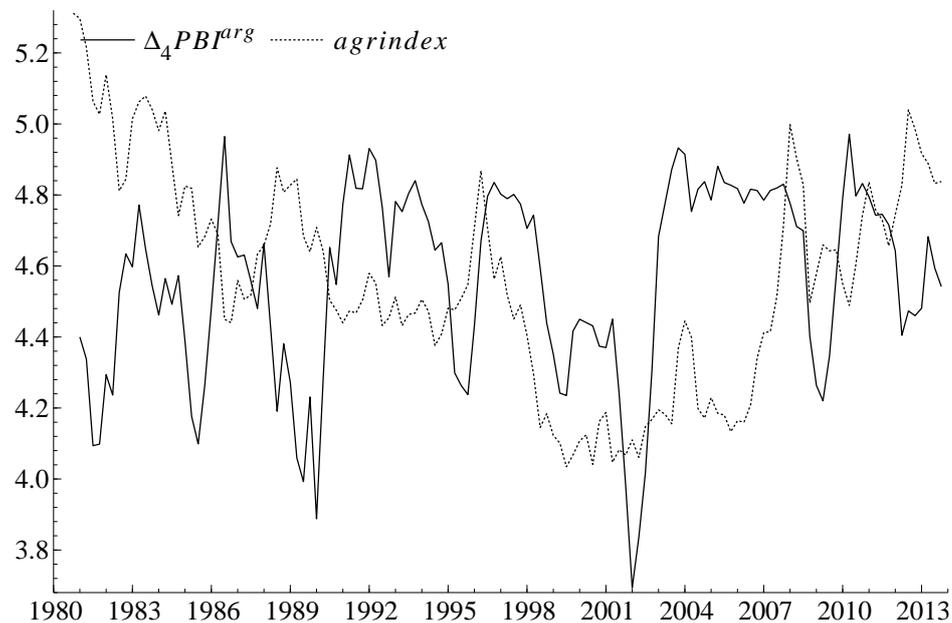
La evolución de las series analizadas sugiere que los ciclos de los productos agropecuarios parecen estar sincronizados, es decir, que sus puntos de inflexión ocurren aproximadamente en el mismo momento o difieren en intervalos relativamente constantes. Este comovimiento de los precios reales agropecuarios motivó la construcción de un índice agregado (la línea gruesa de la Figura 4.1), que representa la evolución conjunta de los precios de las materias primas relevantes para la economía argentina.

El comportamiento de gran variabilidad de *agrindex* se debe principalmente al hecho de que los precios agropecuarios están ponderados por sus participaciones en la exportación de *commodities*. Estas exportaciones presentaron un patrón bastante irregular durante algunos períodos de la muestra como consecuencia de los cambios en la estructura económica, en sus regulaciones y en las cuestiones climáticas. Este índice fue luego promediado trimestralmente para permitir la comparación con la serie de producto bruto interno (*pbi*) que se publica en frecuencia trimestral. El PBI, expresado en términos reales, fue obtenido del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

Ambas series fueron desestacionalizadas para luego analizar las propiedades cíclicas⁸. En la Figura 4.2 se muestra el movimiento conjunto de estas series durante el período de análisis.

⁸ Se utilizó el método de desestacionalización X12-ARIMA. También se consideró un filtro de Kalman, pero los resultados no difieren de acuerdo con el método utilizado.

Fig. 4.2: Índice agregado de precios agropecuario y crecimiento del PBI de Argentina (en logaritmo)



En general, existe poco desacuerdo respecto del uso de datos desestacionalizados para el estudio del comportamiento de las series económicas. El ajuste estacional permite obtener series más suavizadas y brinda una ventaja para la descomposición entre tendencia y ciclo, y para la detección de los puntos de inflexión, ya que facilita la comparación de los movimientos a largo y a corto plazo.

Sin embargo, cuando se realiza una filtración de los datos para la modelación econométrica dentro de un contexto multivariado, el debate es mayor. La desestacionalización puede alterar la dinámica (tanto la variabilidad como la persistencia de las series originales) y conducir a problemas de especificación de los modelos (para una discusión más profunda sobre este aspecto ver [Ericsson et al., 1994](#); [Ahumada & Garegnani, 2000](#)).

Por lo tanto, en esta tesis no se utilizaron datos desestacionalizados cuando se realizan modelaciones econométricas dinámicas, y el comportamiento estacional se controló, en estos casos, con la inclusión de variables binarias estacionales centradas.

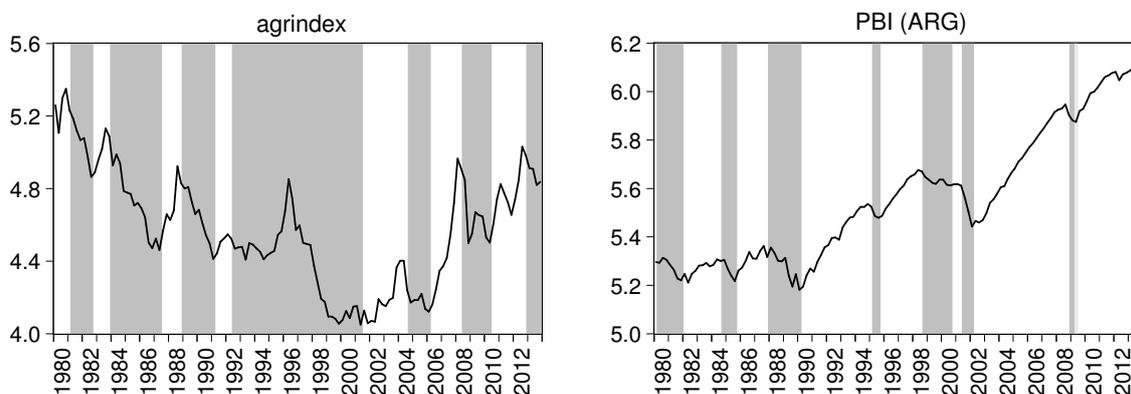
4.3. Comparación de resultados

En esta sección se analizan y se comparan los resultados obtenidos a partir de los diferentes enfoques utilizados para la extracción de ciclos, tanto en el índice de precios agropecuarios como en el producto bruto interno real de la Argentina.

En la Figura 4.3, se muestran los diferentes puntos de inflexión identificados a través del algoritmo de Bry-Boschan y se distinguen las fases de expansión y de contracción. Entre 1980 y 2013 se identificaron siete ciclos completos del PBI de la Argentina con

fuertes asimetrías respecto de la duración: las contracciones fueron considerablemente más cortas que las expansiones. La longitud típica de las contracciones (6 trimestres) fue aproximadamente la mitad de la duración típica de las expansiones, y se obtuvo un ciclo promedio cercano a los 19 trimestres (casi 5 años). La velocidad con la que cambió el PBI real en las expansiones fue mayor en comparación con las contracciones. La amplitud promedio trimestral de los incrementos del PBI real en las expansiones (0,21 %) fue más rápida que la amplitud de las disminuciones del PBI trimestral en las contracciones (0,10 %). En el caso de los precios agropecuarios, se identificaron seis ciclos completos. Los ciclos también fueron asimétricos, pero las contracciones fueron más duraderas que las expansiones.

Fig. 4.3: Puntos de inflexión detectados por BB (variables en logaritmos)



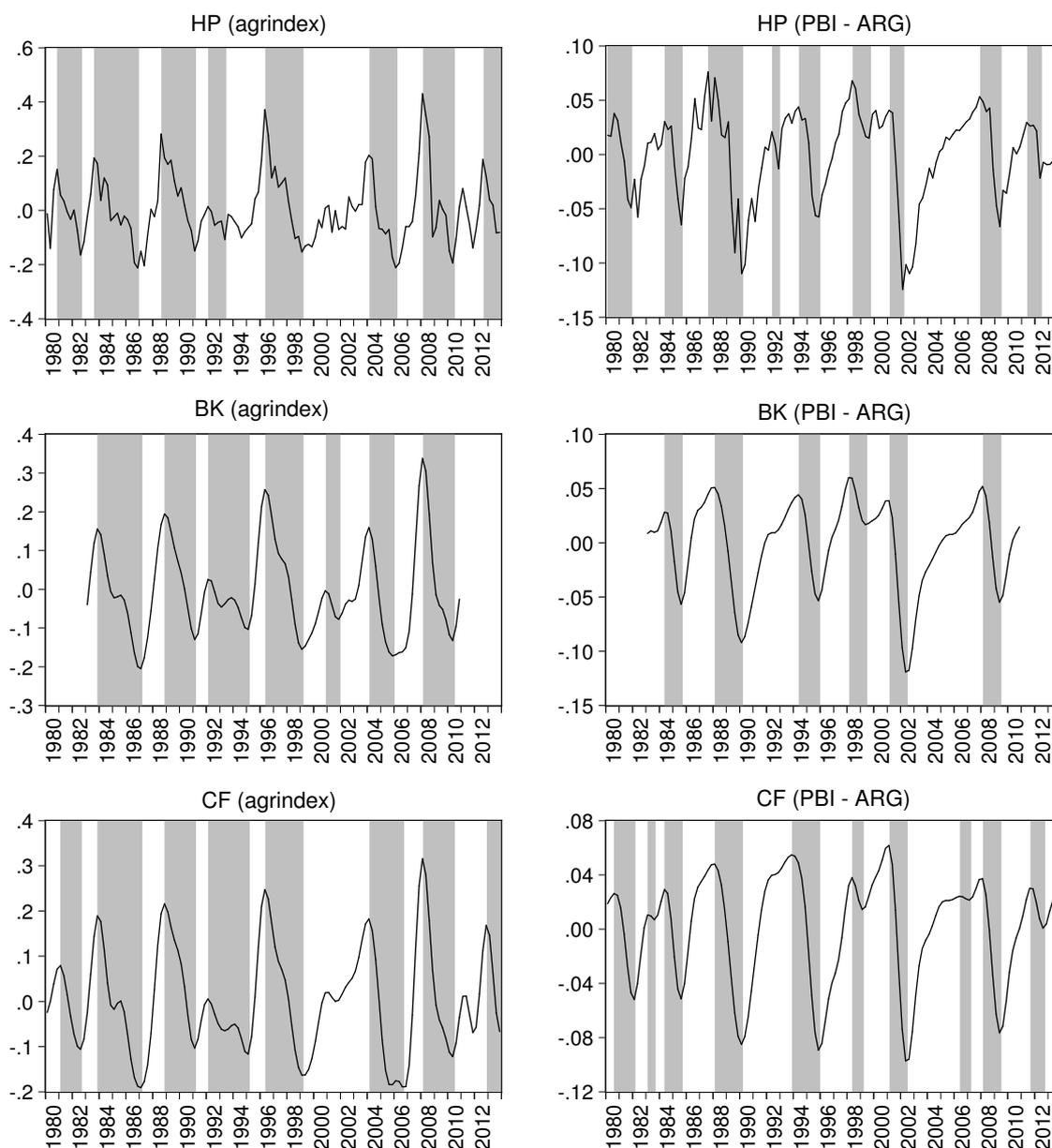
Nota: las áreas sombreadas indican fases de contracción.

En la Figura 4.4, se comparan los ciclos obtenidos a través de los diferentes procedimientos basados en filtros: el filtro HP, el filtro BK y el filtro CF, distinguiendo las fases expansivas de las contractivas a través del algoritmo de Bry-Boschan.

Estos filtros proveen importante información visual sobre las características cíclicas. Se aplicó el algoritmo de Bry-Boschan para detectar los picos y los valles de los ciclos obtenidos. De esta manera, se detectaron siete ciclos completos en los precios agropecuarios y entre seis y diez ciclos en el PBI de la Argentina.

Como era de esperar, los filtros paso banda (BK y CF) produjeron estimaciones más suavizadas que el filtro HP. Esto se debe principalmente a que los filtros paso banda brindan una estimación directa del ciclo, mientras que el filtro HP estima los ciclos como residuos (luego de quitar la tendencia a la serie) y, entonces, incluye el comportamiento irregular. Por lo tanto, el componente cíclico obtenido con el filtro HP es más volátil y errático, ya que los movimientos irregulares en las series parecen ser sustanciales.

Fig. 4.4: Descomposición cíclica en base a filtros



Nota: las áreas sombreadas indican fases de contracción.

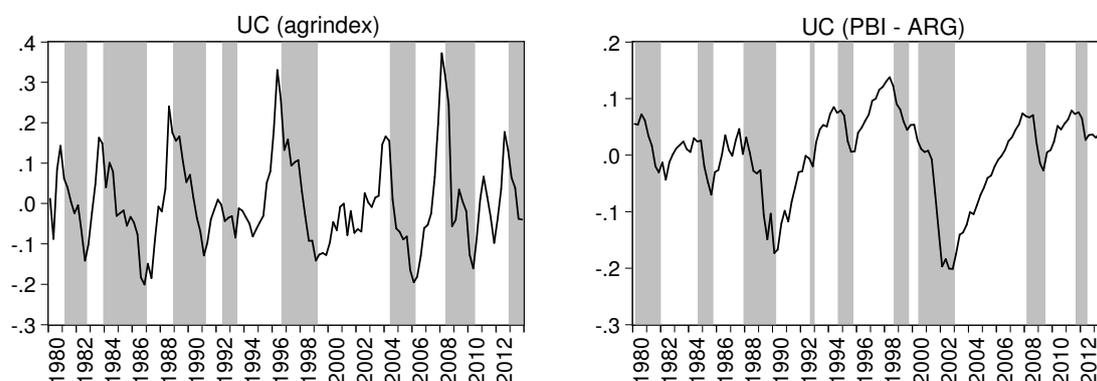
No sorprende observar que la fase contractiva de mayor duración de los precios fuera el comprendido entre 1983Q4 y 1987Q1 (de acuerdo con los filtros HP y CF). Esta fase contractiva del ciclo coincide con el declive duradero de los precios de las materias primas (tendencia negativa) que motivó a gran parte de los autores de la literatura empírica que intentaron validar la hipótesis de Prebisch-Singer ([Thirlwall & Bergevin, 1985](#); [Grilli & Yang, 1988](#), entre otros).

Por otra parte, los ciclos de los precios de las *commodities* resultaron asimétricos con contracciones de 2,5 años de duración (promedio) y con expansiones de 1,8 años (promedio).

Respecto de los ciclos de crecimiento económico, las fases de recesión identificadas son: la crisis financiera de 1980-1982, el período de aceleración de las tasas de inflación y el deterioro económico hasta el lanzamiento del Plan Austral (1984-1985), los episodios hiperinflacionarios (1988-1990), la crisis del Tequila y sus efectos (1994-1995), la recesión económica al final del régimen de convertibilidad (1998-1999), el *default* de la deuda y el período de devaluación (2001-2002) y, por último, la crisis internacional de 2008-2009 que llevó a una desaceleración de la economía doméstica. Los filtros HP y CF también detectaron una contracción hacia el final del período analizado fechada en 2013Q2.

La Figura 4.5 muestra las estimaciones del ciclo estocástico de los precios agropecuarios y del PBI de la Argentina a partir de un modelo UC.

Fig. 4.5: Descomposición cíclica por *Unobserved Components*.



Nota: las áreas sombreadas indican fases de contracción.

El enfoque UC identifica un ciclo en un período de alrededor de 4 años. Las contracciones tienen una duración promedio de 8,5 trimestres, mientras que las expansiones duran, en promedio, cerca de 8 trimestres. Este enfoque, a diferencia de los anteriores, detecta que los ciclos son levemente asimétricos.

Respecto a la serie desestacionalizada del PBI real, se detectó un ciclo cada 4 años. Las fases de expansión económica fueron más duraderas (8,7 trimestres) que las fases de contracción (6,1 trimestres) y no se comprobaron diferencias en términos de amplitud del ciclo.

Para resumir las propiedades del componente cíclico de los datos, en la Tabla 4.1 se reporta un conjunto de estadísticos comúnmente utilizados para describir los ciclos según los diferentes procedimientos de descomposición.

La Tabla 4.1 muestra que los precios agropecuarios tienen una asimetría positiva, lo cual implica que la distribución tiene una cola larga a la derecha, mientras que el PBI de la Argentina tiene una asimetría negativa. Estos resultados sugieren que los componentes cíclicos son asimétricos en ambos casos.

Tab. 4.1: Estadísticos descriptivos

	Media	Desv.Est.	Min	Max	Asim.	Curt.	$\varphi(1)$	$\varphi(2)$	$\varphi(3)$	$\varphi(4)$	$\varphi(5)$
Precios <i>commodities</i> agropecuarias (<i>agrindex</i>)											
HP	0,00	0,12	-0,21	0,43	0,93	4,05	0,76	0,45	0,21	0,03	-0,05
BK	-0,01	0,12	-0,21	0,34	0,69	3,00	0,91	0,67	0,39	0,11	-0,14
CF	0,00	0,12	-0,19	0,32	0,41	2,57	0,91	0,67	0,37	0,09	-0,14
UC	0,00	0,11	-0,20	0,37	0,85	3,84	0,80	0,52	0,29	0,08	-0,04
PBI Argentina (<i>pbi^{ARG}</i>)											
HP	0,00	0,04	-0,12	0,08	-0,87	3,39	0,84	0,66	0,48	0,25	0,04
BK	-0,00	0,04	-0,12	0,06	-0,91	3,20	0,93	0,75	0,51	0,26	0,05
CF	0,00	0,04	-0,10	0,06	-0,77	2,58	0,93	0,74	0,48	0,22	-0,02
UC	0,00	0,07	-0,20	0,14	-0,91	3,45	0,94	0,87	0,78	0,67	0,55

Nota: HP = Hodrick-Prescott, UC = Unobserved Component, BK = Baxter-King, CF = Christiano-Fitzgerald.

Por otra parte, los primeros cinco rezagos de la autocorrelación muestral también fueron analizados. Al observar el caso del PBI, se puede concluir que los ciclos extraídos mediante los métodos HP, BK, CF y UC se comportan de manera similar, mostrando un decrecimiento exponencial en las autocorrelaciones. Los componentes cíclicos también parecen ser estacionarios y están lejos de mostrar un comportamiento ruidoso (en el Apéndice B se presentan las pruebas estándar de raíz unitaria).

También resulta útil observar las correlaciones cruzadas entre los diferentes enfoques de descomposición de ciclos, como se muestra en la Tabla 4.2, donde se reportan las altas correlaciones estimadas.

Tab. 4.2: Matriz de correlaciones entre las distintas descomposiciones cíclicas

	<i>agrindex</i>				<i>pbi^{ARG}</i>			
	HP	BK	CF	UC	HP	BK	CF	UC
HP	1				1			
BK	0,93	1			0,96	1		
CF	0,91	0,97	1		0,87	0,89	1	
UC	0,99	0,95	0,91	1	0,81	0,81	0,54	1

En general, los hechos estilizados sugirieron que los ciclos fueron asimétricos con contracciones más duraderas en los precios de las materias primas y con expansiones de mayor longitud en el PBI de la Argentina. De acuerdo con las desviaciones estándares, los ciclos fueron más volátiles en los precios que en el PBI.

Estas observaciones hacen difícil suponer la existencia de un único ciclo común durante la muestra. Por lo tanto, en la siguiente sección se evaluó el nivel de sincronización entre los ciclos económicos y los ciclos de los precios de las *commodities*, con especial énfasis en la última década.

4.4. Identificación de tendencias y de ciclos comunes

En esta sección se evalúa empíricamente la existencia de una tendencia o de un ciclo común entre los precios de las materias primas y el PBI entre 1980 y 2013 con una frecuencia trimestral, así como su grado de sincronización.

Para evaluar la presencia de una tendencia estocástica común, se llevó a cabo un análisis de cointegración siguiendo la metodología de [Johansen \(1996\)](#). Luego se probó la existencia de un ciclo común a partir del enfoque sugerido en los trabajos de [Vahid & Engle \(1993\)](#) y los de [Vahid & Issler \(2002\)](#).

Para un tradicional país exportador de materias primas como la Argentina, la presencia de factores comunes, como una tendencia común o un ciclo común, tiene importantes implicancias económicas. Una tendencia común entre los precios y el PBI (considerando los precios débilmente exógenos) implicaría que los *shocks* en los precios internacionales pueden alterar la trayectoria a largo plazo del PBI. Por otro lado, la evidencia de un ciclo común implicaría que el país está expuesto a una volatilidad económica, producto de las fluctuaciones en los precios mundiales de las materias primas.

4.4.1. Cointegración

Una cuestión de gran interés para los hacedores de política económica son los efectos persistentes de los *shocks* de factores externos, en particular de los precios de las *commodities*, sobre el crecimiento económico. Durante la última década hubo un renovado interés por este tema, después de que los precios de materias primas experimentaran un *boom* que contrastó fuertemente con los períodos anteriores de estancamiento o de decline.

Para evaluar econométricamente esta cuestión, se realizó una prueba de cointegración entre los precios de las *commodities* y el PBI (sin ajuste estacional). Una relación de cointegración puede ser interpretada como una relación económica estacionaria a largo plazo e implica que estas variables se mueven alrededor de una tendencia estocástica común. Por lo tanto, la cointegración es un indicador de comovimiento a largo plazo entre variables no estacionarias. En este sentido, se aplicó el enfoque de [Johansen \(1996\)](#) para evaluar la cointegración dentro de un contexto VAR. Una gran ventaja de este enfoque es la invariancia de la propiedad de cointegración cuando se producen extensiones del conjunto de información ([Juselius, 2006](#), capítulo 19). Esto significa que, una vez que se encuentra cointegración entre un conjunto de variables, los resultados siguen siendo válidos si más variables son incluidas en el modelo.

Mediante pruebas de raíz unitaria (Apéndice B) se concluyó que las variables (el PBI argentino y los precios de las materias primas) son $I(1)$, es decir, no son estacionarias mostrando persistencia de los *shocks* en el tiempo. Siguiendo la metodología de [Johansen \(1996\)](#), se evaluó primero la cointegración a partir de la estimación de un sistema VAR(5) bivariado irrestricto, el cual superó todas las pruebas estándares de diagnóstico, tal como

se muestra en la Tabla 4.3.

Tab. 4.3: Análisis de cointegración

Test de rango					
	r	$p - r$	autovalor	traza	p -valor
	0	2	0,19	34,58	0,002
	1	1	0,05	6,87	0,368
Coeficientes de ajuste (α) - para $r = 1$					
	(1)		(2)		
	unrestricted		restricted		
Variable	Coef.	Desv.Est.	Coef.	Desv.Est.	
pbi^{ARG}	-0,16	0,03	-0,16	0,03	
$agrindex$	0,12	0,11	0	0	
Autovectores (β)					
Variable	Coef.	Desv.Est.	Coef.	Desv.Est.	
pbi^{ARG}	1	0	1	0	
$agrindex$	-0,25	0,05	-0,23	0,05	
t	-0,01	0,00	-0,01	0,00	

Nota: se incluyeron, en forma irrestricta, las variables binarias centradas y variables dicotómicas impulso para 1991Q1 (inicio de la convertibilidad) y 2002Q1 (*default* de la deuda y devaluación del peso). t =tendencia lineal.

La hipótesis nula de no cointegración fue rechazada. Por lo tanto, se detecta una única relación de cointegración entre $agrindex$ y pbi , ya que en el test de rango se concluyó que $r=1$. Este resultado implica que estas series tienen una relación a largo plazo, comparten una tendencia estocástica en común, y al menos una de ellas se ajusta a la dinámica de equilibrio.

Una vez determinado el rango de cointegración, se procedió a estimar un VAR cointegrado. En la Tabla 4.3 también se muestran los coeficientes de ajuste (α) y los autovectores (β). A partir del VAR cointegrado irrestricto estimado, se encontró que el coeficiente de ajuste de $agrindex$ no era significativo, lo cual implicó que los precios agropecuarios eran débilmente exógenos. Si bien la exogeneidad de los precios de las materias primas era esperada, este resultado es igualmente interesante, ya que se construyó un índice agregado que utiliza ponderadores actualizados de acuerdo con la participación en las exportaciones. Por lo tanto, dado que los precios de las materias primas no se ajustaron a la relación a largo plazo, un modelo condicional del PBI en función de $agrindex$ es válido de estimar. Una vez que se impuso la restricción del coeficiente de ajuste no significativo, se estimó el siguiente modelo condicional:

$$pbi_t = constante + \underset{(0,05)}{0,23}agrindex_t + \underset{(0,00)}{0,01}t \quad (4.11)$$

Durante el período de análisis, el PBI de la Argentina se ajustó un 14% para corregir los desequilibrios en el primer trimestre. El PBI depende positivamente de los precios

agropecuarios a largo plazo. Un incremento de un 1 % en los precios internacionales resultan en un aumento de aproximadamente el 0,23 % en el PBI. Por otra parte, los resultados muestran una tendencia determinística positiva y significativa dentro del espacio de cointegración implicando que estas variables crecen con tasas diferentes (el PBI crece a una tasa mayor que los precios de las *commodities* en el largo plazo).

También se realizó una prueba de causalidad en sentido de Granger. La hipótesis nula de no causalidad no fue rechazada en la ecuación de precios de materias primas⁹, pero sí lo fue en la ecuación del PBI a niveles tradicionales de significatividad, como era de esperar¹⁰. Por lo tanto, los precios agropecuarios causan en sentido de Granger el PBI de la Argentina.

4.4.2. Codependencia

Con el objetivo de estudiar el comovimiento entre el crecimiento económico y la variación en los precios de las materias primas, en esta sección se evaluó la codependencia.

Engle & Kozicki (1993) indicaron que un factor común de correlación serial (*serial correlation common feature*, SCCF) es una forma fuerte de codependencia. Esta idea fue tomada de Vahid & Engle (1993), quienes desarrollaron un test para estudiar ciclos comunes y un procedimiento para estimar el número de ellos ante la existencia de tendencias comunes. Como se mostró en la sección anterior, las series analizadas, al estar cointegradas, comparten una tendencia estocástica común.

Siguiendo a Vahid & Engle (1993), se puede restringir la representación dinámica de y_t si Δy_t comparte ciclos comunes, esto es, si existe una combinación lineal ruido-blanco de las series Δy_t . La existencia de ciclos comunes impone restricciones adicionales cruzadas entre las ecuaciones del modelo VEC. Estas combinaciones lineales ruido-blanco pueden ser expresadas como un vector de cofactores.

Por lo tanto, si las variables contenidas en el vector y_t están cointegradas (como se mostró en la sección anterior), se puede obtener el siguiente modelo VEC:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

donde $\Pi = \alpha\beta'$ es la matriz de largo plazo con rango reducido, α contiene los coeficientes de ajuste y β , los coeficientes de largo plazo.

Entonces, se procede a evaluar la existencia de ciclos comunes a partir de imponer restricciones adicionales sobre el modelo VEC representado por la Ecuación 4.12. La forma reducida del VEC, que contiene el factor común, puede ser expresada del siguiente modo:

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p^* \Delta y_{t-p} + \alpha\beta'^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

⁹ $\chi^2(5) = 3,56$, p -valor = 0,62

¹⁰ $\chi^2(5) = 18,22$, p -valor = 0,00

donde Γ^* y β^* representan las particiones de Γ y de β , respectivamente, correspondientes a las $n - s$ ecuaciones de la forma reducida del modelo VEC y s es el número de vectores de cofactores linealmente independientes. Esta representación de forma reducida permite ganancias de eficiencia debido a los ciclos comunes. En este caso, se seleccionó una longitud de rezago de $p = 4$.

Una forma de evaluar la existencia de s es usar un análisis de correlaciones canónicas (ver [Vahid & Engle, 1993](#); [Vahid & Issler, 2002](#)). La hipótesis nula es que las primeras menores correlaciones canónicas s equivalen conjuntamente a cero y el estadístico de contraste es $-(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$, donde λ_i^2 son las menores correlaciones canónicas al cuadrado entre $\{\Delta y_t\}$ y $\{\alpha' y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}\}$ y tiene una distribución límite χ^2 con $s^2 + snp + sr - sn$ grados de libertad (g.l.). Sin embargo, este enfoque requiere el supuesto de homocedasticidad de los datos. Si esto no se cumple, el Método Generalizado de Momentos (MGM) es más robusto, dado que la inferencia se puede realizar con estimaciones robustas por heterocedasticidad y autocorrelación (errores estándares HAC) de las matrices de varianzas y covarianzas (ver [Vahid & Issler, 2002](#)). El vector de instrumentos Z_{t-1} comprende las series $\alpha' y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$.

Mediante el análisis de correlaciones canónicas, no se encontró evidencia de un ciclo común durante el período analizado, ya que la hipótesis nula de una forma fuerte de ciclo común entre *agrindex* y *pbi* fue rechazada, como se muestra en la Tabla 4.4.

Tab. 4.4: Análisis de ciclos comunes

período	1980Q1-2013Q4			2000Q1-2013Q4		
Hipótesis nula	C(p,s)	g.l.	p -valor	C(p,s)	g.l.	p -valor
$s > 0$	36,37	8	0,000	2,16	8	0,976
$s > 1$	97,34	18	0,000	38,94	18	0,003

Para todo el período de análisis, la hipótesis nula de que la dimensión del espacio de cofactores es, al menos, s (o que existen a lo sumo $n - s$ ciclos comunes), fue rechazada. Dado que la existencia de un único ciclo común durante este período puede ser difícil de suponer, también se analiza si *agrindex* y *pbi* comparten un ciclo común durante ciertos períodos de la muestra. En particular, se encontró que el PBI de la Argentina tuvo un ciclo común con los precios de los productos agropecuarios en el período 2000-2013, el cual incluye la crisis de 2008-2009.

4.4.3. Sincronización

Dado que suponer la existencia del ciclo común durante todo el período puede ser muy restrictivo, vale la pena preguntarse durante qué proporción de tiempo concuerdan los diferentes ciclos de forma simultánea en la misma fase. Esto es, si ambos ciclos están sincronizados durante todo el período o durante algunos períodos en particular. La

sincronización puede medirse a partir del índice de concordancia. Siguiendo a [Harding & Pagan \(2002\)](#), en el caso bivariado (en el que x_t es el PBI real e y_t equivale a los precios de los productos agropecuarios, todos en logaritmos y con un tamaño muestral de T), el índice de concordancia puede escribirse de la siguiente forma:

$$\hat{I} = 1 + 2\hat{\rho}_S (\hat{\mu}_{S_X} (1 - \hat{\mu}_{S_X}))^{1/2} (\hat{\mu}_{S_Y} (1 - \hat{\mu}_{S_Y}))^{1/2} + 2\hat{\mu}_{S_X}\hat{\mu}_{S_Y} - \hat{\mu}_{S_X} - \hat{\mu}_{S_Y}$$

S_X y S_Y son variables binarias que identifican las fases de expansión de x_t y y_t , $\hat{\mu}_{S_X}$ y $\hat{\mu}_{S_Y}$ son los promedios muestrales de S_X y S_Y ; y $\hat{\rho}_S$ es el coeficiente de correlación estimado entre S_X y S_Y . Por lo tanto, $\hat{\rho}_S = 1$ corresponde al índice de concordancia de 1 y $\hat{\rho}_S = -1$ corresponde al índice de concordancia de cero. Entonces, el índice de concordancia tiene un valor máximo igual a 1 cuando $S_X = S_Y$ e igual a cero cuando $S_X = (1 - S_Y)$.

El índice de concordancia estimado (\hat{I}) entre ciclos indica que los precios y el PBI están en la misma fase durante casi la mitad de toda la muestra ($\hat{I} = 0,49$). Sin embargo, si restringimos la muestra al período comprendido entre 2002Q1 y 2013Q4, se observa que los ciclos parecen estar sincronizados, ya que están un 68 % del tiempo en la misma fase.

Además, se puede evaluar estadísticamente la hipótesis nula de no sincronización multivariada fuerte o *Strong Multivariate Non-Synchronization* (SMNS) como proponen [Harding & Pagan \(2006\)](#). Bajo la hipótesis nula de SMNS, el estadístico de contraste resulta:

$$W = \sqrt{T}g \left(\{S\}_{t=1}^T \right)' \hat{V}^{-1} \sqrt{T}g \left(\{S\}_{t=1}^T \right)$$

Este estadístico tiene una distribución asintótica $\chi_{(n-1)}^2$, $g \left(\{S\}_{t=1}^T \right) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h_t(S_t)$ y $h_t(S_t) = [-i_n \quad I_{n-1}] \begin{bmatrix} S_{1t} \\ S_{nt} \end{bmatrix}$, donde $-i_n$ es un vector de unos, e I_{n-1} es una matriz identidad.

Se evaluó la hipótesis nula de SMNS, que se rechazó ($W = 0,09$, p -valor = 0,77) al no haber evidencia estadística de una fuerte sincronización bivariada entre estas dos.

4.5. Comparación con la economía chilena

En esta sección se analizan, para el caso de Chile, los ciclos del precio internacional del cobre (*commodity* relevante para la economía chilena) y de su producto bruto interno, así como su grado de sincronización. Resulta interesante analizar el caso chileno ya que su estructura exportadora está fuertemente concentrada en los minerales (principalmente el cobre). Su comparación con los resultados obtenidos para el caso argentino puede ser de utilidad para medir los distintos grados de dependencia entre los ciclos de los precios internacionales de las *commodities* y los ciclos económicos.

Chile tiene una larga tradición como productor y exportador de minerales, fundamentalmente de cobre. En 2013, concentró cerca del 32 % de la producción mundial de cobre, lo cual lo convirtió en el principal productor del mundo¹¹.

A diferencia de la Argentina, Chile creó en 1985 el Fondo de Estabilización de los Ingresos del Cobre, que fue reemplazado en 2007 por el Fondo de Estabilización Económica y Social. Su principal objetivo es “financiar eventuales déficits fiscales y realizar amortizaciones de la deuda pública, contribuyendo así a que el gasto fiscal no se vea mayormente afectado por los vaivenes de la economía mundial y la volatilidad de los ingresos que provienen de los impuestos, el cobre y otras fuentes” (Ministerio de Hacienda, Gobierno de Chile, 2016)¹².

Los fondos de estabilización junto con un Banco Central que opera bajo la flotación libre del tipo de cambio y que permite que el peso chileno aumente o disminuya de acuerdo con la cantidad de dinero que entra y sale de la economía permiten reducir el impacto de la volatilidad de los precios en el gasto fiscal.

En este sentido, De Gregorio & Labbé (2011) mostraron que la economía chilena se ha vuelto cada vez más resistente contra las crisis de los precios internacionales del cobre en los últimos años. A su vez, el tipo de cambio ha cumplido un rol como un amortiguador de los *shocks* externos.

Por lo tanto, resulta interesante analizar la relación entre la economía chilena y el precio del cobre y, de esta manera, comparar estos datos con los resultados obtenidos en el caso argentino.

Para comparar los resultados anteriores se utilizó el mismo tamaño muestral (1980Q1 a 2013Q4). El PBI de Chile (pbi^{CHI}), expresado en términos reales, y el precio del cobre (p^{co}), medido en dólares estadounidenses y deflactado por el IPC de Estados Unidos, fueron obtenidos del *International Financial Statistics* (IFS). Las series fueron desestacionalizadas usando X12-ARIMA¹³ para analizar sus propiedades cíclicas, excepto cuando se requirió la estimación de algún modelo. La Figura 4.6 ilustra la evolución del precio real del cobre y crecimiento anual del PBI de Chile.

Al igual que en el caso argentino, una vez aplicados los distintos enfoques de extracción del ciclo, se encontró que éstos eran asimétricos. Las contracciones fueron de mayor duración en el precio del cobre y las expansiones más duraderas en el caso del PBI.¹⁴

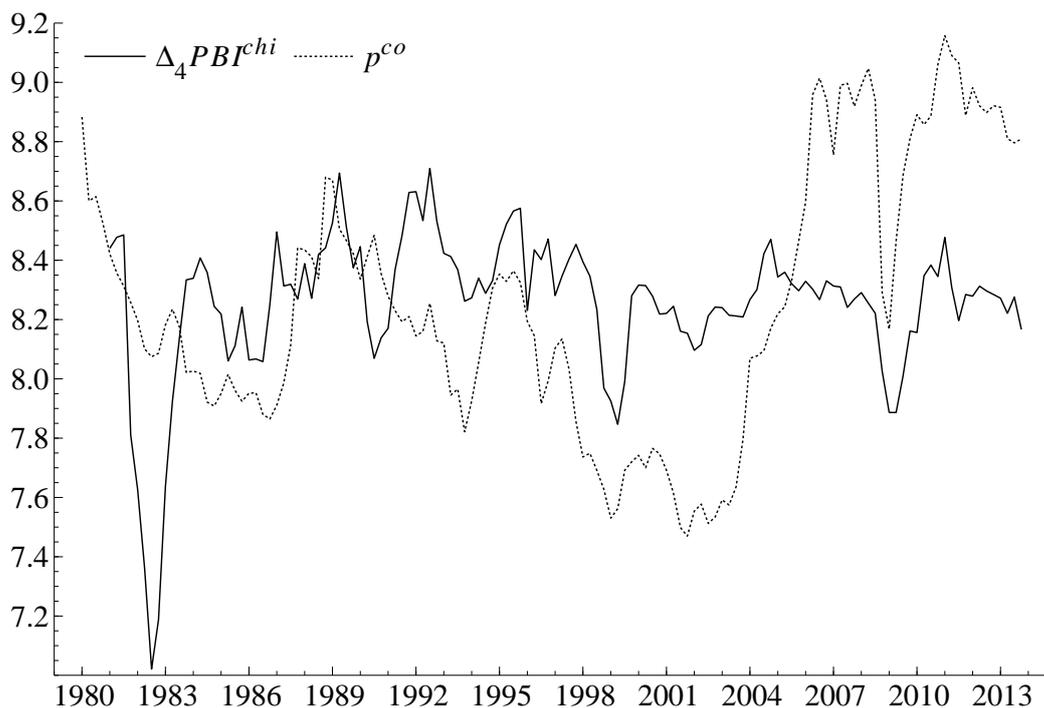
¹¹ World Bureau of Metal Statistics.

¹² Recuperado de <http://www.hacienda.cl/fondos-soberanos/fondo-de-estabilizacion-economica-y.html> en enero de 2016.

¹³ Los resultados no difieren considerablemente si se utiliza un filtro de Kalman para desestacionalizar la serie.

¹⁴ Las figuras correspondientes a los distintos ciclos extraídos no son reportadas, pero pueden ser consultadas a la autora.

Fig. 4.6: Precio real del cobre y crecimiento del PBI de Chile (en logaritmos)



Las distintas metodologías de extracción del ciclo identificaron ciclos con una duración promedio de 9 años en el PBI. Sin embargo, el precio del cobre mostró mayor volatilidad que los precios de los productos agropecuarios (con un desvío estándar en torno a 0,16).

En el caso chileno, no se encontraron pruebas de una tendencia estocástica común (cointegración) entre el precio del cobre y el PBI, tal como se reporta a partir del análisis de cointegración en la Tabla 4.5.

Tab. 4.5: Análisis de cointegración

r	$p - r$	autovalor	traza	p -valor
0	2	0,11	19,14	0,279
1	1	0,03	4,20	0,714

Nota: se incluyeron, en forma irrestricta, las variables estacionales binarias centradas y variables dicotómicas impulso para 1981Q4, 1982Q3, 1988Q4, 2006Q2 y 2008Q4.

Sin embargo, los ciclos estuvieron más sincronizados aún que en el caso argentino. A partir del cálculo del índice de concordancia, se encontró que desde inicios de los 2000 los ciclos del precio del cobre y del PBI chileno estuvieron el 80% del tiempo en una misma fase. A su vez, cuando aplicó el test de SMNS de [Harding & Pagan \(2006\)](#) se rechazó la hipótesis nula ($W = 6,23$, p -valor=0,01), encontrando evidencia de una fuerte sincronización bivariada entre el ciclo del precio del cobre y del PBI chileno.

4.6. Conclusiones

Los auges y las caídas de los precios de las *commodities* representan un desafío para los gobiernos de países exportadores de materias primas, siendo conveniente asegurarse que el ingreso de divisas tenga un componente de ahorro en los momentos de reversión del ciclo. En este aspecto, el rápido crecimiento económico de países exportadores de materias primas, como la Argentina o Chile durante la última década, se asoció usualmente al *boom* exportador de materias primas.

La magnitud del impacto económico que puede tener una reversión del ciclo está explicada, al menos en parte, por el grado de sincronización existente entre los precios internacionales de las materias primas y el ciclo económico del país en cuestión. Por lo tanto, en este capítulo se examinó la relación empírica entre los precios de los productos agropecuarios y el ciclo de crecimiento económico de la Argentina durante el período 1980-2013 en frecuencia trimestral. Luego se comparó esta relación con el caso chileno, en el cual se estudió la relación entre el PBI y el precio del cobre.

Chile constituye un caso interesante de análisis y comparación con la economía argentina ya que presenta una estructura exportadora fuertemente concentrada en los minerales (principalmente el cobre). Esta comparación permitió evaluar los distintos grados de dependencia entre los ciclos de los precios de las *commodities* y los ciclos económicos.

Se utilizaron tres metodologías concernientes con el proceso de extracción y medición de tendencias y ciclos: el enfoque tradicional, el enfoque basado en filtros y el enfoque de descomposición de componentes no observables. Los resultados indicaron que los ciclos fueron asimétricos con contracciones más largas en el caso de los precios de las materias primas y con expansiones más duraderas en el caso del PBI.

A su vez, se evaluó la presencia de factores comunes, como una tendencia o un ciclo común. Se encontró que los precios agropecuarios y el PBI de la Argentina estuvieron cointegrados (compartieron una tendencia estocástica común), considerando también la existencia de una tendencia lineal determinística dentro del espacio de cointegración. Por lo tanto, los precios y el PBI tuvieron una relación a largo plazo, en la cual el PBI se ajustó un 14% para corregir los desequilibrios en un trimestre y dependió positivamente de los precios internacionales de las materias primas.

Por otra parte, también se encontraron pruebas de un ciclo común en la Argentina en la última década. En el caso de Chile, si bien no se encontró una tendencia común entre el precio del cobre y su PBI, se encontró un alto grado de sincronización entre los ciclos de estas series. Esto se estudió particularmente durante la última década en la cual estos ciclos estuvieron un 80% del tiempo en la misma fase. Este resultado está en línea con aquellas nuevas explicaciones que sugieren que las economías dependientes de las materias primas han experimentado fases de crecimiento económico, principalmente debido al *super boom* de los precios de las *commodities* en la última década.

5. EFECTOS DE LOS PRECIOS DE LAS *COMMODITIES* EN EL TIPO DE CAMBIO REAL

El último *boom* en los precios de las *commodities* implicó una nueva realidad para las economías en desarrollo que producen y exportan materias primas. El crecimiento resultante en estas exportaciones fue una bendición para muchos de aquellos países que enfrentaron un *shock* positivo (e inusualmente duradero) de altos precios internacionales de *commodities*. Sin embargo, esto también implicó algunos efectos secundarios importantes sobre el tipo de cambio y, a través de este, sobre la estructura económica.

Los *shocks* en los precios de las *commodities* se transmiten a la economía a través de, al menos, dos canales diferentes: el canal fiscal (porque el aumento de los precios de las materias primas incrementa los ingresos del gobierno, principalmente a través de la recaudación de los impuestos a la exportación) y el mercado de divisas. Este capítulo se centró en el estudio de este último canal, si bien se consideró el posible efecto del gasto público sobre el tipo de cambio real.

Por ello, primero se investigó el tipo de cambio como vínculo decisivo entre la economía doméstica y la internacional para entender cómo los precios internacionales de las materias primas pueden afectar las variables domésticas. El estudio de este canal permitirá evaluar una hipótesis común de que la abundancia de los recursos naturales y, por ende, el incremento de las exportaciones de *commodities*, tiene un impacto negativo sobre el crecimiento económico, debido a la “enfermedad holandesa”.¹ Según dicha hipótesis, los países con abundantes recursos naturales generan considerables beneficios para sus productores. Esto tiene dos grandes efectos: una apreciación del tipo de cambio real y un incremento en el rendimiento de la producción de estos bienes en relación con otros bienes transables. Por lo tanto, no existen incentivos para invertir en otros bienes transables, lo que resulta en una economía altamente concentrada en la producción y en la exportación de *commodities*. Algunos estudios empíricos, sin embargo, sugieren que dicha relación negativa no existe en la práctica, o que, incluso, puede ser significativamente positiva (ver [Brunnschweiler & Bulte, 2008](#); [Alexeev & Conrad, 2009](#); [Van der Ploeg & Poelhekke, 2009](#)).

¹ Se conoce como “enfermedad holandesa” a los efectos adversos derivados de un aumento significativo en el ingreso de divisas de un país, originado por el auge de las exportaciones primarias. Este término surgió a fines de la década del 60 cuando los Países Bajos experimentaron un aumento de la riqueza producto del descubrimiento de un gran yacimiento de gas natural cerca del Mar del Norte. El mayor ingreso de divisas, apreció el tipo de cambio perjudicando de este modo las exportaciones no asociadas al recurso natural por lo que el resto de los bienes y servicios vieron afectadas su competitividad.

En ese sentido, la Argentina se puede considerar un caso interesante de estudio, debido a que su rápido crecimiento económico en la última década ha tendido a ser asociado, al menos en parte, con el *boom* en las exportaciones de materias primas. A lo largo del tiempo, las exportaciones argentinas se concentraron en unas pocas materias primas y en productos ligeramente procesados. En 2011, siete de los diez productos de mayor exportación fueron materias primas que representaron el 38 % del total de las exportaciones de bienes². Al parecer, la economía argentina se benefició del *boom* exportador de la soja (y sus derivados) desde inicio de los 2000, convirtiéndose en la principal fuente de divisas. Al mismo tiempo, luego de la fuerte devaluación que se produjo cuando se abandonó el régimen de convertibilidad, se observó una continua apreciación del tipo de cambio real, junto con un incremento sostenido de las principales exportaciones de materias primas.

Un hecho particular del último *boom* de los precios de las *commodities* en la experiencia argentina es que, mientras los productos relacionados con la soja lideraron las exportaciones y se convirtieron en una fuente importante de ingresos del Gobierno y de las reservas internacionales, las exportaciones petroleras, debido a las políticas nacionales, disminuyeron de tal manera que la Argentina revirtió su superávit comercial de hidrocarburos para convertirse en importadora neta de energía. En este sentido, el auge de las materias primas, si bien resultó positivo en términos generales, encontró efectos estabilizadores debido a la reversión en la posición exportadora de energía. Navajas (2011) argumentó que las importaciones de energía actuaron como un estabilizador del *shock* positivo en los términos de intercambio durante la última década. Por lo tanto, el precio de la soja (principalmente) y del petróleo podrían identificarse como los principales impulsores de los *shocks* en los términos de intercambio. Por otra parte, los cambios observados en los flujos comerciales relacionados con el petróleo plantean la pregunta sobre si ha existido una especie de antídoto contra los efectos de la enfermedad holandesa.

Por lo tanto, este capítulo busca comprender los mecanismos de transmisión de los precios de las materias primas en la economía argentina explorando el primer eslabón en la cadena de efectos para analizar si la economía sufrió síntomas de la enfermedad holandesa. Para ello, es necesario modelar los efectos de los precios sobre el tipo de cambio real y también sobre las exportaciones, y estimar cómo interactúan dichas variables. Debido al comportamiento observado en las importaciones de petróleo, también se analizó su relación con los precios del petróleo y con el tipo de cambio.

Para entender cómo el auge en el precio de las materias primas afectó a la economía argentina, en este capítulo se estudian econométricamente los efectos de los precios de las *commodities* sobre el tipo de cambio real y sobre las exportaciones agrícolas y las importaciones de petróleo. Por lo tanto, se persigue un doble objetivo. Primero, se busca estimar un sistema entre los precios de las materias primas, el tipo de cambio, las exportaciones, el consumo doméstico y la producción agropecuaria. Segundo, dado el fuerte

² Centro de Economía Internacional, Ministerio de Relaciones Exteriores y Culto.

y dramático proceso de reversión de la Argentina como exportadora neta de energía, se estima un sistema entre las importaciones de petróleo, los precios, el tipo de cambio real y el PBI para analizar si los *shocks* extremos negativos, originados por el mismo *boom* de precios de *commodities*, afectaron los términos de intercambio.

Para ello, se siguió el enfoque de cointegración en sistemas propuesto por Johansen (1996). Esta metodología permitió focalizarse en este conjunto de variables (usando sistemas parciales) para evaluar las relaciones a largo plazo sin perder información dada la exclusión de otros potenciales determinantes de las variables involucradas. Además, se pudo identificar qué variables se “ajustaron” y cuáles “empujaron” las diferentes relaciones (evaluando, en consecuencia, exogeneidad débil). También se consideró el uso de diferentes componentes determinísticos (cambios en nivel, tendencias quebradas, etc.) en las relaciones a largo plazo debido a la presencia de cambios estructurales y de régimen en las variables analizadas.

El capítulo se organiza de la siguiente manera: en la siguiente sección, se describe el contexto económico y se discuten los mecanismos de transmisión de los precios de las materias primas sobre el tipo de cambio, las exportaciones y las importaciones. En la sección 3, se describen los datos. En la sección 4, se presenta el enfoque econométrico utilizado para estimar las relaciones a largo plazo. En la sección 5, se discute la especificación de los componentes determinísticos y se presentan los resultados econométricos. En la sección 6, se comentan sobre los principales resultados econométricos y se propone una mirada más cercana sobre los efectos de los precios de las materias primas en el tipo de cambio real, las exportaciones y las importaciones. Finalmente, en la sección 7, se presentan las principales conclusiones.

5.1. El marco económico

Para evaluar los efectos de los precios internacionales de las materias primas en el caso argentino, se adoptó un marco de economía pequeña con una estructura de exportaciones basada en *commodities*. Primero, se estudió el efecto de los precios sobre el volumen de exportaciones y el tipo de cambio real, y cómo estas variables interactuaron.

Se consideró un modelo estándar de exportación de materias primas en el cual las exportaciones fueron el resultado de la diferencia entre la oferta doméstica y la demanda interna de bienes exportables tomando los precios internacionales como dados (ver Corden & Neary, 1982; Corden, 1984; Arize, 1990; Reinhart, 1995, y para el caso argentino ver Ahumada (1996); Catao & Falcetti (2002)). El supuesto de una economía abierta y pequeña implica que esta economía no puede influenciar los precios internacionales de las materias primas, y que las *commodities* producidas en el país y en el exterior son bienes homogéneos. Este supuesto es relevante para la Argentina, ya que puede considerarse tomador de precios para muchas de las materias primas que exporta. Esto es, los precios

de las materias primas se suponen exógenos. Si bien este supuesto podría ser dudoso ya que, por un lado, la participación mundial de la Argentina en la producción y exportación soja se incrementó a lo largo del tiempo y, por otro lado, se utilizó un índice agregado de precios de materias primas ponderando por el volumen de sus exportaciones. En cualquier caso, la exogeneidad débil de los precios fue empíricamente evaluada.

En este contexto, las exportaciones crecen si existe: (a) un incremento en la capacidad del país para producir materias primas, (b) un aumento en el precio internacional de las *commodities* que haga que la producción sea más rentable y que desaliente la demanda doméstica de bienes exportables, y (c) una depreciación del tipo de cambio real, que produzca el mismo efecto que (b).³

El supuesto de país pequeño y abierto también implica que el tipo de cambio real es la fuerza equilibradora cada vez que el precio doméstico de los bienes exportables cambia. Los períodos de exportaciones crecientes de materias primas dan lugar a un mayor ingreso de divisas, lo que resulta en una apreciación del tipo de cambio real. Por lo tanto, el hecho de que, en parte, las exportaciones de materias primas y el tipo de cambio real se determinen simultáneamente implica que deberían ser modelados en forma conjunta.

Se han hecho muchos esfuerzos para modelar empíricamente el comportamiento del tipo de cambio cuando se producen *shocks* en los factores fundamentales (ver [Frankel & Rose, 1995](#); [Froot & Rogoff, 1995](#), para un resumen), como la productividad o el gasto público. Los estudios empíricos difieren respecto de la elección de los fundamentos subyacentes del tipo de cambio real, de la disponibilidad de datos o de la economía analizada.

Como [Chen & Rogoff \(2003\)](#) mostraron, los movimientos en los precios internacionales de *commodities* (exógenos en este caso) explican (y pueden ser útiles en términos de pronóstico) las fluctuaciones del tipo de cambio en economías como Nueva Zelanda y Australia, ya que las materias primas tienen un peso significativo sobre sus balanzas comerciales. Por lo tanto, una mejora en los términos de intercambio ante un aumento en los precios internacionales de las materias primas debería tender a apreciar el tipo de cambio real a través del efecto ingreso en línea con la hipótesis de la enfermedad holandesa.

Por otra parte, un incremento en el consumo doméstico (la suma del consumo privado y el gasto público) puede producir una apreciación del tipo de cambio real. Un aumento en el gasto privado o público eleva el precio relativo de los bienes no transables debido a una mayor demanda por sobre su oferta. Usando datos trimestrales, [Rogoff \(1992\)](#) encontró que el gasto público estaba fuertemente correlacionado con el tipo de cambio, pero no resultaba significativo en las regresiones una vez que se controlaba por los *shocks* en el precio internacional del petróleo. [De Gregorio et al. \(1994\)](#) también encontraron que el gasto público era fuertemente significativo para países de la OCDE. [De Gregorio & Wolf](#)

³ Es decir, dado que el precio de los bienes exportables (x) depende del precio internacional (p^*) y el tipo de cambio (E), este enfoque permite separar el efecto de los precios internacionales y el efecto del tipo de cambio sobre las exportaciones.

(1994) ampliaron este análisis para incorporar los *shocks* en los términos de intercambio que resultaron empíricamente relevantes, si bien los diferenciales en la productividad y en el gasto público también resultaron importantes.

Un incremento en la productividad del sector que produce materias primas puede aumentar el precio relativo de los bienes no transables (apreciar el tipo de cambio real), ya que la productividad incrementa el sesgo hacia los bienes transables. Esto puede ser indicativo de un efecto Balassa-Samuelson. Sin embargo, la evidencia empírica en favor de dicho efecto es más débil de lo que habitualmente se cree (Froot & Rogoff, 1995)⁴.

Fanelli & Albrieu (2013) describieron los hechos estilizados que se observaron durante el auge de los precios de las *commodities* y destacaron el *shock* positivo que la Argentina experimentó en la última década sobre sus términos de intercambio. Aun así, advirtieron sobre el frágil vínculo que podría existir entre los recursos naturales y el crecimiento económico. En su opinión, existen claros síntomas de una maldición de los recursos naturales en la economía, caracterizados por una sobreapropiación de las rentas y un deterioro sistemático en la calidad de las políticas. En consecuencia, los superávits gemelos desaparecieron, la política monetaria abandonó su estrategia de auto-aseguro, la política fiscal se hizo fuertemente procíclica, los subsidios de la energía y del transporte crecieron en forma exponencial derivando en un déficit energético, y la carga fiscal creció junto con mecanismos distorsionantes asociados con una alta inflación doméstica relativa a la externa (Frenkel & Rapetti, 2012)⁵.

Por otra parte, la rápida recuperación económica luego de la crisis de 2001-2002 pudo también deberse no sólo al efecto directo de los precios internacionales favorables de las materias primas, sino también a la expansión en la demanda doméstica agregada (principalmente el consumo privado y el público) que implementó el Gobierno. El sector exportador de materias primas generó grandes beneficios, y se llevó a cabo una redistribución del ingreso, sobre todo gracias al incremento en la recaudación a través de las retenciones a las exportaciones de *commodities*.

Durante el período de auge del precio de las materias primas, la política económica, basada en precios domésticos de la energía y del transporte fuertemente subsidiados, llevó a un gran declive en las exportaciones relacionadas con el petróleo. Esto, como se explicó anteriormente, convirtió a la Argentina en un país importador neto de energía. Para entender el comportamiento de las importaciones de energía y evaluar su relación con el tipo de cambio, se especificó un modelo de demanda de importaciones de petróleo como una típica función de demanda. Esto es, se estudió la relación a largo plazo en la

⁴ Dado que el principal objetivo es estudiar la relación entre los precios de las materias primas y el tipo de cambio real, el foco se puso en un sistema parcial que considerase los determinantes descritos anteriormente. Sin embargo, otros determinantes, como la deuda externa y la inversión extranjera directa, pudieron ser relevantes. El enfoque de cointegración permitió estimar en forma consistente el efecto de los precios de las materias primas sobre el tipo de cambio real, como se explica en la sección 5.4

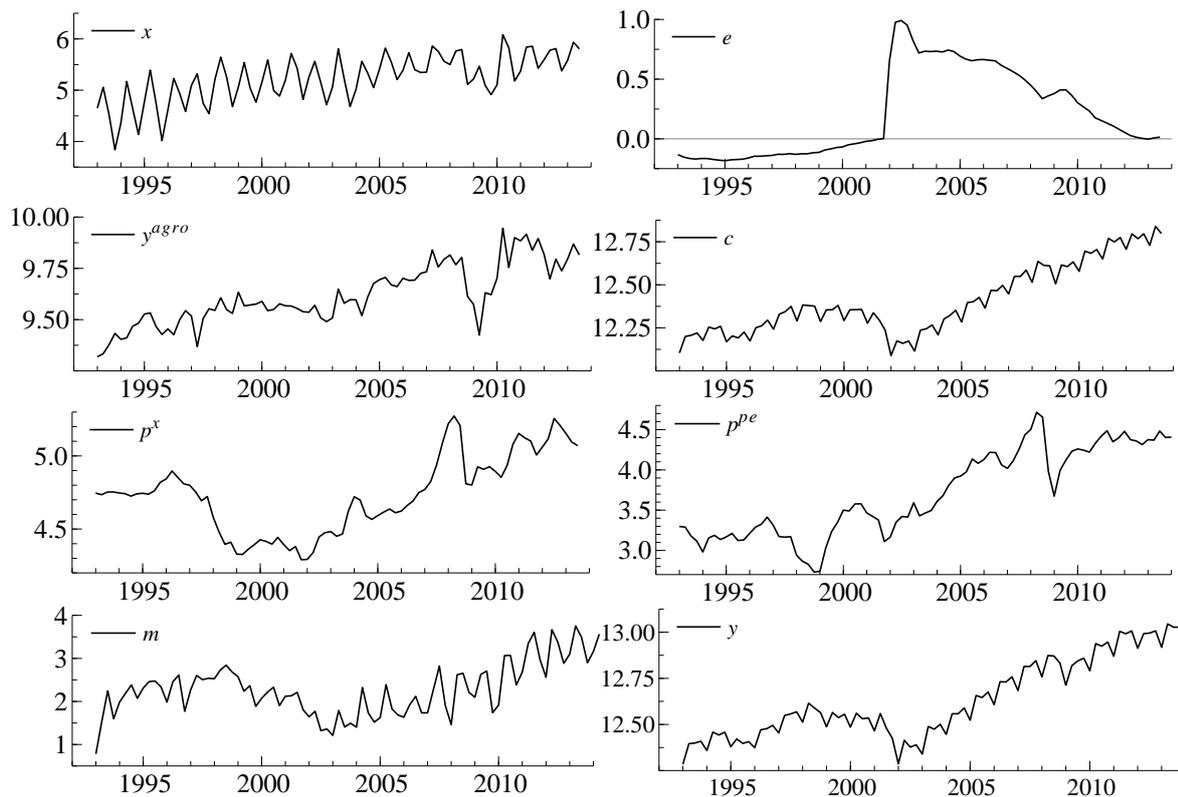
⁵ Ver también Albrieu et al. (2014) para acceder a más investigaciones sobre los recursos naturales y el rol de China en los países de América Latina.

que las importaciones de petróleo y lubricantes fueron explicadas por el PBI (como una *proxy* de la actividad económica), el precio internacional del petróleo (que debería ser considerado como dado en una economía pequeña y abierta) y el tipo de cambio real. El enfoque en sistemas también permitió considerar el efecto potencial de las importaciones de petróleo sobre el tipo de cambio real y, por consiguiente, evaluar si la energía actuó como un estabilizador del gran *shock* positivo de los términos de intercambio.

5.2. Datos

Los datos estudiados son trimestrales entre 1993Q1 y 2013Q4 ($T = 84$). La Figura 5.1 muestra el comportamiento del volumen de exportación de materias primas (x), un índice de precios de materias primas (p^x), el tipo de cambio real bilateral entre el peso y el dólar estadounidense (e), el PBI del sector agropecuario (y^{agro})⁶, el consumo doméstico (d), las importaciones de petróleo de Argentina (m), el producto interno bruto (y) y el precio del petróleo (p^{pe}) (las fuentes y definiciones se reportan en el Apéndice C).

Fig. 5.1: Variables de interés



Como se ilustra en la Figura 5.1, la economía argentina atravesó grandes cambios

⁶ Sólo el PBI del sector agropecuario fue desestacionalizado usando X12-ARIMA debido a la marcada estacionalidad estocástica. Luego se consideró la estacionalidad determinística usando variables estacionales *dummy* centradas en la estimación del sistema.

en su política y en su estructura económica durante las últimas dos décadas. Se pueden distinguir dos períodos de acuerdo con la evolución del tipo de cambio real bilateral peso/dólar que marcó dos diferentes contextos macroeconómicos. Estos períodos también mostraron diferentes comportamientos de los precios de las materias primas. El primer período, entre 1993 y 2001, asimismo se caracterizó por el régimen de convertibilidad que respaldó la base monetaria con reservas internacionales para garantizar la paridad de un peso por un dólar estadounidense, por lo que las variaciones en el tipo de cambio real eran posibles sólo a través de las variaciones en los precios domésticos.

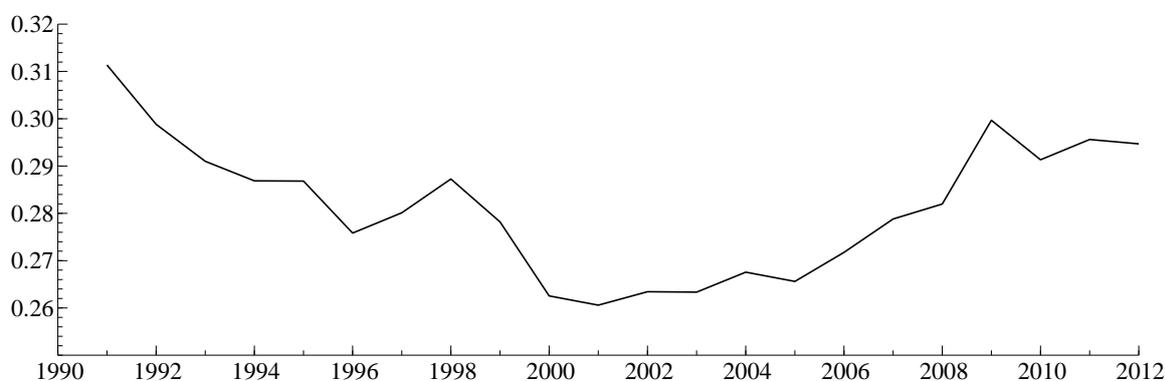
Ese régimen de fijación del tipo de cambio finalmente colapsó en diciembre de 2001, luego del anuncio de *default* por parte del Gobierno sobre su deuda soberana y del abandono de la convertibilidad. El tipo de cambio real aumentó un 93 % en términos trimestrales y comenzó un período de flotación controlada del tipo de cambio.

La gran recuperación de la Argentina desde 2003 coincide con un período de precios internacionales crecientes de las materias primas, alcanzando su valor máximo histórico a mediados de 2008. Por otra parte, se puede observar que la tasa de crecimiento del consumo doméstico (tanto privado como público) se intensificó desde 2003 cuando el nuevo Gobierno impulsó políticas expansivas de demanda.

Vale la pena señalar que la crisis mundial de 2008-2009 afectó a la Argentina a través de los precios de las materias primas, pero no a través de restricciones financieras, ya que no se adquirieron grandes volúmenes de deuda nueva luego del *default*. En este contexto, las políticas fiscales y monetarias expansivas estimularon el crecimiento económico.

Durante la última década de la muestra, las exportaciones argentinas se concentraron más en productos primarios, lo que revirtió la tendencia observada durante los 90, cuando la estructura exportadora tendía a ser más diversificada. En la Figura 5.2 se muestra la evolución del índice Herfindahl-Hirschman de concentración de las exportaciones.

Fig. 5.2: Índice Herfindahl-Hirschman de concentración de las exportaciones.



Si bien durante los 2000, la Argentina, exportadora de materias primas agrícolas, obtuvo ganancias gracias al crecimiento constante en los precios internacionales de las *commo-*

dities, el país se convirtió en un importador neto de energía desde 2011. Esto contribuyó a un gran aumento del gasto público dados los precios domésticos altamente subsidiados de la energía y del transporte. En la Figura 5.1 también se observa una tendencia positiva de las importaciones de petróleo en la segunda mitad de la muestra. En los últimos años, también existió una preocupación creciente sobre los efectos indirectos derivados del desequilibrio en los mercados energéticos que contribuyeron a un debilitamiento sustancial en las condiciones macroeconómicas. Los desafíos planteados por los *shocks* externos negativos podrían ser agravados por los desequilibrios macroeconómicos que la política energética creó. Esta situación llevó a que el país se concentrara en los “nuevos” términos de intercambio, los cuales podrían ser medidos por el ratio entre los precios agrícolas y los del petróleo.

En relación con la agricultura argentina, Bisang (2011) señaló el impresionante incremento en la producción agrícola en los últimos treinta años, basado predominantemente en la incorporación de tecnología en todas sus variantes (biológica, química y organizacional). Este proceso se aceleró a partir de la implementación de un abanico de políticas comerciales y de bioseguridad en la década de 1990, complementado por el sostenido aumento de los precios internacionales, a partir de inicios de la década de 2000. Todo esto generó un cambio estructural sin precedentes en la agricultura de nuestro país, incrementando la competitividad del sector agropecuario. De hecho, según Lema (2010), casi el 70 % del incremento de la oferta agregada de granos y oleaginosas en Argentina entre 1968 y 2008, es atribuible a un aumento de la productividad total de los factores (cambio tecnológico) y el 30 % restante a una mayor intensidad en el uso de los factores de producción. Por lo tanto, un modelo econométrico adecuado que busque explicar el efecto de los precios de las *commodities* sobre la economía deberá considerar la posibilidad de cambios estructurales, inestabilidad en los parámetros estimados o cambios en las tendencias.

A su vez, debido a la inestabilidad económica del período estudiado, la especificación de los componentes determinísticos, tales como tendencias, tendencias quebradas (para reflejar diferentes tasas de crecimiento) o variables *dummy* (sobre todo para controlar valores extremos), así como el modo en que estos ingresaron en el modelo econométrico estimado, son una cuestión clave en la modelación empírica.

En las secciones 5.3 y 5.4 se presentan la metodología econométrica utilizada y los resultados obtenidos, respectivamente, prestando especial atención a la consideración de los cambios estructurales en la estimación.

5.3. Enfoque econométrico

En esta sección se presentan las estimaciones de dos sistemas: un modelo VAR de dimensión 5 para $z'_t = [x_t; e_t; d_t; p_t^x; y_t^{agro}]$ y un modelo VAR de dimensión 4 para $z'_t = [m_t; e_t; y_t; p_t^{pe}]$. Las letras en minúscula denotan sus valores en logaritmos. Dado que las

variables pueden crecer con diferentes tasas determinísticas según los distintos períodos (como se observó en la Figura 5.1), también se utilizaron variables escaleras (*step dummies*) para controlar los efectos.

A partir de la estimación de estos sistemas se intentó determinar las relaciones de cointegración que pueden representar el equilibrio a largo plazo. Una gran ventaja de este enfoque es la propiedad de invariancia de la cointegración en la extensión del conjunto de información (ver Juselius, 2006). Esto implica que, una vez que se encuentra prueba de cointegración, los resultados permanecen válidos si se suman más variables al sistema. Por lo tanto, en este caso habría variables omitidas al adoptar una estrategia de lo particular a lo general. El modelo fue obtenido a partir de las r relaciones de cointegración (las fuerzas endógenas o *pulling forces*) correspondientes a $p - r$ tendencias estocásticas (las fuerzas exógenas o *pushing forces*). Entonces, reescribiendo el VAR como un modelo dinámico en tasas de crecimiento y ajustes de los desvíos del equilibrio se llega al conocido VEC.

$$\Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + \Gamma_1 z_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Aquí z_t es un vector de variables económicas p -dimensional, D_t es un vector $m \times 1$ de m términos determinísticos, $\varepsilon_t \sim Niid(0; \Omega)$ es un vector $p \times 1$ de errores, Δ es el operador de primeras diferencias, α , β son matrices $p \times r$ de coeficientes, Γ_1 es una matriz $p \times p$ de coeficientes de ajuste a corto plazo, Φ es una matriz $p \times m$ de coeficientes, y k es la longitud de rezagos correspondiente al VAR.

Luego de determinar el rango de cointegración, los r vectores columna de β (los auto-vectores) permitieron encontrar las relaciones a largo plazo. Sin embargo, la cointegración en sí no indica qué variable se ajusta para alcanzar el equilibrio. Por lo tanto, son los coeficientes α los que brindan información respecto a cuáles variables se ajustan. A partir de la validez de las restricciones en dichos coeficientes, se evalúa la exogeneidad débil de las variables consideradas, como sugirieron Johansen (1992) y Urbain (1992).

Finalmente, la inclusión de los componentes determinísticos (tendencia, tendencias quebradas y diferentes tipos de *dummies* durante todo el período y los subperíodos) es crítica para determinar el rango ya que pueden afectar fuertemente la distribución asintótica de la prueba de cointegración. En las siguientes secciones se analiza qué componentes determinísticos son adecuados para incluir en los sistemas.

5.4. Resultados econométricos

En esta sección se presentan los resultados del análisis de cointegración que se obtuvieron cuando se consideraron tendencias lineales quebradas y otros componentes determinísticos para la estimación de los dos sistemas parciales descritos en un contexto de considerable inestabilidad en la economía argentina.

Por lo tanto, el propósito de esta sección es discutir cómo se aplica el enfoque econométrico elegido para considerar la posibilidad de efectos simultáneos entre las variables en un contexto argentino de regímenes económicos cambiantes.

5.4.1. Análisis de cointegración

En primer lugar, se introdujeron componentes determinísticos a partir de los datos previamente descritos para estimar el modelo VAR de 5 dimensiones en las exportaciones de materias primas, la demanda doméstica, los precios de las *commodities*, el PBI agropecuario y el tipo de cambio real.

En base al conocimiento previo de los eventos históricamente relevantes y las propiedades temporales de las series, los componentes determinísticos que se introdujeron son los siguientes: i) *dummies* estacionales centradas para controlar los comportamientos estacionales (fijos) observados en x y en d , ii) una tendencia lineal durante la totalidad de la muestra y iii) dos tendencias lineales quebradas durante los períodos 2002Q1-2013Q4 y 2008Q3-2013Q4, respectivamente. A su vez, se incluyó un conjunto de variables *dummy* impulso en el sistema en forma irrestricta⁷. Las tendencias lineales fueron restringidas para entrar en el espacio de cointegración. En el caso analizado, las diferencias en la tendencia determinística aparecieron luego de 2002, cuando comenzó un régimen económico completamente nuevo (se abandonó el régimen de convertibilidad), y desde el tercer trimestre de 2008, cuando comenzó la crisis internacional. También se incorporó (en forma irrestricta) una *dummy* escalera 2002Q1-2013Q4 para permitir cambios en las tasas de crecimiento debido a las condiciones de similitud de la tendencia lineal quebrada, como sugirieron Nielsen & Rahbek (2000)⁸.

En segundo lugar, también se incluyeron variables *dummy* estacionales centradas para el modelo VAR de 4 dimensiones de las importaciones de petróleo, precio del petróleo, producto bruto interno y tipo de cambio real para controlar el comportamiento estacional (fijo) observado en m , y una tendencia lineal durante toda la muestra. A su vez, se incluyó en forma irrestricta un conjunto de variables impulso en el sistema⁹ y se incorporó una variable escalera en el período entre 2002Q1 y 2013Q4, mientras que se incluyó en forma restringida una tendencia lineal en el espacio de cointegración.

Luego de considerar los eventos extraordinarios dentro del período analizado, los criterios de información sugirieron diferentes valores de k para ambos sistemas. El criterio de Schwarz para seleccionar el modelo más parsimonioso sugirió $k = 2$ rezagos. Una

⁷ Se incluyeron las siguientes once variables impulso (la mayoría fue necesaria para controlar los ajustes en el tipo de cambio): 1995Q2, 1997Q2, 2002Q1, 2001Q4, 2002Q3, 2003Q1, 2003Q2, 2008Q4, 2009Q2, 2010Q2 y 2012Q3.

⁸ Inicialmente también se incluyó una *dummy* escalera irrestricta desde 2008Q3, pero resultó no significativa.

⁹ Se incluyeron las siguientes variables impulso (la mayoría de ellas necesarias para controlar los ajustes en el tipo de cambio): 1995Q1, 2002Q1, 2002Q3, 2003Q1, 2003Q3, 2005Q4 y 2008Q4.

vez incluidos los componentes determinísticos, el sistema VAR superó la mayoría de los diagnósticos usuales reportados en la Tabla 5.1. Si bien la hipótesis de homocedasticidad residual es rechazada para el primer sistema, la inferencia estadística es aún válida en el VAR cointegrado (ver Juselius, 2006).

Tab. 5.1: Pruebas de especificación de los modelos VAR(2) irrestrictos

Prueba	Primer Sistema	Segundo Sistema
Autocorrelación	0,91 (0,68)	1,13 (0,26)
Normalidad	15,91 (0,10)	5,87 (0,66)
Heterocedasticidad	1,76 (0,00)	0,94 (0,61)

Nota: los p -valores se reportan entre paréntesis.

Debido a que la distribución asintótica en la prueba de rango depende de los componentes determinísticos incluidos en el modelo (Johansen et al., 2000), se computaron los valores críticos usando la función de superficie de respuesta a partir de un estudio de Monte Carlo. La elección correcta del rango de cointegración, r , influye todo el análisis econométrico subsecuente y puede ser crucial en el posible rechazo de las hipótesis económicas planteadas anteriormente (Juselius, 2006).

La Tabla 5.2 reporta las estimaciones de los autovalores, de λ_i y del percentil 95 de la distribución γ cuando se consideraron dos tendencias lineales quebradas y una variable escalera en las relaciones de cointegración, $C_{0,95}$ (ver Nielsen, 1997; Doornik, 1998).

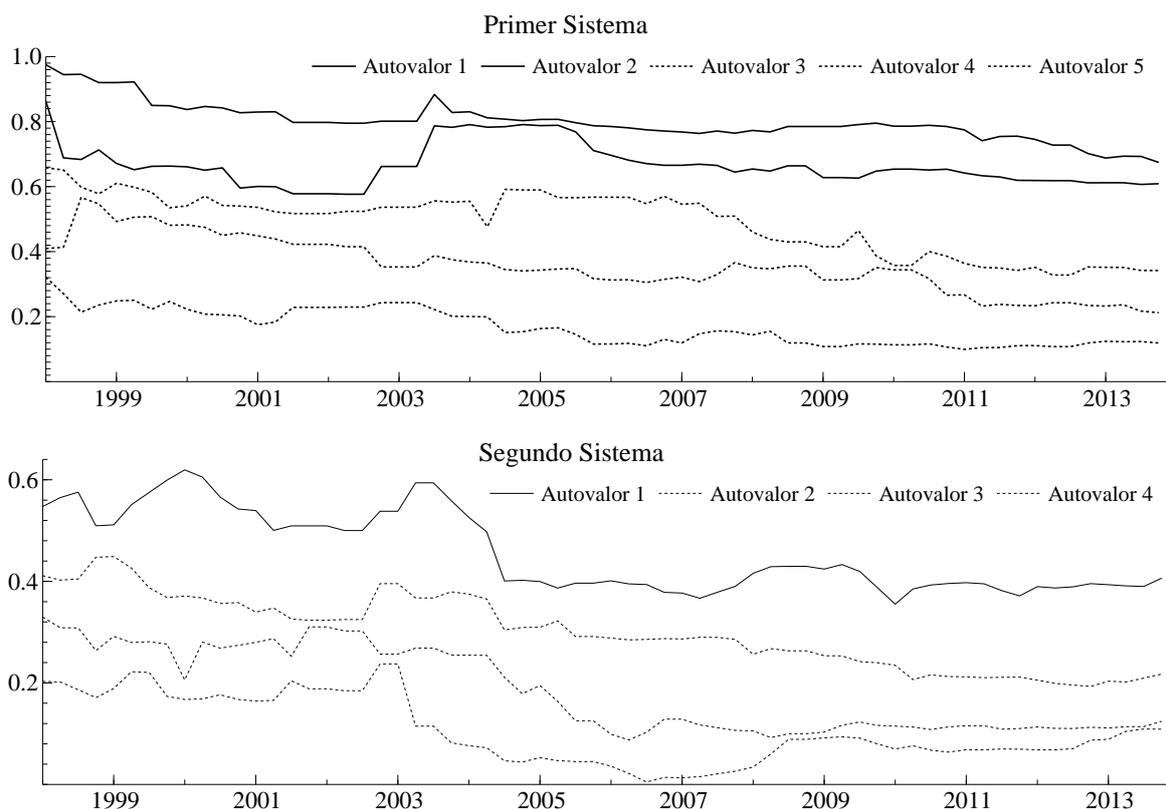
Tab. 5.2: Prueba de rango de cointegración

Primer Sistema					Segundo Sistema				
r	$p - r$	l	λ_i	Prueba	r	$p - r$	l	λ_i	Prueba
0	5	1	0,67	233,32**	0	4	1	0,41	82,17**
1	4	2	0,61	141,24*	1	3	2	0,22	39,96
2	3	3	0,34	64,25	2	2	3	0,12	20,10
3	2	4	0,21	29,95	3	1	4	0,11	9,34
4	1	5	0,12	10,37					

Nota: ** y * indican significatividad al 1% y 5%, respectivamente. Los valores críticos del primer sistema fueron computados usando la función de superficie de respuesta de Johansen, Mosconi y Nielsen (2000). Con un nivel de confianza del 95%, los valores críticos correspondientes son: 125,61 (para $r=0$), 93,64 (para $r=1$), 65,78 (para $r=2$), 41,81 (para $r=3$) y 21,49 (para $r=4$).

Por lo tanto, las pruebas de rango de cointegración indicaron $r = 2$ en el primer sistema y $r = 1$ en el segundo sistema. Esto es, se pueden obtener dos vectores de cointegración, los cuales tienen una interpretación económica adecuada, como se detalla en la sección 5.5. En la Figura 5.3 se pueden observar los autovalores recursivos. Si bien el primer sistema pareciera indicar la existencia de un tercer vector durante la primera mitad de la muestra, este no resultó significativo para todo el período de análisis.

Fig. 5.3: Autovalores recursivos



La Tabla 5.3 reporta los valores de los estadísticos multivariados para evaluar la estacionariedad de las variables incluidas en los dos sistemas. Específicamente, estos estadísticos evalúan la restricción que indica que el vector de cointegración contiene todos ceros, excepto por una unidad correspondiente a la variable designada y un coeficiente irrestricto en la tendencia y las tendencias quebradas.

Tab. 5.3: Prueba multivariada de estacionariedad

	x	e	d	p^x	y^{agro}	p^{pe}	m	y
1° sistema - $\chi^2(3)$	46,45**	31,39**	63,70**	60,21**	44,83**	—	—	—
2° sistema - $\chi^2(4)$	—	36,40**	—	—	—	33,67**	28,96**	32,47**

Nota: ** y * indican significatividad al 1% y 5%, respectivamente.

Todas las pruebas rechazaron la hipótesis nula de estacionariedad. Al ser una prueba multivariada, los estadísticos tuvieron mayor potencia que sus versiones univariadas (ver Apéndice B). También, la hipótesis nula de estacionariedad de una variable determinada en lugar de la de no estacionariedad es una hipótesis nula más atractiva para este tipo de análisis.

Luego de determinar el rango de cointegración, se estimó el VAR cointegrado. El análisis de cointegración procede con la imposición de la estructura económica a largo plazo sobre las relaciones de cointegración irrestrictas. En la Tabla 5.4 se muestran los

efectos a largo plazo del primer sistema, mientras que en la Tabla 5.5 se muestra la relación a largo plazo estimada a partir del segundo sistema.

En la Tabla 5.4 se muestran los coeficientes irrestrictos de los dos vectores de cointegración encontrados en las primeras dos columnas. Luego, se identificaron los parámetros (como se muestra en la Columna 3 y en la 4) mediante la imposición de las siguientes restricciones: restricciones del coeficiente de consumo doméstico y de la tendencia quebrada desde 2002 en el primer vector iguales a cero, y una restricción del coeficiente del PBI agropecuario en el segundo vector igual a cero. El fundamento para la identificación de la estructura a largo plazo responde tanto a cuestiones empíricas como a cuestiones económicas.

Para empezar, se consideró que el primer vector corresponde a una función de oferta excedente de exportables. Por lo tanto, se esperó que el gasto público y privado no fuera un determinante directo a largo plazo del volumen de exportaciones una vez que se controló mediante precios, tipo de cambio real y capacidad productiva representada por el PBI del sector agropecuario. Esto se corroboró ya que el consumo doméstico y, además, la tendencia quebrada desde 2002 no resultaron significativos en la forma reducida. A su vez, la tendencia quebrada mostró el mismo comportamiento que el tipo de cambio real y, cuando se restringió su coeficiente a cero, el tipo de cambio real fue significativo y tuvo el signo esperado.

También se consideró el segundo vector como una ecuación de determinación del tipo de cambio en un sistema parcial. En este vector, las exportaciones, los precios de las *commodities* y el gasto doméstico, pero no el PBI agropecuario, resultaron significativos en la forma reducida.

Una vez que se impusieron las restricciones (que no fueron rechazadas), se obtuvieron los errores estándar de los coeficientes identificados. Luego se impusieron las restricciones sobre los coeficientes de ajuste (α). Resultó útil encontrar variables débilmente exógenas (los precios de las materias primas, las exportaciones y el gasto doméstico) mediante la evaluación de la hipótesis de que ciertas variables no se ajustan a la relación a largo plazo para identificar las tendencias estocásticas comunes.

Luego, en las columnas 5 y 6 se reportaron los coeficientes de ajuste restringidos. Los precios de las materias primas y el consumo doméstico resultaron débilmente exógenos en los dos vectores¹⁰. El volumen de exportaciones tampoco se ajustó en el vector del tipo de cambio real¹¹.

¹⁰ Cada restricción también fue evaluada en forma separada. El ratio de verosimilitud “LR test” en los precios de las *commodities* fue $\chi^2(3) = 2,02$, p -valor= 0,57 y, en el consumo doméstico, fue $\chi^2(3) = 3,99$, p -valor=0,26.

¹¹ Si bien los vectores fueron identificados como ecuaciones de exportaciones y tipo de cambio, respectivamente, el PBI agropecuario también se ajustó en ambos vectores y el tipo de cambio real se ajustó en la función de exportaciones. Entonces, las ecuaciones pueden ser reparametrizadas mediante la normalización de cada una de estas variables y aún pueden tener una interpretación económica.

Tab. 5.4: Vectores de cointegración del primer sistema

Autovectores, β	β y α irrestrictos		β restringidos		β y α restringidos	
	(1) Vector 1	(2) Vector 2	(3) Vector 1	(4) Vector 2	(5) Vector 1	(6) Vector 2
x	1,00	0,05	1,00	0,09 (0,04)	1,00	0,11 (0,04)
e	0,07	1,00	-1,15 (0,17)	1,00	-1,14 (0,17)	1,00
d	0,04	0,60	–	0,59 (0,17)	–	0,55 (0,17)
p^x	-0,23	0,15	-0,42 (0,12)	0,14 (0,04)	-0,42 (0,12)	0,13 (0,04)
y^{agro}	-1,82	0,06	-2,32 (0,21)	–	-2,38 (0,22)	–
t	-0,02	-0,008	-0,01 (0,002)	-0,009 (0,002)	-0,01 (0,002)	-0,01 (0,001)
t_{2002Q1}	0,02	0,01	–	0,01 (0,003)	–	0,01 (0,003)
t_{2008Q3}	0,004	0,003	–	0,003 (0,0005)	–	0,003 (0,0005)
$\chi^2(j)$			1,69			
p -valor			0,43			
j			2			
Coeficientes de ajuste, α						
Variable	(1) Vector 1	(2) Vector 2	(3) Vector 1	(4) Vector 2	(5) Vector 1	(6) Vector 2
x	-1,02 (0,13)	0,88 (0,35)	-0,87 (0,11)	0,03 (0,37)	-0,83 (0,10)	–
e	0,01 (0,01)	-0,26 (0,03)	0,02 (0,01)	-0,25 (0,03)	0,02 (0,01)	-0,27 (0,03)
d	0,01 (0,02)	-0,07 (0,04)	0,01 (0,02)	-0,05 (0,04)	–	–
p^x	0,01 (0,06)	-0,20 (0,16)	0,001 (0,05)	-0,20 (0,17)	–	–
y^{agro}	0,15 (0,06)	0,25 (0,15)	0,15 (0,05)	0,39 (0,15)	0,13 (0,04)	0,41 (0,13)
$\chi^2(j)$			8,53			
p -valor			0,29			
j			7			

Nota: los errores estándar se reportan entre paréntesis. Otras variables irrestrictas incluidas son las *dummies* estacionales centradas, una *dummy* escalera entre 2002Q1-2013Q4 y las mismas variables impulso que en el VAR(2). t =tendencia lineal.

En las dos ecuaciones del primer sistema, los precios de las materias primas y el consumo doméstico resultaron débilmente exógenos. Es decir, estas variables influyeron en la trayectoria estocástica a largo plazo de las otras variables del sistema, mientras que, al mismo tiempo, no fueron influenciadas por las otras.

Tab. 5.5: Vectores de cointegración del segundo sistema

	β y α irrestringidos	α restringidos	β y α restringidos
Autovectores, β			
Variable	(1)	(2)	(3)
m	1,00	1,00	1,00
p^{pe}	0,52 (0,14)	0,51 (0,14)	0,51 (0,14)
y	-1,92 (0,68)	-1,73 (0,65)	-1,86 (0,41)
e	1,39 (0,26)	1,38 (0,25)	1,36 (0,24)
t	0,003 (0,006)	-0,0002 (0,006)	–
$\chi^2(j)$			
p -valor			
j			
Coeficientes de ajuste, α			
Variable	(1)	(2)	(3)
m	-0,95 (0,17)	-0,98 (0,15)	-0,98 (0,15)
p^{pe}	-0,03 (0,08)	–	–
y	-0,01 (0,01)	–	–
e	0,01 (0,01)	–	–
$\chi^2(j)$		1,66	1,74
p -valor		0,65	0,78
j		3	4

Nota: los errores estándar se reportan entre paréntesis. Otras variables irrestrictas incluidas son las *dummies* estacionales centradas, una *dummy* escalera entre 2002Q1-2013Q4 y las mismas variables impulso que en el VAR(2). t =tendencia lineal.

Respecto al segundo sistema, sólo las importaciones de petróleo se ajustaron a las desviaciones de la relación a largo plazo; las otras variables resultaron débilmente exógenas. En particular, no se encontró evidencia de ningún efecto compensador de las importaciones de petróleo sobre la apreciación del tipo de cambio real.

5.5. Efectos de transmisión a largo plazo de los precios de las commodities

Como el principal propósito de este análisis econométrico es entender los efectos de transmisión a largo plazo de los precios de las materias primas sobre el tipo de cambio real y sobre las exportaciones, en esta sección se analizan los resultados encontrados. También se discuten las interacciones entre estas variables y qué variables se ajustaron ante las

desviaciones del estado estacionario.

A partir del primer sistema estimado, se identificaron dos relaciones de largo plazo (cointegración), como se indica a continuación:

$$x_t = c + 1,14 e_t + 0,42 p_t^x + 2,38 y_t^{agro} + 0,01 t \quad (5.2)$$

(0,17) (0,12) (0,22) (0,002)

$$e_t = c - 0,11 x_t - 0,13 p_t^x - 0,55 d_t + 0,01 t - 0,01 t_{2002Q1} - 0,003 t_{2008Q3} \quad (5.3)$$

(0,04) (0,04) (0,17) (0,001) (0,003) (0,0005)

Estas relaciones de cointegración (también reportadas en la Tabla 5.4) muestran los factores que afectaron tanto los volúmenes de exportación como el tipo de cambio real a largo plazo, respectivamente. Pero ¿cuáles fueron las variables que se ajustaron ante desviaciones en cada una de las relaciones a largo plazo? El análisis econométrico de la sección 5.4 permitió evaluar la exogeneidad débil, en lugar de asumir qué variables eran exógenas. Se encontró que la producción agropecuaria y el tipo de cambio real se ajustaron ante desviaciones del estado estacionario en la primera ecuación, además del volumen exportado de materias primas. En la segunda ecuación, tanto el tipo de cambio real como la producción agropecuaria se ajustaron para corregir las desviaciones del equilibrio a largo plazo.

Los precios de las materias primas, al igual que el consumo doméstico, pueden ser considerados como dados en las Ecuaciones 5.2 y 5.3¹². El resultado de la exogeneidad débil de los precios de las materias primas valida el supuesto de país pequeño y mantiene la hipótesis de país tomador de precios. Esto se obtuvo a pesar de la participación creciente de la Argentina en el comercio internacional de soja que podría haber sugerido que los precios no eran exógenos en un modelo de exportación de *commodities*. A su vez, utilizar un índice de precios de materias primas ponderado por las exportaciones, podría haber implicado que los precios no estuvieran exógenamente determinados en el modelo.

El ajuste de más de una variable en cada una de las dos ecuaciones muestra el valor empírico de utilizar un enfoque en sistemas para obtener estimaciones consistentes de los efectos a largo plazo.

A partir de la Ecuación 5.2, se puede observar que el volumen de exportaciones de materias primas depende positivamente del tipo de cambio. Esto es, la depreciación del tipo de cambio real condujo a un incremento en la cantidad exportada de materias primas a medida que las exportaciones argentinas se tornaron más competitivas. También se encontró un efecto significativo y positivo de los precios reales de las *commodities* sobre las exportaciones. Vale la pena notar que las exportaciones fueron más elásticas ante las variaciones en el tipo de cambio real (1,14) que en el precio internacional (0,42).

¹² En cambio, Garegnani (2008) encontró efectos del tipo de cambio sobre el consumo. Sin embargo, la autora modeló el consumo privado, y el tipo de cambio real sólo tuvo efectos a corto plazo.

Por otra parte, se encontró que un incremento en el PBI del sector agropecuario aumentó la oferta de exportaciones de materias primas (la elasticidad fue cercana a 2). También se encontró una tendencia lineal significativa durante toda la muestra. Este resultado indicó que las variables crecieron con tasas diferentes durante todo el período de análisis.

De la Ecuación 5.3 se desprende que el tipo de cambio real dependió negativamente del consumo doméstico. Un incremento en el consumo doméstico (p. ej., del 10%) implica un incremento de los precios de los bienes no transables, que empujó el tipo de cambio real hacia la baja (en un 5,5%). Respecto de los efectos de los precios de las materias primas, se encontró que un incremento del 10% en los precios internacionales de las *commodities* condujo a una apreciación del 1,3% en el tipo de cambio real. En este sentido, una mejora en los términos de intercambio condujo a apreciar el tipo de cambio real, un resultado en línea con la hipótesis de la enfermedad holandesa. Sin embargo, el efecto del consumo doméstico sobre el tipo de cambio también fue significativo siendo su elasticidad mucho mayor que la elasticidad de los precios de las materias primas. Esta mayor elasticidad pudo deberse al efecto de la inflación doméstica sobre el tipo de cambio real asociada con incrementos en el exceso de consumo agregado por sobre el producto potencial.

Por otra parte, no se hallaron pruebas del efecto Balassa-Samuelson cuando se utilizó la producción agropecuaria como una *proxy* (imperfecta) de la productividad de dicho sector. En el caso del tipo de cambio real, se encontraron tres tendencias lineales significativas: una durante toda la muestra y dos tendencias quebradas, desde 2002Q1 (luego del *default*) y desde 2008Q3 (crisis internacional).

En resumen, estos resultados muestran que los precios de las materias primas son la fuerza que influyó en la trayectoria (estocástica) a largo plazo del tipo de cambio y de las exportaciones. Ante incrementos en los precios internacionales, se esperan aumentos en los volúmenes de exportaciones y una apreciación del tipo de cambio real, lo que a su vez desalienta el aumento de las exportaciones. Se encontró este efecto de transmisión durante un período en el cual la demanda agregada fue otra de las variables que empujaron (respecto del equilibrio a largo plazo) el tipo de cambio, conduciendo a una mayor apreciación de este último.

En el segundo sistema estimado, se identificó una única relación a largo plazo:

$$m_t = c - 0,51 p_t^{pe} - 1,36 e_t + 1,86 y_t \quad (5.4)$$

(0,14) (0,24) (0,41)

Las importaciones de petróleo dependieron negativamente del tipo de cambio, es decir, una depreciación del tipo de cambio real llevó a una caída en las importaciones de petróleo en la Argentina¹³. También se encontró un efectivo significativo y negativo del

¹³ El coeficiente estimado permaneció constante cuando se estimó recursivamente el sistema, incluso cuando la balanza comercial de energía se volvió negativa durante la última parte de la muestra.

precio real del petróleo sobre las importaciones. Como en el caso de las exportaciones, las importaciones de petróleo resultaron más elásticas ante las variaciones del tipo de cambio real (1,36) que ante el precio internacional (0,51). Finalmente, un aumento en el producto interno bruto incrementó las importaciones de petróleo (1,86).

Un resultado importante de la estimación de este segundo sistema es que el tipo de cambio no se ajustó a las importaciones de petróleo durante el período analizado¹⁴. Por lo tanto, no hay evidencia de que los altos precios de las materias primas atenuaran el proceso de apreciación del tipo de cambio. El aumento en los precios del petróleo durante el período analizado, en cambio, compensó las ganancias derivadas del desempeño exportador dados los cambios experimentados en la balanza comercial de energía.

5.6. Conclusiones

En este capítulo se estudió econométricamente el comportamiento de los precios de las materias primas y el tipo de cambio real adoptando un enfoque de estimación de sistemas. Esta relación resulta central para muchos países en desarrollo, cuyas economías experimentaron transformaciones profundas como resultado del último *boom* en los precios de las *commodities*. Para los que enfrentaron el *shock* positivo (e inusualmente duradero) causado por los altos precios de las materias primas, el crecimiento resultante en las exportaciones de recursos naturales pudo haber tenido importantes consecuencias derivadas de la apreciación del tipo de cambio. En este capítulo, se estudiaron los mecanismos de transmisión de los precios internacionales en la Argentina.

Al mismo tiempo, para países importadores de *commodities*, el último *boom* representó un deterioro en sus términos de intercambio. Este es también el caso de la Argentina en la medida en que la economía se convirtió en importadora neta de petróleo a partir de 2011.

Se aplicó el enfoque de cointegración de Johansen (1996) para dos sistemas distintos. En el primer sistema se encontraron dos relaciones a largo plazo que pudieron ser identificadas como una función de oferta de exportaciones y una función que determina el tipo de cambio real bajo el supuesto de un país pequeño y abierto. Se evaluó la exogeneidad en lugar de asumir qué variables eran exógenas o no. Con respecto al sistema en su conjunto, sólo los precios de las materias primas y el consumo doméstico resultaron débilmente exógenos.

Los resultados indican que los precios de las materias primas tuvieron un efecto positivo tanto sobre el tipo de cambio real como sobre las exportaciones. En consecuencia, el incremento en los precios aumentó el volumen exportado de materias primas y apreció el tipo de cambio real que, por el contrario, desalentó el crecimiento de las exportaciones.

¹⁴ Este efecto, que puede observarse sólo durante la última parte de la muestra, pudo no ser capturado por estas estimaciones del coeficiente de ajuste del tipo de cambio.

Este resultado está en línea con la hipótesis de la enfermedad holandesa. Sin embargo, este efecto de transmisión se encontró durante un período muestral en el cual el gasto agregado fue otra variable que generó efectos a largo plazo sobre el tipo de cambio real. Así, las políticas expansivas adoptadas por el Gobierno parecen haber conducido a una mayor apreciación del tipo de cambio.

En el segundo sistema se encontró una única relación a largo plazo, que se identificó como una demanda de importaciones de petróleo. En él, las importaciones de petróleo dependen negativamente de su precio internacional y del tipo de cambio real. También se encontró un efecto positivo y significativo de la actividad económica sobre estas importaciones. Sin embargo, no parece haber evidencia sobre el efecto de los volúmenes importados sobre el tipo de cambio real. La apreciación del tipo de cambio real, originada por el *boom* de *commodities*, no pudo ser atenuada por el efecto de las importaciones de energía durante el período de análisis.

En pocas palabras, luego de controlar mediante las variables domésticas, los modelos estimados mostraron cómo los precios de las materias primas fueron una variable clave para entender sus relaciones con las exportaciones de materias primas, con las importaciones de petróleo y, en particular, con el tipo de cambio. De esta forma se analizó un primer y crucial vínculo en la cadena de efectos de los precios de las materias primas en la economía argentina.

6. CONCLUSIONES GENERALES

El principal aporte de esta tesis es metodológico con respecto a la forma de modelar los precios de las *commodities* con fines de explicación y pronóstico.

Primero, se desarrolló un modelo econométrico de determinación de los precios de las *commodities* relevantes para la economía argentina entre 1960 y 2010. Siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, se estimó un modelo de corrección al equilibrio con datos de TSCS que permitió integrar dos clases de explicaciones teóricas sugeridas por la literatura. Por un lado, aquellas en las que se destaca el rol de los factores de los mercados individuales de *commodities*, y por otro lado, aquellas explicaciones más recientes en las que se enfatiza el rol de los determinantes comunes, tales como las variables monetarias o financieras.

El modelo de corrección al equilibrio estimado en esta tesis permitió dar cuenta de varias cuestiones críticas del análisis empírico que no son tenidas en cuenta en los estudios de similares características. Entre ellas, la consideración de un conjunto amplio de potenciales variables explicativas sugeridas por la literatura, la distinción de los efectos a largo plazo de los de a corto plazo, la evaluación de la cointegración bajo la existencia de dependencia cruzada entre los precios de las materias primas, el estudio de la exogeneidad de las variables explicativas, la validez del uso de datos en panel y la estabilidad de los parámetros estimados ante cambios estructurales.

En términos generales, los resultados indicaron que la formación de los precios de las *commodities* para la economía argentina depende, a largo plazo, de los factores de oferta (producción) y demanda (PBI de China) y del tipo de cambio de Estados Unidos. A corto plazo, las variables que resultaron significativas fueron: el crecimiento económico de las economías emergentes (China e India) y de las desarrolladas (países de la OCDE), la variación del tipo de cambio estadounidense, los cambios en los inventarios y las políticas monetarias expansivas de Estados Unidos.

Por otro lado, se evaluó el desempeño de los pronósticos obtenidos con los modelos de corrección al equilibrio de determinación de los precios de los alimentos (principalmente del maíz, de la soja y del trigo) con datos de series temporales. Este ejercicio de pronóstico, en el cual se comparó el desempeño relativo de los modelos basados en fundamentos con otros modelos o mecanismos sugeridos por la literatura, mostró que los modelos que consideraron la interdependencia entre *commodities* ayudaron a mejorar la precisión de los pronósticos. El principal atractivo de los pronósticos a partir de estos modelos econométricos condicionales basados en fundamentos es que permiten realizar proyecciones de

los precios de los alimentos evaluando posibles escenarios futuros en función de diferentes supuestos relacionados con la trayectoria de las variables explicativas de estos modelos.

A su vez, a partir del estudio del proceso de formación de precios de *commodities* o *price discovery*, se evaluó el desempeño de los modelos condicionales que se basan en fundamentos respecto de considerar los precios de los futuros. En esta tesis se consideró que la evaluación empírica de este proceso debe desarrollarse utilizando un enfoque de pronóstico *out-of-sample* en un contexto multivariado. Los resultados mostraron que, en promedio, los precios de los futuros pueden ser los mejores predictores del precio al contado como generalmente se piensa respecto de estos precios, pero las ganancias de pronósticos basados sólo en ellos varían temporalmente. Por lo tanto, se sugiere utilizar también modelos alternativos de pronóstico, como los modelos basados en fundamentos o modelos que consideran los precios de los futuros junto con el efecto de la tasa de interés.

Una vez identificados los factores que afectan a los precios internacionales de las materias primas, se evaluó la relación entre dichos precios y la economía argentina a través de dos vías. Primero, mediante el análisis de las tendencias y ciclos de los precios agropecuarios y del PBI argentino. Segundo, a través de la estimación de los efectos de los precios internacionales de las *commodities* sobre las exportaciones de materias primas, las importaciones de energía y el tipo de cambio real para la economía argentina.

El análisis de la relación empírica entre los precios de los productos agropecuarios y el PBI de la Argentina durante el período 1980-2013 mostró que ambas series estuvieron cointegradas, esto es, tuvieron una relación a largo plazo. A su vez, también se encontraron pruebas de la existencia de un ciclo común en la Argentina en la última década. Este resultado está en línea con aquellas nuevas explicaciones que sugieren que las economías dependientes de las materias primas han experimentado altas tasas de crecimiento económico, principalmente debido al comovimiento ascendente de los precios de las *commodities* en la última década.

Por último, se estudió el efecto de los precios internacionales de las materias primas sobre el tipo de cambio real, como variable de ajuste ante desequilibrios entre la economía interna y la economía internacional entre 1993 y 2013. Para ello, luego de controlar mediante las variables domésticas, el análisis de cointegración en sistemas mostró cómo los precios de las materias primas afectaron positivamente a las exportaciones agropecuarias y negativamente al tipo de cambio real y a las importaciones de petróleo. Por el contrario, la apreciación en el tipo de cambio real, la cual no pudo ser atenuada por el efecto de las importaciones de energía durante la última década, desalentó el crecimiento de las exportaciones .

De esta forma, en el estudio de los mecanismos de transmisión de los precios internacionales de las *commodities* en la economía argentina, se pudo entender cómo el tipo de cambio real representa un primer y crucial vínculo en la cadena de efectos de los precios de las materias primas en la economía argentina. Las futuras líneas de investigación podrían

orientarse a estudiar otros posibles mecanismos de transmisión de los precios internacionales, como el canal fiscal a través de la recaudación de los impuestos a la exportación.

7. Referencias

- Abraham, J. M. & Hendershott, P. H. (1996). Bubbles in metropolitan housing markets. *Journal of Housing Research*, 7, 191–207.
- Ahumada, H. (1996). Exportaciones Argentinas: su comportamiento de largo plazo y su dinámica. Instituto Torcuato Di Tella.
- Ahumada, H. & Garegnani, M. L. (2000). Assessing HP filter performance for Argentina and U.S. macro aggregates. *Journal of Applied Economics*, 3, 257–284.
- Albrieu, R., López, A., & Rozenwurcel, G. (Coord. 2014). Los recursos naturales en la era de China: ¿una oportunidad para América Latina? Serie Red Mercosur, 24.
- Alexeev, M. & Conrad, R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3), 586–598.
- Andrews, D. W. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59, 817–858.
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-group estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, 431–434.
- Arize, A. (1990). An econometric investigation of export behaviour in seven Asian developing countries. *Applied Economics*, 22(7), 891–904.
- Arrufat, J. L., Díaz Cafferata, A. M., & Gastelú, S. (2013). Argentine terms of trade volatility. Handling structural breaks and expectations errors. XLVIII Reunión Anual de la AAEP.
- Arrufat, J. L., Díaz Cafferata, A. M., & Viceconte, J. A. (2011). Terms of trade cycles in extreme land abundant countries, 1870-2009. Spectral analysis. Documentos de Trabajo IAES, Universidad de Alcalá.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (4th ed.). West Sussex: John Wiley & Sons.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.

- Bårdsen, G. (1989). Estimation of long run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), 345–350.
- Bastourel, D., Carrera, J., & Ibarlucia, J. (2008). Precio de los commodities en Argentina: ¿qué mueve al viento? *Ensayos Económicos*, 51, 43–81.
- Bastourel, D., Carrera, J., & Ibarlucia, J. (2010). Commodity prices: structural factors, financial markets and non-linear dynamics. Banco Central de la República Argentina (BCRA).
- Baxter, M. & King, R. G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.
- Bisang, R. (2011). Agro y recursos naturales en Argentina: enfermedad maldita o desafío a la inteligencia colectiva. *Boletín Informativo Techint*, 336, 63–83.
- Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics*, 3(1), 167–179.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253.
- Brunnschweiler, C. N. & Bulte, E. H. (2008). The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings. *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(3), 248–264.
- Bry, G. & Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. NBER.
- Burns, A. F. & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring business cycles*. NBER. New York.
- Byrne, J. P., Fazio, G., & Fiess, N. (2013). Primary commodity prices: Co-movements, common factors and fundamentals. *Journal of Development Economics*, 101, 16–26.
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (2005). General-to-specific modeling: an overview and selected bibliography. FRB International Finance Discussion Paper.
- Canova, F. (2007). *Methods for applied macroeconomic research*, volume 13. Princeton University Press.
- Cashin, P. & McDermott, C. J. (2002). The long-run behavior of commodity prices: small trends and big variability. *IMF Staff Papers*, 175–199.
- Cashin, P., McDermott, C. J., & Scott, A. (2002). Booms and slumps in world commodity prices. *Journal of Development Economics*, 69(1), 277–296.

-
- Castle, J. L., Clements, M. P., & Hendry, D. F. (2014). Robust approaches to forecasting. Department of Economics, University of Oxford.
- Castle, J. L., Doornik, J. A., Hendry, D. F., & Pretis, F. (2015). Detecting location shifts during model selection by step-indicator saturation. *Econometrics*, *3*(2), 240–264.
- Catao, L. & Falcetti, E. (2002). Determinants of Argentina's external trade. *Journal of Applied Economics*, *5*, 19–57.
- Chen, Y. C., Rogoff, K., & Rossi, B. (2010). Can exchange rates forecast commodity prices? *Quarterly Journal of Economics*, *125*, 1145–1194.
- Chen, Y. C. & Rogoff, K. S. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics*, *60*(1), 133–160.
- Christiano, L. J. & Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, *44*(2), 435–465.
- Clark, T. E. & McCracken, M. W. (2011). *Testing for unconditional predictive ability*. Oxford: Oxford University Press.
- Clements, M. P. & Hendry, D. (1998). *Forecasting economic time series*. Cambridge University Press.
- Clements, M. P. & Hendry, D. F. (1999). *Forecasting non-stationary economic time series*. MIT Press.
- Cogley, T. & Nason, J. M. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *19*(1), 253–278.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch Disease economics: Survey and consolidation. *Oxford Economic Papers*, *36*, 359–380.
- Corden, W. M. & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, *92*, 825–848.
- Cuddington, J. T. & Jerrett, D. (2008). Super cycles in real metals prices? *IMF Staff Papers*, 541–565.
- Cuddington, J. T. & Urzúa, C. M. (1989). Trends and cycles in the net barter terms of trade: a new approach. *The Economic Journal*, 426–442.
- Davidson, J. (1998). Structural relations, cointegration and identification: some simple results and their application. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 87–113.

- Díaz Cafferata, A. M., Arrufat, J. L., Anauati, M. V., & Gastelú, S. (2012). Assessing terms of trade volatility in argentina, 1810-2010. a fourier approach to decycling.
- De Gregorio, J., Giovannini, A., & Wolf, H. C. (1994). International evidence on tradables and nontradables inflation. *European Economic Review*, 38(6), 1225–1244.
- De Gregorio, J. & Labbé, F. (2011). *Copper, the Real Exchange Rate and Macroeconomic Fluctuations in Chile*. Central Bank of Chile.
- De Gregorio, J. & Wolf, H. C. (1994). Terms of trade, productivity, and the real exchange rate. NBER Working Paper.
- De Jong, F. (2002). Measures of contributions to price discovery: a comparison. *Journal of Financial markets*, 5(3), 323–327.
- Deaton, A. (1999). Commodity prices and growth in Africa. *The Journal of Economic Perspectives*, 13(3), 23–40.
- Deaton, A. & Laroque, G. (1992). On the behaviour of commodity prices. *The Review of Economic Studies*, 59(1), 1–23.
- Deaton, A. & Laroque, G. (2003). A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis. *Journal of Development Economics*, 71(2), 289–310.
- Diebold, F. X. & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263.
- Doornik, J. A. (1998). Approximations to the asymptotic distribution of cointegration tests. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 573–593.
- Doornik, J. A. & Hendry, D. F. (2009). *Empirical Econometric Modelling, Pc Give 13* (6 ed.), volume I. London: Timberlake Consultants Ltd.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F., & Pretis, F. (2013). Step-indicator saturation. Discussion Paper, University of Oxford.
- Dornbusch, R., Branson, W. H., & Cline, W. R. (1985). Policy and performance links between LDC debtors and industrial nations. *Brookings Papers on Economic Activity*, 303–368.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J.-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51, 277–304.

-
- Engle, R. F. & Kozicki, S. (1993). Testing for common features. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(4), 369–380.
- Ericsson, N. R. (1994). *Testing Exogeneity: An Introduction*. Oxford: Oxford University Press.
- Ericsson, N. R. (2015). How biased are US government forecasts of the federal debt? Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC. *International Journal of Forecasting*, en prensa.
- Ericsson, N. R., Hendry, D. F., & Tran, H.-A. (1994). *Cointegration, seasonality, encompassing, and the demand for money in the United Kingdom*. Oxford: Oxford University Press.
- Ericsson, N. R. & MacKinnon, J. G. (2002). Distributions of error correction tests for cointegration. *The Econometrics Journal*, 5(2), 285–318.
- Erten, B. & Ocampo, J. A. (2013). Super cycles of commodity prices since the mid-nineteenth century. *World Development*, 44, 14–30.
- Fanelli, J. M. & Albrieu, R. (2013). Recursos naturales, políticas y desempeño macroeconómico en la Argentina 2003-2012. *Boletín Informativo Techint*, 340, 17–44.
- Figuerola-Ferretti, I. & Gilbert, C. L. (2005). Price discovery in the aluminium market. *Journal of Futures Markets*, 25, 967–988.
- Figuerola-Ferretti, I. & Gonzalo, J. (2010). Modelling and measuring price discovery in commodity markets. *Journal of Econometrics*, 158(1), 95–107.
- Fortenbery, T. R. & Zapata, H. O. (1993). An examination of cointegration relations between futures and local grain markets. *Journal of Futures Markets*, 13(8), 921–932.
- Fortenbery, T. R. & Zapata, H. O. (1996). Stochastic interest rates and price discovery in selected commodity markets. *Review of Agricultural Economics*, 18(4), 643–654.
- Frankel, J. & Rose, A. (1995). *Empirical Research on Nominal Exchange Rates*, volume 3, (pp. 1689–1729). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Frankel, J. & Rose, A. (2010). *Determination of Agricultural and Mineral Commodity Prices*. Sydney: Reserve Bank of Australia.
- Frenkel, R. & Rapetti, M. (2012). External fragility or deindustrialization: What is the main threat to Latin American countries in the 2010s. *World Economic Review*, 1(1), 37–56.

- Froot, K. A. & Rogoff, K. S. (1995). *Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*, volume 3, (pp. 1647–1688). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Garbade, K. D. & Silber, W. L. (1983). Price movements and price discovery in futures and cash markets. *The Review of Economics and Statistics*, 289–297.
- Gardner, B. L. (1976). Futures prices in supply analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 58(1), 81–84.
- Garegnani, M. L. (2008). *Enfoques alternativos para la modelación econométrica del consumo en Argentina*. Editorial de la Universidad Nacional de La Plata (EDULP).
- Giacomini, R. (2011). *Testing Conditional Predictive Ability*. Oxford: Oxford University Press.
- Giacomini, R. & Rossi, B. (2010). Forecast comparisons in unstable environments. *Journal of Applied Econometrics*, 25(4), 595–620.
- Gilbert, C. (1989). The impact of exchange rates and developing country debt on commodity prices. *The Economic Journal*, 99, 773–784.
- Gilbert, C. (2006). *Trends and volatility in agricultural commodity prices*, (pp. 31–60). Northampton: Edward Elgar Publishing,.
- Gilbert, C. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 398–425.
- Gonzalo, J. & Granger, C. (1995). Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 27–35.
- Grilli, E. R. & Yang, M. C. (1988). Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: what the long run shows. *The World Bank Economic Review*, 1–47.
- Hamilton, J. D. (2009). Causes and consequences of the oil shock of 2007-2008. *Brookings Papers on Economic Activity*, 215–261.
- Hansen, B. E. (2000). Testing for structural change in conditional models. *Journal of Econometrics*, 97(1), 93–115.
- Harding, D. & Pagan, A. (2001). Extracting, using and analysing cyclical information.
- Harding, D. & Pagan, A. (2002). Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381.

-
- Harding, D. & Pagan, A. (2006). Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, 132(1), 59–79.
- Harvey, A. C. & Jaeger, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8, 231–231.
- Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: Determining the contributions to price discovery. *Journal of Finance*, 1175–1199.
- Hendry, D. F. (2000). On detectable and non-detectable structural change. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(1), 45–65.
- Hendry, D. F. (2006). Robustifying forecasts from equilibrium-correction systems. *Journal of Econometrics*, 135(1), 399–426.
- Hendry, D. F., Johansen, S., & Santos, C. (2008). Automatic selection of indicators in a fully saturated regression. *Computational Statistics*, 23(2), 317–335.
- Hendry, D. F. & Santos, C. (2010). *An Automatic Test for Super Exogeneity*. Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle. Oxford: Oxford University Press.
- Hicks, S. J. R. (1946). *Value and Capital: An Inquiry Into Some Fundamental Principles of Economic Theory*. Oxford: Clarendon Press.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1–16.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231–254.
- Johansen, S. (1992). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, 14(3), 313–334.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S., Mosconi, R., & Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *The Econometrics Journal*, 3(2), 216–249.
- Johansen, S. & Nielsen, B. (2009). *An analysis of the indicator saturation estimator as a robust regression estimator*. Oxford: Oxford University Press.
- Jorrat, J. M. (1996). Ciclos económicos y de crecimiento de Argentina y sistema de indicadores coincidente y líder: Período enero 1970-julio 1996. *Kipukamayo*, 25, 40–55.

- Jorrat, J. M. (1998). Indicadores del ciclo económico de Argentina: Situación a noviembre de 1998. *Revista del Instituto de Economía Aplicada*, 1, 12–29.
- Jorrat, J. M. & Cerro, A. M. (2000). Computing turning point monthly probability of the Argentinian economy according to the leading index: 1973-2000. *Estudios de Economía*, 27(2), 279–295.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model. Methodology and Applications*. Oxford: Oxford University Press.
- Keynes, J. M. (1930). *A Treatise on Money: The Applied Theory of Money*. London: Macmillan.
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *The American Economic Review*, 1053–1069.
- King, R. G. & Rebelo, S. T. (1993). Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of economic dynamics and control*, 17(1), 207–231.
- Lanteri, L. (2012). Determinantes de los precios reales de las materias primas agrícolas. el papel de los inventarios y de los factores macroeconómicos (1960-2010). *Lecturas de Economía*, 77, 189–217.
- Lema, D. (2010). Growth and productivity in Argentine agriculture.
- Lescaroux, F. (2009). On the excess co-movement of commodity prices. a note about the role of fundamental factors in short-run dynamics. *Energy Policy*, 37, 3906–3913.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labor. *The Manchester School*, 22, 139–191.
- Lombardi, M. J., Osbat, C., & Schnatz, B. (2012). Global commodity cycles and linkages: a FAVAR approach. *Empirical Economics*, 43(2), 651–670.
- Makridakis, S. & Hibon, M. (2000). The M3-Competition: results, conclusions and implications. *International Journal of Forecasting*, 16(4), 451–476.
- Male, R. (2011). Developing country business cycles: Characterizing the cycle. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47, 20–39.
- Mariscal, R. & Powell, A. (2014). Commodity price booms and breaks: Detection, magnitude and implications for developing countries. Inter-American Development Bank, Research Department.
- Mincer, J. A. & Zarnowitz, V. (1969). *The evaluation of economic forecasts*, (pp. 3–46). NBER.

-
- Mundlak, Y., Larson, D. F., & Butzer, R. (1997). The determinants of agricultural production: a cross-country analysis. The World Bank.
- Navajas, F. (2011). *Energía, maldición de recursos y enfermedad holandesa*, volume 336. Boletín Informativo Techint.
- Nielsen, B. (1997). Bartlett correction of the unit root test in autoregressive models. *Biometrika*, 84(2), 500–504.
- Nielsen, B. & Rahbek, A. (2000). Similarity issues in cointegration analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(1), 5–22.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162.
- Pindyck, R. S. (1994). Inventories and the short-run dynamic of commodity prices. *The RAND Journal of Economics*, 25, 141–159.
- Powell, A. (1991). Commodity and developing country terms of trade: What does the long run show? *The Economic Journal*, 1485–1496.
- Powell, A. (Coord. 2015). The labyrinth: How can Latin America and the Caribbean navigate the global economy. 2015 Latin American and Caribbean macroeconomic report. Inter-American Development Bank.
- Prebisch, R. (1950). *The economic development of Latin America and its principal problems*. United Nations, reimpresso en español en Desarrollo Económico.
- Reboredo, J. C. (2012). Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, 49, 456–467.
- Reichsfeld, D. A. & Roache, S. K. (2011). Do commodity futures help forecast spot prices? International Monetary Fund (IMF).
- Reinhart, C. M. (1995). Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries. *IMF Staff Papers*, 42(2), 290–312.
- Ridler, D. & Yandle, C. A. (1972). A simplified method for analyzing the effects of exchange rate changes on exports of a primary commodity. *IMF Staff Papers*, 559–578.
- Rogoff, K. S. (1992). Traded goods consumption smoothing and the random walk behavior of the real exchange rate. NBER Working Paper.
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 113–144.

- Singer, H. W. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. *The American Economic Review*, 473–485.
- Smith, R. P. & Fuertes, A.-M. (2010). *Panel Time-Series*. London: Birbeck College.
- Spraos, J. (1980). The statistical debate on the net barter terms of trade between primary commodities and manufactures. *The Economic Journal*, 107–128.
- Stein, J. L. (1961). The simultaneous determination of spot and futures prices. *The American Economic Review*, 1012–1025.
- Stock, J. H. & Watson, M. (2009). *Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability*, (pp. 205). Oxford: Oxford University Press.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293–335.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2003). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *Journal of Economic Literature*, 41, 788–829.
- Thirlwall, A. P. & Bergevin, J. (1985). Trends, cycles and asymmetries in the terms of trade of primary commodities from developed and less developed countries. *World Development*, 13(7), 805–817.
- Urbain, J.-P. (1992). On weak exogeneity in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(2), 187–207.
- Vahid, F. & Engle, R. F. (1993). Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, 8(4), 341–60.
- Vahid, F. & Issler, J. V. (2002). The importance of common cyclical features in VAR analysis: a Monte-Carlo study. *Journal of Econometrics*, 109(2), 341–363.
- Van der Ploeg, F. & Poelhekke, S. (2009). Volatility and the natural resource curse. *Oxford Economic Papers*, 61, 727–760.
- Vansteenkiste, I. (2009). How important are common factors in driving non-fuel commodity prices? a dynamic factor analysis. European Central Bank.
- West, K. D. (1996). Asymptotic inference about predictive ability. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 35, 1067–1084.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.

Working, H. (1948). Theory of the inverse carrying charge in futures markets. *Journal of Farm Economics*, 30(1), 1–28.

Yang, J., Bessler, D., & Leatham, D. J. (2001). Asset storability and price discovery of commodity futures markets: a new look. *Journal of Futures Markets*, 21, 279–300.

Apéndices

Apéndice A

BOOTSTRAPPING PARA EVALUAR COINTEGRACIÓN CON DEPENDENCIA CRUZADA

En la formulación de corrección de errores del modelo condicional de rezagos autorregresivos distribuidos, la cointegración puede ser evaluada a partir de la significatividad de la variable dependiente rezagada (o p_{it-1} en el caso de la Ecuación 2.11) usando un estadístico t para el coeficiente estimado.

Originalmente desarrollado para modelos de series de tiempo, [Westerlund \(2007\)](#) propuso estadísticos para datos de panel y derivó los valores críticos asumiendo ausencia de dependencia cruzada y un T grande.¹ Cuando se permite la existencia de dependencia cruzada, como en el caso de esta tesis, este autor sugirió un enfoque *bootstrapping*.

Para el modelo de TSCS ($N = 8$, $T = 48$) estimado en el capítulo 2, la hipótesis nula de independencia cruzada ha sido rechazada, indicando que las correlaciones de los residuos de las ecuaciones de los precios agrícolas no son distintas de cero. Por lo tanto, la hipótesis nula de ausencia de cointegración (un coeficiente de cero para p_{it-1}) debería ser evaluada usando valores críticos obtenidos mediante *bootstrapping*.

En forma similar a [Westerlund \(2007\)](#), en este trabajo se estima el modelo para Δp_{it} bajo la hipótesis nula de no cointegración, pero realizando un re-muestreo de los residuos como sugiere [Hansen \(2000\)](#) para el caso de heterocedasticidad. Los residuos del *bootstrap* (ω_{it}) se obtienen de la siguiente manera:

$$\omega_{it} = e_{it} \times u_{it} \text{ donde } u_{it} \sim iidN(0, 1)$$

donde los residuos de la regresión (e_{it}) se mantienen fijos en sus valores muestrales y las diferentes replicaciones.

Cuando se utiliza el enfoque de Hansen para datos de TSCS de ω_{it} con $u_{it} \sim iidN(0, 1)$, se puede permitir la existencia de heterocedasticidad residual; en particular, se puede mantener la heterocedasticidad grupal, esto es:

$$E \left[T^{-1} \sum_t \omega_{it} \right] = E \left[T^{-1} \sum_t e_{it} u_{it} \right] = T^{-1} \sum_t e_{it} E [u_{it}] = 0 \quad (\text{A.1})$$

¹ Los resultados simulados reportados en dicho trabajo comienzan en $N = 10$ y $T = 100$.

$$E \left[T^{-1} \sum_t \omega_{it}^2 \right] = E \left[T^{-1} \sum_t (e_{it} u_{it})^2 \right] = T^{-1} \sum_t e_{it}^2 E [u_{it}^2] = \hat{\sigma}_i^2 \quad (\text{A.2})$$

cuando $i = 1, 2, \dots, N$ donde $\hat{\sigma}_i^2$ son las varianzas (diferentes por grupo) de los residuos.² Si bien las covarianzas no se pueden mantener con la especificación anterior, una pequeña modificación en la distribución de u_{it} , $u_{it} \sim iidN(1, 1)$ permitirá también la existencia de dependencia cruzada entre los residuos de la regresión. Usando esta distribución para generar ω_{it} , las Ecuaciones A.1 y A.2 se mantienen siempre y cuando se incluyan en las regresiones las constantes para cada uno de los grupos de *commodities* (como en el caso de un modelo de efectos fijos utilizando variables dicotómicas). Entonces,

$$\begin{aligned} E \left[T^{-1} \sum_t \omega_{it} \omega_{jt} \right] &= E \left[T^{-1} \sum_t (e_{it} u_{it})(e_{jt} u_{jt}) \right] = \\ &= T^{-1} \sum_t (e_{it} e_{jt}) E[u_{it} u_{jt}] = T^{-1} \sum_t (e_{it} e_{jt}) E[u_{it}] E[u_{jt}] = \hat{\gamma}_{ij} \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

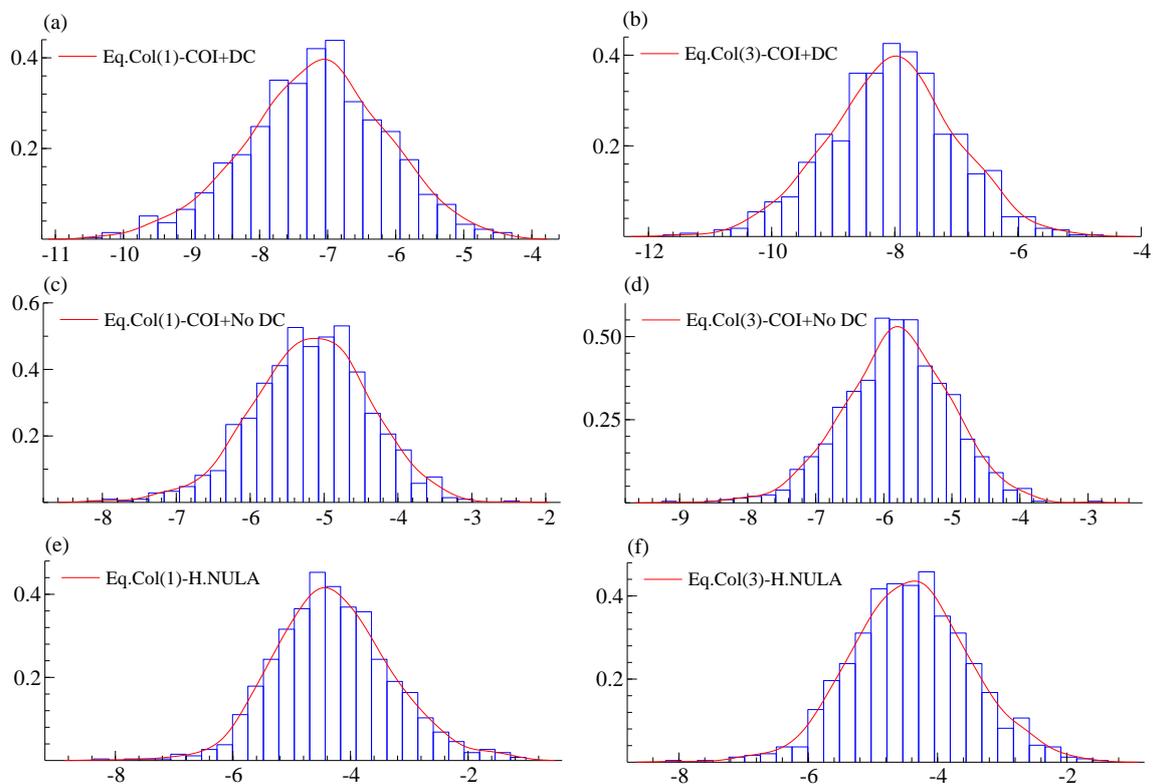
para cada $i \neq j$ donde $\hat{\gamma}_{ij}$ son covarianzas residuales entre grupos. De esta manera, se pueden conservar los pares de dependencia de corte transversal.

En cada caso, se realizaron 1000 replicaciones. Antes de obtener la distribución bajo la hipótesis nula de no cointegración se realizó una simulación bajo la alternativa de cointegración asumiendo el Δp_{it} estimado de las ecuaciones correspondientes a las Columnas (1) y (3) de la Tabla 2.3 como el proceso generador de datos (PGD) y re-muestreando los residuos. Para evaluar el efecto de la dependencia cruzada sobre la distribución de los estadísticos t , las Figuras A.1(a) y (c) correspondientes a la estimación de la Columna (1), y (b) y (d) correspondientes a la estimación de la Columna (3) muestran los estadísticos t bajo la hipótesis alternativa para $\omega_{it} = e_{it} \times u_{it}$, donde $u_{it} \sim iidN(1, 1)$ (para (c) y (d)) y $\omega_{it} = u_{it}$, donde $u_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$, asumiendo $\sigma^2 = \hat{\sigma}^2$ (para (a) y (b)). Esto permite comparar el efecto de la dependencia cruzada para los residuos estimados en muestra finita con el caso hipotético de independencia cruzada bajo cointegración.

El PGD, como sugiere Westerlund (2007), se obtuvo a partir de la estimación de Δp_{it} sin considerar las variables en niveles. Se retuvieron solamente las variables significativas a los niveles tradicionales y se incluyeron los componentes determinísticos requeridos para la especificación adecuada del modelo como un indicador de que forman parte del PGD. A partir del Δp_{it} estimado (fijo a lo largo de las replicaciones) y $\omega_{it} = e_{it} \times u_{it}$ donde $u_{it} \sim iidN(1, 1)$ con e_{it} obtenido de la última ecuación, se obtuvieron Δp_{it} y p_{it} para generar el PGD bajo la hipótesis nula (empezando en cero para cada grupo). Las series fueron utilizadas para estimar los modelos correspondientes a las ecuaciones de las Columnas (1) y (3) de la Tabla 2.3 y calcular los valores t de p_{it-1} bajo la hipótesis nula. La distribución es graficada en las Figuras A.1(e) y (f).

² En forma análoga se mantienen también las varianzas con variación temporal.

Fig. A.1: Distribución *bootstrap* de los estadísticos t bajo cointegración (sin y con dependencia cruzada) y bajo la nula de no cointegración y dependencia cruzada para las ecuaciones de las Columnas (1) y (3) de la Tabla 2.3



Nota: COI = cointegración, DC = dependencia cruzada, H.NULA = hipótesis nula de no cointegración.

Apéndice B

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Tabla B1. Variables variantes en el tiempo y por *commodity* del capítulo 2

Variable	Levin-Lin-Chu		Fisher			
			Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
	$c + t$	c	$c + t$	c	$c + t$	c
p	-0,78	-1,62	11,33	10,68	17,86	12,37
q	-2,56**	-3,46**	34,98**	16,78	49,25**	19,10
inv	-2,56**	-3,31**	46,06**	28,64*	24,65	41,92**
Δp	-10,93**	-11,82**	98,84**	130,57**	197,96**	243,27**
Δq	-7,67**	-8,18**	101,01**	114,83**	312,96**	330,72**
Δinv	-8,54**	-8,50**	114,37**	136,27**	219,69**	256,41**

Notas: La prueba de Levin-Lin-Chu asume un parámetro autorregresivo común para todos los paneles y requiere que $N/T \rightarrow 0$; se reporta el estadístico t ajustado. Las pruebas de tipo Fisher requieren que $T \rightarrow \infty$, ambos fueron realizados con 2 rezagos de longitud, se reporta la inversa del estadístico chi-cuadrado. * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente. c = constante, t =tendencia lineal.

Tabla B2. Variables variantes en el tiempo del capítulo 2

Variable	ADF		PP	
	$c + t$	c	$c + t$	c
y^{china}	-0,56	0,98	-1,05	0,56
e	-1,78	-1,92	-2,37	-2,51
i^{TR}	-1,65	-1,27	-1,73	-1,47
Δy^{china}	-5,24**	-5,35**	-5,24**	-5,35**
Δe	-4,31**	-4,31**	-4,21**	-4,21**
Δi^{TR}	-5,22**	-5,07**	-5,05**	-4,92**

Notas: * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente. c = constante, t =tendencia lineal.

Tabla B3. Término de largo plazo del capítulo 2

Variable	Levin-Lin-Chu		Fisher			
			Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
	$c + t$	c	$c + t$	c	$c + t$	c
$TCE^{(a)}$	-11,85**	-10,84**	61,13**	72,24**	201,38**	219,63**

Notas: Las pruebas de tipo Fisher se realizaron con 2 rezagos de longitud. * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente. (a) TCE = término de corrección de errores. c = constante, t =tendencia lineal.

Table B4. Pruebas de raíz unitaria correspondientes al capítulo 4

Variables (en niveles y diferencias)						
Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
$agrindex$	1	-1,85	9	-1,68	9	0,28***
p^{co}	1	-2,31	2	-2,44	9	0,23***
pbi^{ARG}	8	-1,97	6	-2,22	9	0,18**
pbi^{CHI}	0	-1,98	5	-2,30	9	0,15**
$\Delta agrindex$	0	-9,82***	14	-9,78***	9	0,31
Δp^{co}	0	-8,40***	11	-8,18***	2	0,23
Δpbi^{ARG}	7	-4,51***	6	-9,63***	6	0,19
Δpbi^{CHI}	0	-8,56***	4	-8,74***	6	0,14
Ciclos - HP						
Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
$agrindex$	6	-6,39***	9	-4,05***	6	0,02
p^{co}	1	-5,20***	7	-4,18***	7	0,03
pbi^{ARG}	8	-3,63***	5	-3,85***	8	0,03
pbi^{CHI}	0	-4,08***	2	-4,64***	6	0,03
Ciclos - BK						
Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
$agrindex$	11	-4,46***	2	-3,35**	7	0,03
p^{co}	5	-4,15***	6	-3,10**	6	0,04
pbi^{ARG}	11	-3,99***	4	-3,24**	7	0,04
pbi^{CHI}	6	-2,99**	2	-4,41***	7	0,28
Ciclos - CF						
Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
$agrindex$	—	—	1	-3,29**	7	0,02
p^{co}	—	—	7	-3,61***	6	0,02
pbi^{ARG}	—	—	4	-3,69***	8	0,02
pbi^{CHI}	—	—	1	-3,71***	6	0,03
Ciclos - UC						
Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
$agrindex$	6	-6,46***	6	-4,19***	7	0,03
p^{co}	1	-5,64***	4	-4,50***	6	0,03
pbi^{ARG}	3	-3,33**	6	-2,58*	9	0,08
pbi^{CHI}	9	-7,19***	0	-3,69***	3	0,02

Notas: k = longitud del rezago seleccionado usando SIC, b = ancho de banda seleccionado usando Bartlett kernel. *, ** y *** indican significatividad al 10 %, 5 % y 1 % nivel, respectivamente. ADF = Dickey Fuller Aumentado, PP = Phillips-Perron, KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Se incluyó una constante y una tendencia lineal para las variables en nivel y solo una constante para las variables en diferencia y los componentes cíclicos.

Tabla B5. Estadísticos ADF del capítulo 5 (datos trimestrales, 1993-2013)

Variable	k	$t_{ADF(k)}$	ρ	σ	$t - prob$	AIC	c	t	s
x	2	-3,724**	0,503	0,174	0,048	-3,407	Sí	Sí	Sí
x	2	-2,523	0,840	0,182	0,001	-3,325	Sí	No	Sí
e	1	-1,638	0,955	0,079	0,000	-5,039	Sí	Sí	No
e	1	-1,852	0,955	0,078	0,000	-5,065	Sí	No	No
d	1	-1,641	0,963	0,020	0,000	-7,783	Sí	Sí	Sí
d	1	0,159	1,002	0,020	0,000	-7,755	Sí	No	Sí
p^x	1	-2,422	0,909	0,072	0,002	-5,205	Sí	Sí	No
p^x	1	-1,604	0,950	0,073	0,002	-5,184	Sí	No	No
y^{agro}	3	-4,415**	0,418	0,067	0,038	-5,342	Sí	Sí	No
y^{agro}	1	-2,069	0,877	0,072	0,018	-5,228	Sí	No	No
m	2	-1,376	0,880	0,345	0,000	-2,069	Sí	Sí	No
m	3	0,070	1,005	0,307	0,000	-2,301	Sí	No	No
p^{pe}	1	-3,660*	0,767	0,126	0,001	-4,092	Sí	Sí	No
p^{pe}	2	-1,189	0,967	0,130	0,019	-4,034	Sí	No	No
y	1	-1,663	0,953	0,023	0,006	-7,451	Sí	Sí	Sí
y	1	0,035	1,001	0,234	0,009	-7,428	Sí	No	Sí
Δx	2	-8,306***	-1,020	0,184	0,037	-3,290	Sí	Sí	Sí
Δx	1	-10,16***	-0,608	0,188	0,000	-3,290	Sí	No	Sí
Δe	1	-5,646***	0,312	0,078	0,095	-5,042	Sí	Sí	No
Δe	1	-5,557***	0,334	0,079	0,113	-5,054	Sí	No	No
Δd	3	-2,895*	0,552	0,020	0,096	-7,743	Sí	Sí	Sí
Δd	3	-2,769*	0,585	0,020	0,081	-7,757	Sí	No	Sí
Δp^x	1	-6,437***	0,149	0,073	0,041	-5,186	Sí	Sí	No
Δp^x	1	-6,412***	0,162	0,073	0,046	-5,204	Sí	No	No
Δy^{agro}	3	-5,528***	-0,624	0,074	0,101	-5,142	Sí	Sí	No
Δy^{agro}	3	-5,387***	-0,606	0,075	0,098	-5,083	Sí	No	No
Δm	3	-5,779***	-1,098	0,292	0,010	-2,388	Sí	Sí	No
Δm	3	-5,683***	-1,057	0,293	0,008	-2,396	Sí	No	No
Δp^{pe}	1	-7,224***	0,026	0,131	0,011	-4,015	Sí	Sí	No
Δp^{pe}	1	-7,279***	0,026	0,130	0,010	-4,040	Sí	No	No
Δy	3	-3,078*	0,467	0,023	0,065	-7,424	Sí	Sí	Sí
Δy	3	-3,013**	0,489	0,023	0,065	-7,443	Sí	No	Sí

Notas: las columnas reportan el nombre de la variable examinada, la longitud de rezago seleccionada (k), el criterio de información de Akaike (AIC), el estadístico ADF ($t_{ADF(k)}$), el coeficiente estimado de nivel rezagado que es evaluado (ρ), el error estándar residual de la regresión (σ), la probabilidad asociada al t -estadístico sobre el rezago más largo de la regresión final ($t - prob$), el AIC y las columnas indicando los componentes determinísticos incluidos donde: c (constante), t (tendencia lineal) y s (*dummies* estacionales). ***, ** y * indican significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Apéndice C

FUENTES Y DEFINICIONES DEL CAPÍTULO 5

El índice de precios de materias primas (p^x) y el tipo de cambio real bilateral ente el peso y el dólar estadounidense (e) fueron obtenidos del Banco Central de la República Argentina (BCRA), ambos promediados trimestralmente. El índice de precios de materias primas (IPMP) desarrollado por el BCRA incluye los precios de las *commodities* más representativas de las exportaciones argentinas, usando ponderaciones que se actualizan cada año para reflejar la participación de cada una de ellas en el comercio argentino.

El producto bruto interno argentino (y), el producto bruto del sector agropecuario (y^{agro}) y el consumo doméstico (d) calculado como la suma del consumo privado y público, medidos a precios constantes, así como el volumen de las exportaciones de materias primas (x) e importaciones de petróleo¹ m se obtuvieron del INDEC. El y^{agro} fue la única serie desestacionalizada mediante X12-ARIMA ya que mostró un marcado comportamiento estacional estocástico.

El precio del petróleo (p^e) corresponde al precio real internacional del petróleo (*West Texas Intermediate*) medido en dólares estadounidenses por barril.

Hasta 2006Q4 se utilizaron estadísticas oficiales del tipo de cambio real, el producto bruto interno, producto bruto agropecuario y consumo doméstico. Desde 2007Q1 se actualizaron las estadísticas a partir de estimaciones privadas.

¹ Las importaciones de petróleo se midieron a partir de las importaciones de combustibles y lubricantes

