

► El entorno internacional de la agricultura: determinantes de los precios agrícolas (1961-2023)¹

The international environment of agriculture:
determinants of agricultural prices (1961-2023)

Guillermo Nicanor Toranzos Torino²

Economía/ artículo científico

Citar: Toranzos Torino, G. N.
(2026). El entorno internacional
de la agricultura: determinantes de
los precios agrícolas (1961-2023).
Omnia. Derecho y sociedad,
9(2), pp. 37-88.

Recibido: 7 de febrero de 2026

Aceptado: 10 de julio de 2026

Resumen

A partir de la evolución de variables relevantes de la economía internacional, durante los años 1961-2023, se identificaron aquellas que explican, en el largo plazo, el comportamiento de los índices de precios de los mercados agricultura, granos y oleaginosos. Mediante el *test* de Johansen se estableció el equilibrio de las variables en el largo plazo en los modelos, y se utilizaron modelos de corrección de errores vectoriales (VECM) para formular la ecuación de corto plazo. Se efectuó un análisis de robustez y estabilidad, verificándose la ausencia de cambios estructurales significativos. Del análisis de las variables, se destaca la influencia de las políticas proteccionistas y de subsidios sobre los precios de la agricultura, que tienen un comportamiento levemente negativo durante el período analizado. Se observó que las variables más importantes que explican el comportamiento de los precios agrícolas son la tasa de interés real y el tipo de cambio real de los Estados Unidos, con elasticidad negativa respecto de los precios agrícolas; la relación comercio de mercancías mundial/producto interno bruto (PIB), con elasticidad positiva; y el comportamiento del precio de los *commodities* energéticos con elasticidad negativa. Se corroboraron los resultados a partir un modelo que contempla los precios *free on board* (FOB) de trigo argentino.

Palabras clave: agricultura - *commodities* - cointegración

¹ El presente artículo es una derivación de la tesis posdoctoral titulada “El Entorno Internacional de la Agricultura: determinantes de los precios agrícolas (1961-2023)”, presentada y defendida por el autor en la Universidad de Buenos Aires el 7 de julio de 2025.

² Universidad de Buenos Aires (UBA) - Universidad Católica de Salta (UCASAL).

Abstract

Based on the evolution of relevant variables in the international economy during 1961-2023, those that explain, in the long term, the behavior of price indices in the agricultural, grain, and oilseed markets were identified. The Johansen test was used to establish the longterm equilibrium of the variables in the models, and vector error correction models (VECM) were used to formulate the shortterm equation. A robustness and stability analysis was performed in each case, verifying the absence of significant structural changes. The analysis of the variables' behavior highlights the influence of protectionist and subsidy policies on agricultural prices, which show a slightly negative trend during the period analyzed. It was observed that the most important variables explaining the behavior of agricultural prices in all cases are the real interest rate and the real exchange rate of the United States, with negative elasticity with respect to agricultural prices; the world merchandise trade/gross domestic product (GDP) ratio, with positive elasticity; and the behavior of energy commodity prices, with negative elasticity. These results were corroborated using a model that considers free on board (FOB) prices for Argentine wheat for the period under review.

Keywords: agriculture - commodities - cointegration

Introducción

Se consideran *commodities* a los bienes de la agricultura por cuanto se comercializan en mercados internacionales, con poca diferenciación entre los productos de distintos orígenes; generalmente, bienes homogéneos. Suelen ser utilizados como insumos en la producción de otros bienes, cuyo precio es determinado por la oferta y la demanda global. Estos productos se consideran transables, por cuanto participan del mercado internacional; es decir, pueden ser tanto exportados como importados (Dornbusch y Fischer, 1980).

Entre los años de 1961-2023, la evolución de los precios de la agricultura estuvo afectada por diferentes entornos, producto de variables internacionales. Estas variables, en cuanto a su interrelación e intensidad, han ido cambiando durante los años; pero se observa que han permanecido estables en cuanto a su relacionamiento con los precios de la agricultura (Dornbusch, 1985; Frankel, 2008).

El comportamiento de los precios de los *commodities* de la agricultura se expresa en los mercados de referencia (Banco Mundial, 2023) y, a partir allí, considerando los costos de transporte, seguros y tarifas, se fija en términos de importación o exportación para cada mercado.

En la Argentina, la fijación de los precios de los productos del agro exportables, como los granos y semillas, aceites y harina oleaginosos, tienen como referencia los valores del

Golfo de México, en gran medida, y a partir de allí, considerando los ajustes por calidad y los gastos de transporte se establece el precio *free on board* (FOB).

Con base en lo expuesto, el precio que recibe en moneda nacional el operador del mercado (productor y exportador) está relacionado con el precio de exportación, el tipo de cambio y los costos internos vinculados a la comercialización.

La economía argentina de los últimos 25 años, cuando menos, estuvo caracterizada en términos generales por fuertes desequilibrios macroeconómicos, con los cuales los operadores del mercado interno, particularmente los productores, han establecido gran parte de sus decisiones con base en variables como el tipo de cambio, las retenciones, la tasa de interés interna, los precios de los insumos y bienes de capital, y costos de servicios, en el marco de los precios internacionales. Pero, se puede destacar que, en algunos casos la coyuntura interna restó importancia, relativamente, a los determinantes de los precios internacionales en la toma de decisiones, como es el caso de sobrestimar la importancia del tipo de cambio efectivo, con implicancia en la rentabilidad de los negocios.

Por lo tanto, se plantea la importancia de ver cómo interactúan las variables internacionales identificadas para determinar el entorno de los precios de la agricultura, y poder contar con más información para conocer el impacto en el corto y largo plazo sobre los bienes agropecuarios.

Objetivos

Objetivo general: evaluar el impacto de las variables económicas internacionales sobre la conformación de precios de la agricultura mundial, para mejorar la información con relación a la toma de decisiones.

Específico n.º 1: identificar las variables económicas que gravitaron en la conformación del entorno de los precios de la agricultura en el período de 1961-2023

Específico n.º 2: establecer la relación entre las variables identificadas y el comportamiento de los precios de la agricultura.

Hipótesis

Los precios de la agricultura internacionales están determinados no solo por factores estructurales de oferta y demanda, sino también por variables del entorno económico internacional, tales como la tasa de interés real, el tipo de cambio real, el comercio mundial y los precios de los insumos estratégicos.

Estado del arte

Con relación a los determinantes del comportamiento de los precios de la agricultura, se destacan primero los trabajos de los economistas clásicos. En principio citaremos a Malthus (1798), quien vincula el crecimiento poblacional y la demanda de alimentos con

la consecuente presión sobre los precios agrícolas y la disponibilidad de los recursos. A su vez, Ricardo (1817), en el desarrollo de la renta de la tierra, explica cómo el crecimiento de la demanda (vinculado al crecimiento del ingreso) lleva a cultivar tierras menos fértiles, lo cual encarece los productos agrícolas. En el siglo XX se destaca el trabajo de Working (1943), quien analiza la relación entre ingresos, precios y cantidades demandadas, cuestionando cómo se interpretan las elasticidades en curvas de demanda estimadas estadísticamente. Rostow (1960) argumentó que, en el contexto de desarrollo económico, el aumento de ingreso lleva a cambios estructurales en el consumo y en la producción agrícola. Con relación a la elasticidad ingreso de la demanda agrícola se destaca Mellor (1967), quien fuera uno de los primeros en analizar sistemáticamente cómo el crecimiento del ingreso afecta el consumo y los precios agrícolas, especialmente en países en desarrollo. En los años setenta del siglo pasado, Johnson (1973) analiza cómo el crecimiento del ingreso, especialmente en países industrializados, cambia los patrones de consumo agrícola; destaca que a medida que el ingreso aumenta, la elasticidad ingreso de la demanda por productos agrícolas disminuye, lo que modera el crecimiento de los precios en el largo plazo. Además, señala cómo subsidios y políticas internas distorsionan los precios agrícolas en relación con las condiciones de oferta y demanda globales. En cuanto a Timmer (2009), con enfoque en el arroz, discute cómo el crecimiento del ingreso en Asia impulsa la demanda. Asimismo, Wright (2011) comenta cómo la presión de la demanda, ligada a ingresos, puede acentuar volatilidades de precios. Más recientemente, Abbott et al. (2011) establecen los impulsores de los precios de los alimentos, sin establecer un modelo de comportamiento.

Si se consideran otros determinantes de los precios de la agricultura como el tipo de cambio real, en particular de los Estados Unidos, y la tasa de interés real de dicho país, se debe mencionar a Dornbusch (1985), quien determinó el efecto del ingreso y del tipo de cambio sobre los precios de los *commodities*. En tal sentido, Timmer (1990) analizó cómo los movimientos en el tipo de cambio afectan los precios internos de alimentos, especialmente en países en desarrollo, y enfatizó que la depreciación cambiaria encarece las importaciones y presiona los precios domésticos al alza, especialmente en bienes transables como los agrícolas. Eichengreen y Gupta (2013) muestran que, en países emergentes, las apreciaciones cambiarias tienden a reducir los precios internos agrícolas, mientras que depreciaciones los aumentan. Orden (2002), estudió cómo el tipo de cambio afecta los precios de los alimentos básicos, especialmente en economías abiertas con alta dependencia de importaciones.

En el caso de Wright y Williams (1991), se estudia cómo la tasa de interés influye en la decisión de almacenar productos agrícolas, lo cual afecta la oferta disponible y reduce los precios. En cuanto a Gilbert (2006), se observa que estudió cómo los *shocks* financieros y la política monetaria, incluyendo las tasas de interés reales, afectan los mercados de

commodities. Frankel (2006) señala que una tasa de interés real más alta reduce los precios agrícolas al apreciar el tipo de cambio, aumentar el costo de almacenamiento y disminuir la demanda especulativa por *commodities*. Harri et al. (2009) analizaron cómo el tipo de cambio y la tasa de interés influyen conjuntamente en precios agrícolas por medio de canales de costos y expectativas.

Con respecto a modelar la relación de variables relevantes con los precios de la agricultura, mediante el uso de modelos de corrección de errores vectoriales (VECM), se debe destacar a nivel de país el uso de este modelo por parte de Valdés et al. (2011), sobre el mercado de trigo de Chile. Por otra parte, Erdem et al. (2010) realizaron un trabajo al respecto, relacionando la incertidumbre cambiaria y comercio agrícola para el caso de Turquía.

La investigación que aquí se realiza establece, para los años 1964-2023, cuáles fueron las variables relevantes que afectan los precios de la agricultura en el largo plazo, en primer lugar, y luego particularmente, de los granos y semillas, aceites y harina oleaginosos, mediante el uso de VECM y del *test* de cointegración (Johansen, 1988). Se puede considerar una versión actualizada de los principales determinantes del comportamiento de los precios de la agricultura.

Marco teórico

En cuanto a los determinantes estructurales clásicos de los precios de los *commodities*, su análisis tiene una larga tradición en la teoría económica. Desde una perspectiva clásica, los precios de los productos primarios están vinculados a las condiciones estructurales de oferta y demanda en el largo plazo. Malthus (1798) sostuvo que la población tiende a crecer de manera geométrica mientras que la producción de alimentos lo hace de manera aritmética, lo que genera presiones sobre la disponibilidad de recursos y, potencialmente, aumentos en los precios agrícolas en el largo plazo. Tiempo después, la literatura estructuralista introdujo una visión diferente respecto a la evolución de los precios relativos de los productos primarios. Prebisch (1950) y Singer (1950) argumentaron que los países exportadores de *commodities* enfrentan una tendencia secular al deterioro de los términos de intercambio en relación con los bienes manufacturados. Según estos autores, el progreso técnico y la estructura del comercio internacional favorecen a los países industrializados, mientras que los precios de los productos primarios tienden a crecer más lentamente. Asimismo, en esta línea Maizels (1994) señala que los mercados de productos básicos presentan una elevada volatilidad debido a la baja elasticidad de la oferta y la demanda en el corto plazo, así como a la influencia de políticas comerciales y agrícolas de los países desarrollados. En tal sentido, Reinhart y Wickham (1994) destacan que los precios reales de los *commodities* han mostrado una tendencia descendente desde principios de los años ochenta, lo que ha generado importantes desafíos para las economías exportadoras de materias primas.

Desde un enfoque monetariofinanciero, en cuanto a la determinación de los precios de los *commodities* se destaca Hotelling (1931), quien formuló un principio fundamental para los recursos agotables, según el cual el precio neto de un recurso debe crecer a una tasa equivalente a la tasa de interés en equilibrio. Este resultado se basa en el arbitraje intertemporal que enfrentan los productores entre extraer el recurso en el presente o postergar su explotación para el futuro. En una perspectiva más reciente, Frankel (2006) desarrolló un modelo que vincula la política monetaria y los precios de los *commodities*. En este enfoque, la tasa de interés real afecta el precio real de las materias primas por medio de diversos canales: costo de oportunidad del almacenamiento, aumentando el incentivo para la extracción hoy en lugar de mañana, disminuyendo el deseo de las empresas de mantener inventarios; demanda especulativa (canal financiero), alentando a los especuladores a abandonar los contratos de materias primas (especialmente los contratos al contado) y a optar por letras del Tesoro de los Estados Unidos; tipo de cambio y apreciación del dólar, por cuanto las subas de la tasa de interés en Estados Unidos suelen generar una apreciación del dólar, como los precios de los *commodities* están denominados en dólares, una apreciación del dólar abarata los precios en otras monedas, reduciendo la demanda global y presionando a la baja los precios. En consecuencia, tasas de interés reales elevadas tienden a reducir los precios de los *commodities*, mientras que tasas de interés bajas tienden a elevarlos. Este enfoque incorpora el rol de los mercados financieros en la determinación de los precios de las materias primas. Shiller (2000) señala que los precios de los activos, incluyendo los *commodities*, pueden verse influenciados por expectativas, comportamiento especulativo y factores psicológicos que amplifican las fluctuaciones del mercado.

En cuanto a tipo de cambio, términos de intercambio y precios de *commodities*, se destaca Dornbusch (1985), quien desarrolló un modelo en el cual los precios de las materias primas responden a variaciones en el tipo de cambio real. En este enfoque, una apreciación real del dólar estadounidense tiende a reducir los precios reales de los *commodities* cuando estos se expresan en términos del deflactor estadounidense, mientras que una depreciación del dólar tiende a elevarlos. Este mecanismo se explica por los efectos del tipo de cambio sobre la demanda y la competitividad internacional. Asimismo, Gilbert (1989) analiza además el impacto de los movimientos del dólar y de las condiciones macroeconómicas internacionales sobre los precios de los *commodities*. En particular, destaca que la apreciación del dólar durante la década de 1980 contribuyó a la caída de los precios de las materias primas, dado que muchos *commodities* se cotizan en dólares en los mercados internacionales. Aizenman y Borensztein (1988) analizan cómo la crisis de deuda de los años ochenta llevó a muchos países en desarrollo a aumentar sus exportaciones de materias primas con el fin de obtener divisas para el servicio de la deuda externa. Este incremento en la oferta de *commodities* contribuyó

a presionar a la baja los precios internacionales. Por su parte, Gilbert (2010) examina los factores que explican los aumentos en los precios de los alimentos, señalando que estos pueden estar asociados a cambios en la demanda global, variaciones en los costos energéticos, políticas gubernamentales y actividad especulativa en los mercados de futuros. Asimismo, Krugman (2011) destaca el papel del crecimiento de las economías emergentes, particularmente China, en el aumento de la demanda mundial de materias primas durante las últimas décadas.

Metodología³

Este trabajo se fundamenta en una metodología explicativa, por cuanto se busca identificar cuáles variables internacionales de la economía explican el comportamiento de los precios mundiales de la agricultura, de los granos, de las semillas, harinas y aceites oleaginosos y de los precios FOB implícitos de la Argentina de exportación, en el período 1961-2023, teniendo en cuenta el marco teórico.

Al respecto, se procedió a establecer la relación del comportamiento de los precios agrícolas mediante tres modelos que responden al comportamiento de dichos mercados: modelo agricultura, modelo granos y modelo oleaginosos. Las variables determinantes fueron la tasa de interés real de los Estados Unidos, el tipo de cambio real de los Estados Unidos, el producto interno bruto (PIB) mundial, la relación comercio de mercancías mundial/PIB mundial, y el precio de bienes energéticos. Además, se consideró como prueba de robustez el comportamiento del precio FOB implícito del trigo argentino.

Las series consideradas, promedios anuales, fueron transformadas en índices 1961=100 y convertidas en logaritmos, de tal forma que los coeficientes de las variables independientes reflejan a elasticidad con relación a la variable a explicar.

La información en los precios de la agricultura, de los *commodities* totales, energéticos, no energéticos y fertilizantes, surgió de los datos publicados por el Banco Mundial, en dólares de 2010 (*World Bank Commodities Price Data*, 2024). Con respecto a la tasa de interés real anual, esta surge de la diferencia entre la tasa nominal de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos para 5 años y la tasa de inflación. En cuanto a la variable tipo de cambio real de los Estados Unidos, se estimó con base en el cociente entre el **índice de precios al productor (IPP)** y el **índice de precios al consumidor (IPC)**. Con respecto a la relación comercio de mercancía/PIB, la información se obtiene a partir del Banco Mundial.

Se analizó la existencia de cointegración entre las variables en cada modelo con el fin de identificar relaciones de equilibrio de largo plazo, mediante el *test* de Johansen

³ Los lectores pueden visualizar los gráficos y tablas complementarias que, por cuestiones de extensión, no se publicaron en el presente artículo, en el siguiente *link* de acceso abierto generado por el autor: <https://docs.google.com/document/d/1BieMtRi9gbv07x5Rn1K6utyVWam-A-rR/edit>

(1988). Una vez verificada la cointegración, se estimaron modelos de corrección de errores vectoriales (VECM), en el marco de los modelos autorregresivos vectoriales (VAR) propuestos por Sims (1980).

Asimismo, se realizaron *tests* de diagnóstico y estabilidad del sistema. En particular, se analizaron las raíces inversas del polinomio característico del VAR (Sims, 1980; Lütkepohl, 2005), el *test* de suma acumulada de residuos recursivos (CUSUM) desarrollado por Brown et al. (1975) y el *test* de Chow (Chow, 1960) para evaluar posibles cambios estructurales.

La selección del número óptimo de rezagos se realizó mediante los criterios de información Akaike (AIC), HannanQuinn (HQ) y Final Prediction Error (FPE). En los distintos modelos estimados se adoptó una estructura de rezagos VAR (1-2) y VECM (1-1), con excepción del modelo correspondiente a granos, para el cual se utilizó una especificación VAR (1-3) y VECM (1-2).

El comportamiento de los precios de *commodities*, energéticos, no energéticos y de la agricultura, durante el período de 1961-2023

En el período que se analiza, el índice precio de los *commodities* tuvo un comportamiento con tendencia positiva, muy similar su comportamiento al índice de los *commodities* energéticos; mientras que la pendiente en los precios de los *commodities* de la agricultura fue levemente negativa. La correlación entre los índices de precios de los *commodities* y el índice de los *commodities* energéticos fue de 0,96, mientras que con respecto al índice de los *commodities* de la agricultura fue de 0,39.

Es importante destacar que, durante el período señalado, los precios de la agricultura fueron objeto de subsidios y proteccionismo (aranceles, cuotas y ayudas internas, entre otras medidas), en varios países y regiones. Ello se debió a que cuando se estableció el Acuerdo General sobre Aranceles y Comercio (GATT), en el año 1947, los productos agropecuarios quedaron fuera del acuerdo, con lo cual fueron subsidiados en varios países como los Estados Unidos y Japón, entre otros, y la región denominada entonces Comunidad Económica Europea (CEE). A partir del final de la Ronda Uruguay (1993), los productos agropecuarios se incorporaron al acuerdo general, el cual forma parte de la Organización Mundial del Comercio (1995). No obstante, el proteccionismo sigue vigente en menor medida.

La posibilidad de subsidiar produjo una política creciente en tal sentido por parte de la entonces Comunidad Económica Europea, los Estados Unidos y Japón. Los subsidios fueron significativos entre los años 1986-1992. Al respecto, se presenta el cuadro sobre Producer Support Estimate (PSE), o sea, la estimación del apoyo al productor. Según la me-

Cuadro 1
*Comportamiento del
PSE por periodos*

metodología de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), mide la proporción del ingreso del productor que proviene de transferencias derivadas de políticas públicas. Comprende las transferencias del Estado y los consumidores a los productores agrícolas. Por lo tanto, $PSE\% = (Transferencias\ por\ políticas\ públicas / Ingreso\ bruto\ agrícola\ total) * 100$.

Periodo	Unión Europea (%PSE)	Estados Unidos (%PSE)	Japón (%PSE)	OCDE total (%PSE)
1986-88	39 % ¹	24 % ²	65 % ¹	37 % ¹
1990-92	36 % ¹	20 % ²	62 % ¹	—
2000-02	35 % ¹	18-20 % ²	58 % ¹	28 % ¹
2010-12	25 %	10 % ²	50 %	20 % ¹
2020-22	—	7 % ³	32 % ³	15.2 % ³

Notas. 1Datos agregados aproximados según análisis histórico Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (1986-2003) y referencias recopiladas. 2La OCDE indica que Estados Unidos tenía alrededor de 20 % PSE en la década de 1980 y valores mucho más bajos en años recientes. 3Valores promedio 2022-2024 según últimos informes OCDE (PSE %).

Entre los años 1986-1992, el 37,5 % de ingresos de los productores de la CEE provenía de las políticas públicas; en el caso de los Estados Unidos, el 22 % y en el de Japón, el 63,5 %.

En ciertos años los precios de la agricultura superaron el valor de año 1961. Ello se observa en los años 1963-1965, debido a problemas climáticos que afectaron la oferta, al crecimiento de la demanda de alimentos en países en desarrollo y a cambios en las políticas agrícolas (en los Estados Unidos). Por otra parte, se debe destacar lo sucedido en los años 1973-1977, debido a los efectos de la crisis petrolera de 1973, que gravitó sobre los costos y el transporte aumentando los precios. Esta situación se extendió hasta 1977. También se debe mencionar el aumento de la demanda, particularmente de la Unión Soviética, y la especulación en los mercados de materias primas.

En cambio, en los años 2008-2012 se produce una mejora relativa de los precios, sin llegar a los niveles de 1961, como consecuencia de problemas climáticos, principalmente en Australia y Argentina en el año 2008 y en los años 2010-2011 por una fuerte sequía en Rusia y Ucrania. En estos años, las consecuencias del fenómeno climático de La Niña afectaron la producción de la región de América del Sur. Por otra parte, se debe comentar el crecimiento de la demanda mundial de alimentos, en particular de China y la India, y la expansión de la producción de biocombustible, principalmente en los Estados Unidos y Argentina. Otro factor que gravitó se relaciona con los aumentos de los costos de producción, como consecuencia del aumento del precio del petróleo en el año 2008, que mantuvo niveles altos en los años 2010 y 2011. Además, la crisis financiera de 2008 llevó a los inversores a refugiarse en los mercados de materias primas agrícolas, aumentando la especulación (Baffes y Hanjotis, 2010).

Por último, en los años 2022 y 2023, si bien los precios estuvieron por debajo del nivel del año 1961, gravitaron sobre su mejora relativa la guerra entre Ucrania y Rusia, los problemas climáticos en América del Sur debido a La Niña, destacándose la sequía de la Argentina en el 2023. Los costos de producción aumentaron debido al fuerte crecimiento de los precios de los fertilizantes. El aumento de la demanda de alimentos por recuperación económica pos COVID19 es un factor para destacar, en particular en China, así como también la demanda de biocombustible que gravitó sobre los mercados de maíz y soja. Además, la incertidumbre por la guerra y los problemas climáticos produjo una mayor especulación en los mercados de futuros agrícolas.

En el período bajo análisis, gran parte de las variables que se destacan fueron comentadas en el marco metodológico. En tal sentido, se deben mencionar las siguientes: la tasa de interés real, expresada en su versión de largo plazo por la tasa de los bonos a 5 años de los Estados Unidos; el tipo de cambio real de los Estados Unidos; el PIB mundial; la relación comercio de mercancías/PIB mundial; el precio de los *commodities* energéticos; y precio de los fertilizantes. Al respecto, se presenta el Cuadro 2, en el cual se puede ver la correlación de las variables comentadas. Se observa una relación histórica inversa de los índices precios de la agricultura con relación al PIB mundial, el comercio de mercancías/PIB, el precio de *commodities* energéticos, mientras que es positiva con el precio de los fertilizantes. En cuanto a cómo se comportó con la tasa de interés real y el tipo de cambio real de los Estados Unidos, se estableció una correlación negativa.

En el caso de la actividad económica se observa una fuerte correlación de 0,94 entre el crecimiento del PIB mundial y la relación comercio de mercancías/PIB mundial, por lo cual en los modelos de pronósticos que se presentarán, la segunda variable señalada es considerada como explicativa del crecimiento de los precios de la agricultura, por cuanto permite mostrar los efectos de la mayor apertura económica que se produce a partir del año 1988. Las demás variables, como se verá más adelante, tienen una elasticidad negativa con respecto a los precios de la agricultura.

Cuadro 2
Correlación entre los índices de precios de agricultura, PIB mundial, relación entre comercio de mercancías/PIB, fertilizante, energía, tipo de cambio real y tasa de interés real de los Estados Unidos

	IPAGRI	IPIB
IPAGRI	1	
IPIB	-0,24	
ICOMYPIB	-0,24	0,94
IPFERT	0,51	
IPENERG	-0,010	
ITCR	-0,705	
ITIRB	-0,45	
Fuente: elaboración propia con base en información del Banco Mundial.		

La relación entre los precios de la agricultura, la tasa de interés real de los Estados Unidos, el tipo de cambio real de los Estados Unidos, el comercio de mercancías mundial/PIB y el precio de los *commodities* energéticos

El índice de precios de la agricultura del Banco Mundial comprende un conjunto de rubros cuya participación en el índice = 100, se distribuye de la siguiente manera: bebidas 13 %, alimentos 62 % y materias primas 25 %. En el rubro alimentos, se destacan granos y semillas, aceites y harinas oleaginosos, que se tendrán cuenta para estimar el comportamiento de sus precios.

Considerando la información sobre las variables relevantes identificadas relacionadas con los precios de la agricultura, así como también con respecto a los rubros granos, semillas aceites y harinas oleaginosas en el período de 1961-2023, se busca establecer la capacidad de explicar el comportamiento de los precios de los productos considerados. Al respecto, se debe destacar que los modelos que se presentarán comprenden el período 1964-2023, debido a la falta de información específica con respecto a los bonos a 5 años del Tesoro de los Estados Unidos.

En el marco teórico se estableció que tanto la tasa de interés real como el tipo de cambio real de los Estados Unidos constituyen canales relevantes de transmisión hacia los precios de los *commodities* agrícolas. En el enfoque de costo de *carry* e inventarios y arbitraje intertemporal, la tasa de interés real determina el costo de mantener bienes almacenables (Frankel, 2006). Asimismo, en el enfoque del tipo de cambio real/dólar, la apreciación real del dólar se transmite a los precios internacionales de los *commodities* denominados en esa moneda, afectando la demanda global y los precios relativos (Dornbusch, 1985).

El *test* de cointegración de Johansen aplicado al sistema bivariado sugiere la existencia de una relación de cointegración débil entre la tasa de interés real y el tipo de cambio real. No obstante, el coeficiente de largo plazo asociado al tipo de cambio real no resulta estadísticamente significativo, lo que indica que la relación de equilibrio es limitada desde el punto de vista económico. En términos dinámicos, el ajuste frente a desviaciones del equilibrio parece manifestarse principalmente a través de la tasa de interés real, mientras que el tipo de cambio real presenta un comportamiento compatible con exogeneidad débil. En conjunto, estos resultados sugieren que, si bien ambas variables mantienen cierta interacción en el largo plazo, no configuran un factor estructural dominante.

En el modelo ampliado de los precios agrícolas, el tipo de cambio real presenta una relación de cointegración más robusta en términos empíricos, constituyéndose en el determinante empíricamente más consistente del entorno monetario-financiero internacional. La inclusión conjunta de ambas variables no altera los signos estructurales de largo plazo, aunque la estabilidad de la cointegración resulta menos consistente cuando

se las incorpora simultáneamente, reflejando posibles solapamientos dinámicos entre los canales monetario y cambiario.

En consecuencia, el modelo principal se especifica utilizando el tipo de cambio real como variable representativa del canal monetario-financiero internacional, privilegiando una especificación parsimoniosa y económicamente estable. En conjunto, los resultados reflejan la incidencia del canal monetario-financiero con coherencia teórica y consistencia empírica, sin depender de una optimización orientada exclusivamente a la significancia estadística.

En los modelos se ha considerado la importancia de la guerra de subsidios que se produjo entre los años 1986-1991, ajustando la serie con una *dummy* en la mayoría de los casos.

En el “Anexo” de este artículo se presenta la información relacionada con los modelos *test* de cointegración y estimación de corrección de errores vectoriales.

Se consideran como variables a explicar las que representan los diferentes mercados agrícolas: precio de la agricultura, de los granos, de oleaginosos y, por último, los precios del trigo FOB argentino en el período.

Se destaca que existe una significativa correlación entre las variables señaladas.

El Cuadro 3 muestra una elevada asociación entre los precios agrícolas considerados. En particular, el índice de precios de la agricultura presenta correlaciones de 0,95 con los granos y de 0,97 con las oleaginosas, mientras que la correlación entre granos y oleaginosas alcanza 0,93. Estos resultados sugieren que los distintos mercados agrícolas se encuentran influenciados por factores macroeconómicos comunes y tienden a moverse conjuntamente en el tiempo.

Cuadro 3
Correlaciones entre los
logaritmos de precios agrícolas

	LOGIPAGRI	LOGIGRANOS	LOGIPOLEAGINOSOS	LOGITRIGO
LOGIPAGRI	1	0.95	0.97	0.85
LOGIGRANOS	0.95	1	0.93	0.90
LOGIPOLEAGINOSOS	0.97	0.93	1	0.83
LOGITRIGO	0.85	0.90	0.83	1
Fuente: elaboración propia a partir de información de <i>World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)</i> (Banco Mundial).				

Con respecto a la relación con el mercado agricultura, se estima un sistema multivariado y se normaliza el vector de cointegración respecto de LOGIPAGRI para interpretar elasticidades de largo plazo. En tal sentido, el *test* de traza indica la existencia de un vector de cointegración al 5 %.

Cuadro 4

Test de traza

Hipótesis	Trace	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	54,8403	47,8561	0,0096	Rechaza
$r \leq 1$	25,6098	29,7971	0,1408	No rechaza
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.				

En cuanto al *test* de máximo autovalor, este indica un vector de cointegración.

Cuadro 5

Test de máximo autovalor

Hipótesis	Máximo autovalor	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	29,2304	27,5843	0,0305	Rechaza
$r \leq 1$	15,1017	21,1316	0,2818	No rechaza
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.				

Conclusión: ambos *tests* indican $r = 1$, por lo tanto, existe una relación de cointegración.

La ecuación de largo plazo en forma despejada es como se muestra a continuación:

$$\text{LOGIPAGRI} = -3,421991 \text{ LOGITCR} + 2,571445 \text{ LOGICOMYPIB} - 0,925182 \text{ LOGIPENERG} + 12,19532$$

Los coeficientes son elasticidades de largo plazo. Un aumento del 1 % en el tipo de cambio real se asocia con una reducción del 3,4 % en los precios agrícolas en el largo plazo. Una variación del 1 % en la relación comercio de mercancías/PIB se relaciona con un aumento del 2,6 % en los precios de la agricultura, en el largo plazo. Asimismo, un aumento del 1 % en el precio de los *commodities* energéticos se asocia con una reducción cercana al 0,93 % en los precios agricultura.

En cuanto a los coeficientes de largo plazo (β), se tiene que todos son significativos.

Cuadro 6

Coefficientes de β

Variable	β	Error estándar	T	Significativo
LOGITCR	-3,421991	0,47680	-7,17	Significativo
LOGICOMYPIB	2,571445	0,48252	5,33	Significativo
LOGIPENERG	-0,925182	0,15897	-5.82	Significativo
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.				

Cuadro 7
Con respecto a los coeficientes α se observa lo siguiente:
Coeficientes α

Variable dependiente	A	Erro estándar	T	Significancia	Interpretación
$\Delta \text{LOGIPAGRI}$	-0,142650	0,08106	-1,76	10% (marginal)	Ajuste moderado
$\Delta \text{LOGITCR}$	-0,009754	0,03337	-0,29	No significativa	No ajusta
$\Delta \text{LOGICOMYPIB}$	-0,093225	0,05819	-1,60	10% (marginal)	No significativa
$\Delta \text{LOGIPENERG}$	-0,566010	0,22043	-2,57	5%	Ajuste fuerte

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

En el caso de $\Delta \text{LOGIPAGRI}$, corrige aproximadamente 14 % del desequilibrio cada año. El signo negativo es correcto (convergencia). El ajuste es moderado, pero solo es significativo al 10 % y no al 5 %. En cuanto a $\Delta \text{LOGITCR}$, no es significativo y no ajusta al equilibrio. LOGICOMYPIB : α es negativo, pero no resulta estadísticamente significativo a los niveles convencionales.. En cuanto al $\Delta \text{LOGIPENERG}$, corrige aproximadamente 57 % del desequilibrio anual; por lo tanto, es la variable que más ajusta.

La ecuación de corto plazo para el precio agrícola, estimada con la especificación correcta (VECM o o), es como sigue:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOGIPAGRI}_t &= -0,142650 \text{ECT}_{t-1} + 0,308537 \\ \Delta \text{LOGIPAGRI}_{t-1} &- 1,140358 \\ \Delta \text{LOGITCR}_{t-1} &- 1,133588 \Delta \\ \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} &- 0,028813 \Delta \text{LOGIPENERG}_{t-1} + 0,022285 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Donde el término de corrección de error es

$$\begin{aligned} \text{ECT}_{t-1} &= \text{LOGIPAGRI}_{t-1} + 3,421991 \text{LOGITCR}_{t-2} - 5,71445 \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} + \\ &0,925182 \text{LOGIPENERG}_{t-1} - 12,69532. \end{aligned}$$

El mecanismo de ajuste se produce principalmente mediante el precio de la energía, cuyo coeficiente de corrección es significativo.

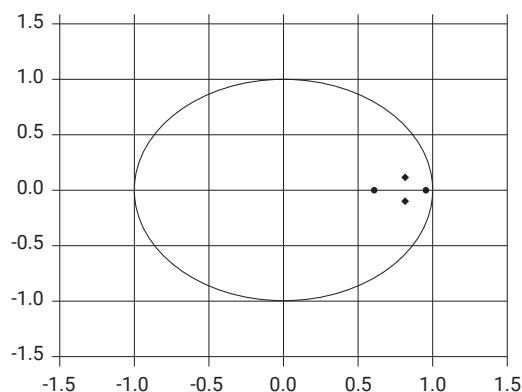
$R^2 = 0,218242$ y R^2 ajustado = $0,1430873$, valores coherentes con la baja capacidad explicativa típica de ecuaciones en diferencias cuando el ajuste dinámico es limitado.

En conjunto, los resultados confirman la existencia de una relación de equilibrio estable y económicamente consistente entre los precios agricultura, el entorno monetario-financiero internacional y las condiciones de demanda global.

La estabilidad del sistema se verifica mediante el análisis de las raíces inversas del polinomio característico, que se encuentran dentro del círculo unitario. Se presenta el siguiente gráfico de la raíz inversa del polinomio para establecer la robustez y estabilidad del modelo

Gráfico 1

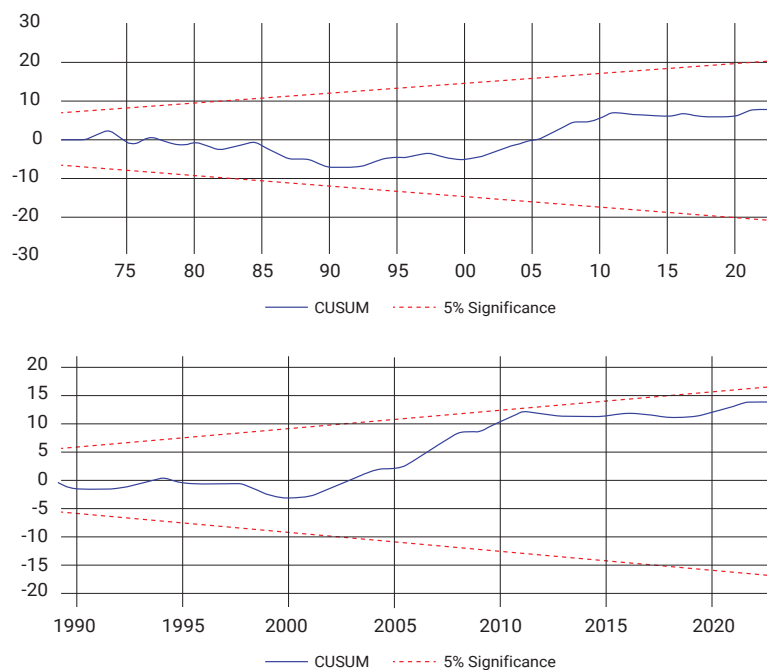
Raíces inversas del polinomio
característico del modelo VECM
(Mercado agricultura)



A partir del VECM se procede elaborar los gráficos del *test* Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM), que resulta una prueba de estabilidad estructural del modelo. El primero es considerando la serie sin variable *dummy* y el segundo con *dummy*.

Gráfico 2

Tests de CUSUM sin variable
dummy y con variable *dummy*



El resultado del *test* de estabilidad CUSUM, aplicado a los residuos recursivos del modelo, muestra que la trayectoria de la suma acumulada permanece dentro de las bandas críticas al 5 % durante todo el período 1964-2023. Por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros, lo que indica que no se observan cambios estructurales significativos en el modelo estimado.

Este resultado sugiere que la relación de largo plazo entre los precios de agricultura, el tipo de cambio real, la relación comercio mundial/PIB y los precios de la energía se mantiene estable en el tiempo, aun frente a episodios de volatilidad internacional como la guerra de subsidios agrícolas de fines de los años ochenta o el ciclo alcista de los *commodities* posterior al año 2000.

Cabe destacar que el impacto de los subsidios agrícolas sobre el índice de precios agricultura se atenúa parcialmente, debido a que el índice incluye no solo productos primarios sino también bebidas y otros bienes agroindustriales que históricamente estuvieron incorporados en el sistema multilateral de comercio del GATT, lo que reduce el peso relativo de las políticas de subsidios agrícolas sobre la dinámica agregada del índice. Una situación diferente se observa en los mercados de granos y oleaginosos, donde las políticas de subsidios tuvieron una incidencia más significativa sobre la dinámica de los precios.

Se aplicó el *test* de Chow, sin variable *dummy* y con variable *dummy*. En tal sentido, el *test* sin variable *dummy* indica un cambio estructural.

Cuadro 8
Prueba de punto de quiebre de
Chow: 1992, sin variable

Chow Breakpoint Test: 1992 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	2,860094	Prob. F(5,49)	0,0241
Log likelihood ratio	15,10828	Prob. Chi-Square(5)	0,0099
Wald Statistic	14,30047	Prob. Chi-Square(5)	0,0138
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

Al incorporar la variable *dummy* en el *test* de Chow, el cambio estructural es moderado.

Cuadro 9
Prueba de punto de quiebre de
Chow: 1992, con variable dummy

Chow Breakpoint Test: 1992 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	2,538384	Prob. F(6,47)	0,0328
Log likelihood ratio	16,56098	Prob. Chi-Square(6)	0,0110
Wald Statistic	15,23031	Prob. Chi-Square(6)	0,0185
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

Los tests de estabilidad del sistema, basados en las raíces inversas del polinomio característico del VAR y en el test CUSUM, indican que el modelo es dinámicamente estable y que no se observan rupturas estructurales significativas en los parámetros a lo largo del período analizado.

Sin embargo, el test de Chow aplicado al año 1992 sugiere la presencia de un cambio estructural de baja intensidad. Este resultado puede asociarse a las modificaciones en las políticas agrícolas internacionales ocurridas a fines de los años ochenta y comienzos de los noventa, particularmente a la denominada “guerra de subsidios agrícolas” entre Estados Unidos, la Comunidad Económica Europea y Japón.

Con relación al comportamiento del mercado asociado con el precio de los granos, se estima un sistema multivariado y se normaliza el vector de cointegración respecto de LOGIGRANOS para interpretar elasticidades de largo plazo. El modelo implica las variables precio de los granos, tipo de cambio real de los Estados Unidos, relación entre comercio de mercancías/PIB y precio de la energía.

El resultado del test de traza indica que hay dos vectores de cointegración.

Cuadro 10
Test de traza

Hipótesis	Autovalor	Estadístico Trace	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión (5%)
$r = 0$	0,4934	69,1432	47,8561	0,0002	Rechaza
$r \leq 1$	0,2682	30,3822	29,7971	0,0428	Rechaza
$r \leq 2$	0,1497	12,5866	15,4947	0,1309	No rechaza
$r \leq 3$	0,0570	3,3442	3,8415	0,0674	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Cuadro 11
Test de máximo autovalor

En cuanto al test de máximo autovalor, se indica la existencia de un vector de cointegración.

Hipótesis	Autovalor	Estadístico Máximo autovalor	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión (5%)
$r = 0$	0.4934	38.7610	27.5843	0.0012	Rechaza
$r \leq 1$	0.2682	17.7956	21.1316	0.1377	No rechaza
$r \leq 2$	0,1497	9,2424	14,2646	0,2665	No rechaza
$r \leq 3$	0,0570	3,3442	3,8415	0,0674	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Como conclusión, en presencia de discrepancia, en la práctica aplicada se adopta el criterio más parsimonioso, $r = 1$

La ecuación de largo plazo despejada es como sigue:

$$\text{LOGIGRANOS} = -4,303367 \text{LOGITCR} + 3,297680 \text{LOGICOMYPIB} - 1,269166 \text{LOGIPENERG} + 15,05136$$

Se observa que un 1 % de aumento en el tipo de cambio real se asocia con una reducción de 4,3 % en precio de granos. Asimismo, un 1 % de aumento en el comercio de mercancías/PIB produce una mejora de 3,3 % en el precio de los granos, mientras que un 1 % de crecimiento en el precio de la energía implica una reducción de 1,27 % en los precios de los granos.

Resulta un modelo coherente con canal financiero-comercial.

Los coeficientes β resultan significativos.

Cuadro 12
Coeficientes β

Variable	β	Error estándar	T	Significancia
LOGITCR	-4,3034	0,5249	-8,20	Significativo
LOGICOMYPIB	3,2977	0,5311	6,21	Significativo
LOGIPENERG	-1,2692	0,1752	-7,25	Significativo

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Con relación a los coeficientes de ajuste α ($r = 1$) se observa que el $\Delta \text{LOGIGRANOS}$ corrige 29 % del desequilibrio anual. La $\Delta \text{LOGITCR}$ no ajusta. En cuanto a $\Delta \text{LOGICOMYPIB}$, ajusta en forma moderada, mientras que $\Delta \text{LOGIPENERG}$ corrige 66 % y es el principal mecanismo de ajuste.

Cuadro 13
Coeficientes α

Variable dependiente	A	Error estándar	t	Ajuste
$\Delta \text{LOGIGRANOS}$	-0,2948	0,1084	-2,72	Ajuste fuerte
$\Delta \text{LOGITCR}$	0,0366	0,0292	1,25	No ajusta
$\Delta \text{LOGICOMYPIB}$	-0,1296	0,0504	-2,57	Ajuste moderado
$\Delta \text{LOGIPENERG}$	-0,6635	0,1840	-3,61	Ajuste muy fuerte

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Ecuación de corto plazo para $\Delta \text{LOGIGRANOS}$

$$\Delta \text{LOGIGRANOS}_{t=0,294775} \text{ECT}_{t-1} + 0,311176 \Delta \text{LOGIGRANOS}_{t-1} + 0,126339 \Delta \text{LOGIGRANOS}_{t-2} - 2,017001 \Delta \text{LOGITCR}_{t-1} + 0,102621 \Delta \text{LOGITCR}_{t-2} - 1,100159 \Delta \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} - 2,065473 \Delta \text{LOGICOMYPIB}_{t-2} - 0,029556 \Delta \text{LOGIPENERG}_{t-1} + 0,351288 \Delta \text{LOGIPENERG}_{t-2} + 0,043990 + \varepsilon_t$$

Cuadro 14
*Estimación de la ecuación
de corto plazo del modelo
VECM ($\Delta \text{LOGIGRANOS}$)*

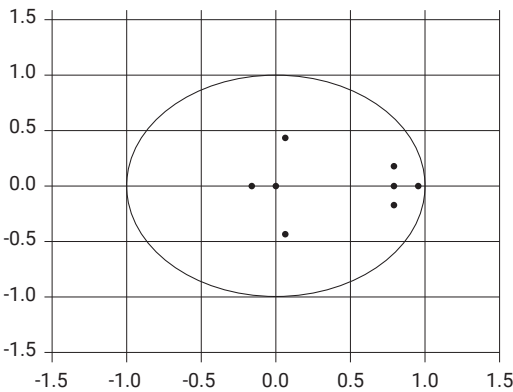
	Coficiente	T	Significancia
ECT(-1)	-0,294775	-2,719	1 %
$\Delta \text{LOGIGRANOS}(-1)$	+0,311176	+1,889	10 %
$\Delta \text{LOGIGRANOS}(-2)$	+0,126339	+0,703	No
$\Delta \text{LOGITCR}(-1)$	-2,017001	-2,149	5 %
$\Delta \text{LOGITCR}(-2)$	+0,102621	+0,099	No
$\Delta \text{LOGICOMYPIB}(-1)$	-1,100159	-1,535	No
$\Delta \text{LOGICOMYPIB}(-2)$	-2,065473	-2,925	1 %
$\Delta \text{LOGIPENERG}(-1)$	-0,029556	-0,191	No
$\Delta \text{LOGIPENERG}(-2)$	+0,351288	+2,412	5 %
C	+0,043990	+1,685	≈ 10 %

$$R_2 = 0,324947 \text{ y } R_2 \text{ ajustado} = 0,1965812$$

Como conclusión se puede decir que, en conjunto, los resultados permiten establecer que los precios internacionales de los granos están determinados por un marco estructural monetario-financiero y comercial de alcance global, donde las condiciones macroeconómicas internacionales y los mercados energéticos desempeñan un rol central en la configuración del equilibrio de largo plazo.

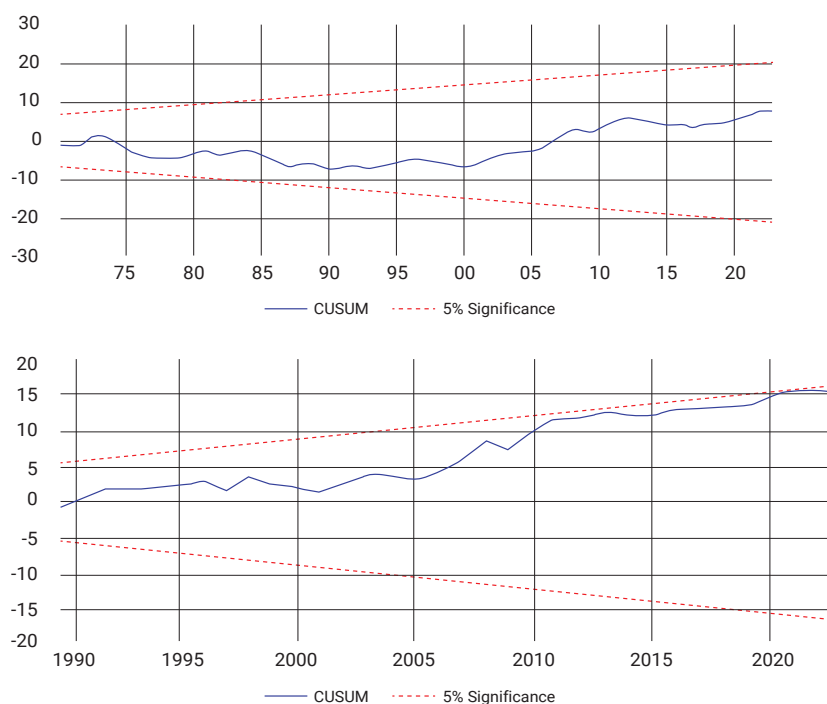
Se presenta el siguiente gráfico de la raíz inversa del polinomio para establecer la robustez y estabilidad del modelo.

Gráfico 3
*Raíces inversas del
polinomio característico
del modelo VECM*



Es importante comentar que a partir del VECM se procede a elaborar los gráficos de los tests de CUSUM, que resultan una prueba de estabilidad estructural del modelo sin la variable *dummy* y con la *dummy*.

Gráfico 4
Tests de CUSUM, sin
variable *dummy* y con
variable *dummy*



Los tests de CUSUM aplicados al período 1964-2023 muestran cruces de las bandas críticas al 5 %, indicando estabilidad estructural del modelo. En consecuencia, la ecuación de cointegración estimada puede considerarse robusta y estable en el largo plazo. La perforación de la banda inferior que se observa en la gráfica es transitoria, y se debe destacar la guerra de subsidios que se produjo entre los años 1986-1992; detallado esto en el punto denominado “Comportamiento de los precios de *commodities*, energéticos, no energéticos y de la agricultura, durante el período de 1961-2023”.

Al realizar el test de Chow sin la variable *dummy*, se observa que existe un cambio estructural de baja intensidad.

Cuadro 15
*Prueba de punto de quiebre
de Chow: 1992, sin variable
dummy*

Chow Breakpoint Test: 1992 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1966 2023			
F-statistic	2,128832	Prob, F(9,40)	0,0495
Log likelihood ratio	22,69874	Prob, Chi-Square(9)	0,0069
Wald Statistic	19,15949	Prob, Chi-Square(9)	0,0239
Fuente: elaboración propia a partir de información de <i>World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)</i> (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

En cuanto al *test* de Chow con la variable *dummy*, este señala un cambio estructural de baja intensidad.

Cuadro 16
*Prueba de punto de quiebre
de Chow: 1992, con variable
dummy*

Chow Breakpoint Test: 1992 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1966 2023			
F-statistic	2,128832	Prob, F(9,40)	0,0495
Log likelihood ratio	22,69874	Prob, Chi-Square(9)	0,0069
Wald Statistic	19,15949	Prob, Chi-Square(9)	0,0239
Fuente: elaboración propia a partir de información de <i>World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)</i> (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

El *test* de Chow aplicado al año 1992, sin incorporar variables *dummy*, indica la existencia de un cambio estructural estadísticamente significativo en el modelo. Sin embargo, al introducir una variable *dummy* para el período 1986-1991, asociada al episodio de la guerra de subsidios agrícolas, la evidencia de cambio estructural se atenúa. El estadístico de razón de verosimilitud continúa siendo significativo al 5 %, mientras que el estadístico de Wald presenta una significancia marginal cercana al 10 % y el estadístico F no permite rechazar la hipótesis nula de estabilidad. En consecuencia, los resultados sugieren que parte del quiebre detectado inicialmente se encuentra asociado a perturbaciones transitorias vinculadas a dicho episodio de subsidios. Al considerar conjuntamente ambos *tests*, puede inferirse que el cambio estructural identificado corresponde a una perturbación de baja intensidad, que no altera de manera sustantiva la relación estructural de largo plazo entre las variables analizadas.

Al considerar conjuntamente las diferentes pruebas de estabilidad como raíces inversas del polinomio característico, *test* de CUSUM y *test* de Chow, los resultados indican que los episodios detectados corresponden a perturbaciones de carácter transitorio asociadas a eventos específicos del contexto internacional, particularmente la guerra de subsidios agrí-

colas de fines de la década de 1980. En consecuencia, dichos episodios no alteran la relación estructural de largo plazo entre las variables analizadas, por lo que la relación de cointegración estimada puede considerarse estable a lo largo del período 1964-2023.

Se estima un modelo multivariado para explicar el comportamiento del mercado de oleaginosos: precio internacional de las semillas, aceites y harinas oleaginosas en función del tipo de cambio real de los Estados Unidos, la relación comercio de mercancías/PIB y el precio de los *commodities* energéticos. El *test* de traza señala la existencia de un vector de cointegración.

Cuadro 17
Test de traza

Hipótesis	Autovalor	Trace Statistic	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	0,3853	54,475	47,856	0,0105	Rechaza
$r \leq 1$	0,2285	26,255	29,797	0,1212	No rechaza
$r \leq 2$	0,1284	11,209	15,495	0,1990	No rechaza
$r \leq 3$	0,0543	3,240	3,841	0,0719	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Cuadro 18
Test de máximo autovalor

En cuanto al *test* de máximo autovalor, este también indica un vector de cointegración.

Hipótesis	Autovalor	Máximo autovalor	Valor crítico al 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	0,3853	28,221	27,584	0,0414	Rechaza
$r \leq 1$	0,2285	15,046	21,132	0,2857	No rechaza
$r \leq 2$	0,1284	7,969	14,265	0,3819	No rechaza
$r \leq 3$	0,0543	3,240	3,841	0,0719	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Por lo tanto, se puede concluir que existe una relación de equilibrio de largo plazo. La ecuación de largo plazo despejada es como sigue:
$$\text{LOGIPOLEAGINOSOS} = -4,7755 \text{ LOGITCR} + 3,7572 \text{ LOGICOMYPIB} - 1,3396 \text{ LOGIPENERG} + 15,35452$$

Se observa que el tipo de cambio real tiene un efecto negativo sobre el precio de las oleaginosas, mientras que el Comercio de mercancías/PIB tiene un efecto positivo. En el caso de precio de la energía el efecto es negativo.
Los coeficientes β son significativos en todos los casos.

Cuadro 19
Coeficientes β

Variable	B	Error estándar	Estadístico t	Significancia
LOGITCR	-4,7755	0,7259	-6,58	Significativo
LOGICOMYPIB	3,7572	0,7365	5,10	Significativo
LOGIPENERG	-1,3396	0,2425	-5,53	Significativo

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

En cuanto a los coeficientes α (velocidad de ajuste), se destaca Δ LOGIPENERG, que corrige aproximadamente el 34 % del desequilibrio en cada período.

Cuadro 20
Coeficientes α

Variable	α	Error estándar	t-stat	Significancia
Δ LOGIPOLEAGINOSOS	-0,1489	0,0938	-1,59	No significativo
Δ LOGITCR	-0,0087	0,0221	-0,39	No significativo
Δ LOGICOMYPIB	-0,0524	0,0390	-1,34	No significativo
Δ LOGIPENERG	-0,3389	0,1472	-2,30	Significativo

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

La ecuación de corto plazo (VECM)

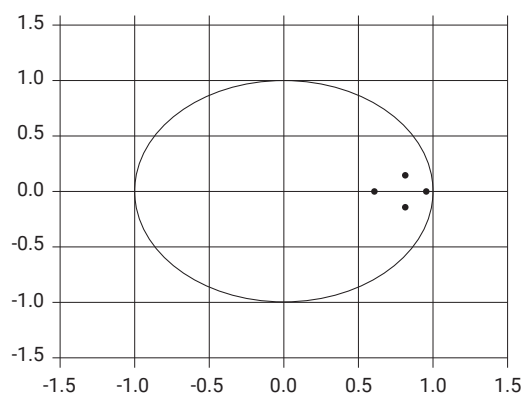
$$\begin{aligned} \Delta \text{LOGIPOLEAGINOSOS}_t &= -0,148902 \text{ECT}_{t-1} + 0,205217 \\ \Delta \text{LOGIPOLEAGINOSOS}_{t-1} &- 0,940526 \Delta \text{LOGITCR}_{t-1} - 0,856411 \\ \Delta \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} &- 0,147657 \Delta \text{LOGIPENERG}_{t-1} + 0,019486 + \varepsilon_t \\ R_2 &= 0,165644 \text{ y } R_2 \text{ ajustado} = 0,085417 \end{aligned}$$

Los resultados del *test* de cointegración de Johansen indican la existencia de un vector de cointegración entre las variables consideradas. Esto implica que el precio de las oleaginosas, el tipo de cambio real, la relación comercio mundial/PIB y el precio de la energía mantienen una relación de equilibrio de largo plazo. Los coeficientes del tipo de cambio real, del comercio mundial y del precio de la energía resultan estadísticamente significativos.

En cuanto a la dinámica de corto plazo, los coeficientes de ajuste del modelo de corrección de errores indican que solo el precio de la energía presenta un coeficiente estadísticamente significativo, lo que sugiere que esta variable es la principal responsable del proceso de ajuste cuando se producen desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo. El resto de las variables no muestra un mecanismo de ajuste significativo en el corto plazo.

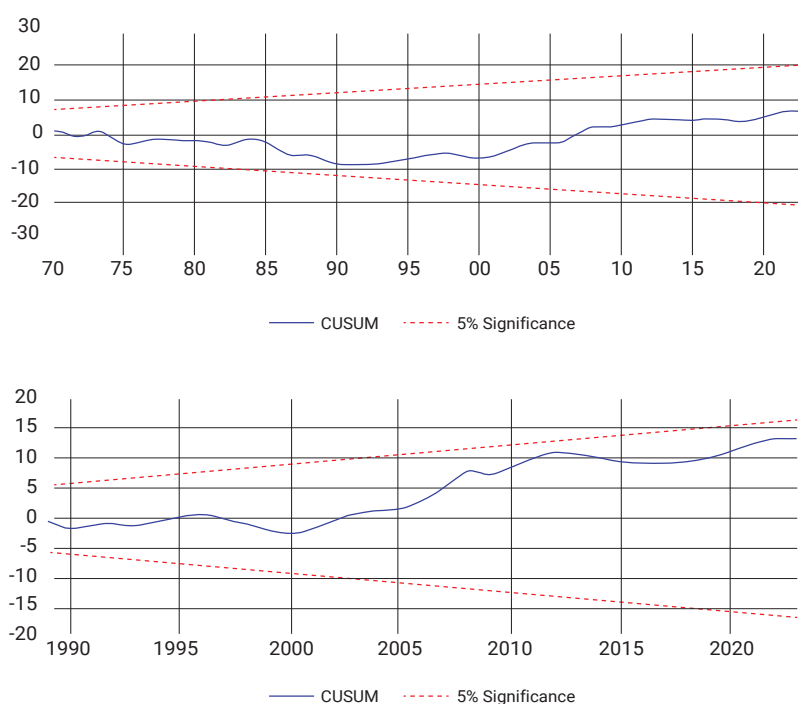
Se presenta el siguiente gráfico de la raíz inversa del polinomio para establecer la robustez y estabilidad del modelo.

Gráfico 5
Raíces inversas del
polinomio característico
del modelo VECM



A partir del VECM se procede a elaborar los gráficos de los *test* CUSUM, que resultan una prueba de estabilidad estructural del modelo sin variable *dummy* y con *dummy*.

Gráfico 6
Tests de CUSUM, sin
variable *dummy* y
con variable *dummy*
(mercado oleaginosos)



Los *test* CUSUM indican que la trayectoria de los residuos recursivos se mantiene dentro de las bandas de confianza al 5 %, lo que sugiere que no existen evidencias de cambios estructurales significativos y que los parámetros del modelo permanecen estables a lo largo del período analizado.

El *test* de Chow sin *dummy*, aplicado al año 1992, sugiere la presencia de un posible cambio estructural de baja intensidad. La evidencia no es plenamente robusta en todos los estadísticos, aunque el *test* de razón de verosimilitud resulta significativo al 5 % y los estadísticos F y Wald presentan significancia marginal.

Cuadro 21
Prueba de punto de quiebre de Chow: 1992, sin variable dummy

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	2,191269	Prob. F(5,49)	0,0702
Log likelihood ratio	11,90599	Prob. Chi-Square(5)	0,0361
Wald Statistic	10,95634	Prob. Chi-Square(5)	0,0523
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

En relación con el *test* de Chow con *dummy*, no se advierte cambio estructural.

Cuadro 22
Prueba de punto de quiebre de Chow: 1992, con la variable dummy

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	1,825820	Prob. F(6,47)	0,1144
Log likelihood ratio	12,36155	Prob. Chi-Square(6)	0,0544
Wald Statistic	10,95492	Prob. Chi-Square(6)	0,0898
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

Al incorporar la *dummy*, los resultados indican que no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad estructural, dado que los niveles de significancia de los estadísticos superan el umbral del 5%. Este resultado sugiere que parte de la posible inestabilidad detectada inicialmente se encuentra asociada a las distorsiones generadas por el incremento de los subsidios agrícolas durante el período 1986-1991, cuyo efecto es capturado por la variable *dummy*.

Este resultado es consistente con los *test* de estabilidad CUSUM y con las condiciones de estabilidad del modelo VECM, que no evidencian rupturas estructurales significativas en la dinámica del sistema. Por lo tanto, los episodios observados pueden interpretarse como perturbaciones transitorias vinculadas al contexto institucional del mercado agrícola internacional. En consecuencia, la relación de cointegración estimada puede considerarse estable a lo largo del período 1964-2023.

Se analiza la evolución del precio del trigo argentino a partir del comportamiento de los precios FOB implícitos durante el período considerado en este estudio. El *test* de traza indica la existencia de un vector de cointegración.

Cuadro 23
Test de traza

Hipótesis	Autovalor	Estadístico Trace	Valor crítico 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	0,3866	55,4599	47,8561	0,0082	Rechaza
$r \leq 1$	0,2215	27,1104	29,7971	0,0990	No rechaza
$r \leq 2$	0,1440	12,5864	15,4947	0,1309	No rechaza
$r \leq 3$	0,0597	3,5692	3,8415	0,0589	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Cuadro 24
Test de máximo autovalor

También el test de máximo autovalor señala que hay un vector de cointegración.

Hipótesis	Autovalor	Máximo autovalor	Valor crítico 5%	p-valor	Decisión
$r = 0$	0,3866	28,3495	27,5843	0,0399	Rechaza
$r \leq 1$	0,2215	14,5240	21,1316	0,3236	No rechaza
$r \leq 2$	0,1440	9,0172	14,2646	0,2847	No rechaza
$r \leq 3$	0,0597	3,5692	3,8415	0,0589	No rechaza

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

Cuadro 25
Coeficientes β

Por lo tanto, existe una relación de equilibrio de largo plazo.
La ecuación de largo plazo despejada es como sigue:
 $LOGITRI = -4,5435 LOGITCR + 3,5812 LOGICOMYPIB - 1,2890 LOGIPENERG + 14,75676$
Los coeficientes β (elasticidades de largo plazo) son significativos.

Variable	B	Error estándar	t	Significancia
LOGITCR	-4,5435	0,7733	-5,87	Significativo
LOGICOMYPIB	3,5812	0,7876	4,55	Significativo
LOGIPENERG	-1,2890	0,2592	-4,97	Significativo

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

El tipo de cambio real tiene efecto negativo sobre el precio del trigo, mientras que la relación comercio mundial de mercancías/PIB presenta un efecto positivo, reflejando la evolución de la demanda global. Por su parte, el precio real de la energía presenta un coeficiente negativo en la relación de largo plazo. Este resultado puede interpretarse considerando que los *shocks* energéticos poseen un componente macroeconómico

contractivo que puede dominar el canal de costos, generando una relación negativa de largo plazo entre energía y precios agrícolas reales.

Los coeficientes α (velocidad de ajuste), muestran que dos variables ajustan al equilibrio. El $\Delta \text{LOGITRI}$ corrige aproximadamente el 27,6 % del desequilibrio respecto del equilibrio de largo plazo de cada período. El $\Delta \text{LOGIPENERG}$ corrige el 43 % del desequilibrio en cada período y desempeña un papel relevante en el proceso de ajuste del sistema.

Cuadro 26
Coeficientes α

Variable	α correcto	Error estándar	t	Significancia
$\Delta \text{LOGITRI}$	-0,276342	0,10203	-2,708	***
$\Delta \text{LOGITCR}$	+0,009936	0,02099	+0,473	No significativa
$\Delta \text{LOGICOMYPIB}$	-0,083986	0,03559	-2,360	**
$\Delta \text{LOGIPENERG}$	-0,430831	0,13434	-3,207	***

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

La ecuación de corto plazo (VECM)

Para el precio del trigo:

$$\Delta \text{LOGITRI}_t = -0,276342 \text{ECT}_{t-1} + 0,140958 \Delta \text{LOGITRI}_{t-1} - 1,592930 \Delta \text{LOGITCR}_{t-1} - 0,127188 \Delta \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} - 0,141136 \Delta \text{LOGIPENERG}_{t-1} + 0,014421 + \varepsilon_t$$

donde

$$\text{ECT}_{t-1} = \text{LOGITRI}_{t-1} + 4,543517 \text{LOGITCR}_{t-1} - 3,581167 \text{LOGICOMYPIB}_{t-1} + 1,289009 \text{LOGIPENERG}_{t-1} - 14,75676$$

El coeficiente de determinación es $R^2 = 0,2248$, que resulta relativamente bajo, lo cual es normal en modelos VECM estimados en primeras diferencias, donde el objetivo principal es identificar la relación de equilibrio de largo plazo.

Como conclusión se observa que los resultados del *test* de cointegración de Johansen indican la existencia de un vector de cointegración al nivel de significancia del 5 %, lo que confirma la presencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el precio internacional del trigo (LOGITRI), el tipo de cambio real de los Estados Unidos (LOGITCR), la relación comercio mundial/PIB (LOGICOMYPIB) y el precio de los *commodities* energéticos (LOGIPENERG).

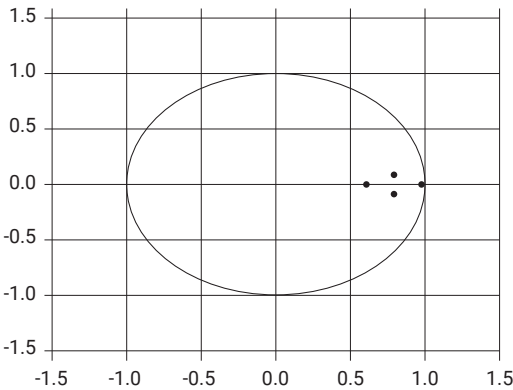
Estos resultados sugieren que las condiciones financieras internacionales y el comportamiento del mercado energético influyen de manera significativa sobre la formación de los precios agrícolas, mientras que la expansión del comercio mundial actúa como un factor que impulsa la demanda y sostiene los precios de los *commodities* agrícolas.

En cuanto al mecanismo de ajuste, los coeficientes del término de corrección del error indican que tanto el precio del trigo como el precio de la energía presentan coeficientes

estadísticamente significativos, lo que evidencia que estas variables contribuyen al proceso de convergencia hacia el equilibrio de largo plazo cuando se producen desviaciones respecto de dicha relación.

Se presenta el siguiente gráfico de la raíz inversa del polinomio para establecer la robustez y estabilidad del modelo.

Gráfico 7
*Raíces inversas del
polinomio característico
del modelo VECM*



Se llevaron a cabo los *test* de CUSUM y por medio de los gráficos se establece la estabilidad de los modelos, sin *dummy* y con *dummy*.

Los *test* de estabilidad CUSUM muestran que la trayectoria del estadístico permanece dentro de las bandas críticas al 5 % durante todo el período analizado. En consecuencia, no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros del modelo. Este resultado sugiere que no se observan cambios estructurales significativos en la relación estimada, lo cual refuerza la robustez de la ecuación de largo plazo obtenida mediante el modelo VECM.

Al aplicar el *test* de Chow sin la variable *dummy* se observa un cambio estructural.

Cuadro 27
*Prueba de punto de
quiebre de Chow:1992,
sin variable dummy*

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	2,658388	Prob. F(5,49)	0,0333
Log likelihood ratio	14,16069	Prob. Chi-Square(5)	0,0146
Wald Statistic	13,29194	Prob. Chi-Square(5)	0.0208
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

El *test* de Chow con la variable *dummy* indica un cambio estructural de baja intensidad.

Cuadro 28
Prueba de punto de
quiebre de Chow:1992, con
variable dummy

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Equation Sample: 1965 2023			
F-statistic	2,039098	Prob. F(6,47)	0,0789
Log likelihood ratio	13,65012	Prob. Chi-Square(6)	0,0338
Wald Statistic	12,23459	Prob. Chi-Square(6)	0.0569
Fuente: elaboración propia a partir de información de World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.			

En conjunto, ambos resultados indican que podría existir una perturbación estructural de intensidad moderada en torno al año 1992, posiblemente asociada al incremento de los subsidios agrícolas internacionales durante el período 1986-1991. Este resultado debe interpretarse considerando las otras pruebas de estabilidad del modelo, como el *test* CUSUM y el análisis de las raíces inversas del polinomio característico del VECM, que no evidencian rupturas estructurales significativas en la dinámica del sistema. El cambio detectado por el *test* de Chow puede interpretarse como una perturbación transitoria, vinculada al contexto institucional del mercado agrícola internacional, sin alterar la relación estructural de largo plazo entre las variables analizadas.

En consecuencia, el comportamiento del precio del trigo argentino puede explicarse a partir de las condiciones macroeconómicas internacionales, representadas por el tipo de cambio real, la evolución del comercio mundial y los precios de la energía.

Conclusiones

En el período de los años 1961-2023, se puede observar que el comportamiento del precio de los *commodities* con tendencia positiva estuvo significativamente correlacionado con los precios de los *commodities* energéticos, mientras que los precios de la agricultura tuvieron una tendencia levemente negativa, debido en gran medida a la política de subsidios y protecciónismo imperante que afectó estructuralmente a la oferta y la demanda de estos bienes.

Se debe destacar que durante los años 1986-1991 se produjo una guerra de subsidios en el sector agropecuario, principalmente entre los Estados Unidos y la entonces Comunidad Económica Europea.

Durante el período analizado, en pocos años los precios de la agricultura superaron el nivel de precios del año 1961. Las razones se relacionan con malas cosechas y con las crisis petroleras durante principios de los años setenta, además del crecimiento de la demanda y la especulación en los mercados de materias primas.

Desde el punto de vista econométrico, los resultados obtenidos mediante modelos de cointegración y VECM indican la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo

entre los precios agrícolas y un conjunto de variables de la economía internacional. Entre las variables que muestran una influencia significativa se encuentran el tipo de cambio real de los Estados Unidos, la relación comercio mundial de mercancías/PIB, utilizada como indicador de crecimiento y apertura de la economía mundial, y el precio de los *commodities* energéticos.

En tal sentido, los resultados de los tres mercados agrícolas considerados y el modelo del mercado argentino de trigo como prueba de robustez permiten mostrar que, en periodo analizado, no se observan obstrucciones estructurales significativas y que existe equilibrio entre las variables consideradas en cada caso.

Los resultados de los modelos se presentan en las siguientes ecuaciones de largo plazo:

$$\text{LOGIPAGRI} = -3,421991 \text{ LOGITCR} + 2,571445 \text{ LOGICOMYPIB} - 0,925182 \text{ LOGIPENERG} + C$$

$$\text{LOGIGRANOS} = -4,303367 \text{ LOGITCR} + 3,297680 \text{ LOGICOMYPIB} - 1,269166 \text{ LOGIPE-} \\ \text{NERG} + C$$

$$\text{LOGIPOLEAGINOSOS} = -4,7755 \text{ LOGITCR} + 3,7572 \text{ LOGICOMYPIB} - 1,3396 \text{ LOGIPE-} \\ \text{NERG} + 27,8568$$

$$\text{LOGITRIGO} = -4,5435 \text{ LOGITCR} + 3,5812 \text{ LOGICOMYPIB} - 1,2890 \text{ LOGIPENERG}$$

En todos los modelos se encontró evidencia de equilibrio de largo plazo, aunque la intensidad del mecanismo de ajuste de corto plazo difiere entre las distintas especificaciones. Se observa que el comportamiento de largo plazo de los precios de la agricultura, de los granos y de las semillas, aceites y harinas oleaginosas se encuentra explicado por las mismas variables, con signos y magnitudes similares en sus elasticidades. Este resultado puede atribuirse, en gran medida, a que el índice de precios de la agricultura incluye dentro de su composición a los granos y a los subproductos oleaginosos.

Asimismo, el modelo estimado para el precio FOB implícito del trigo argentino, considerado como ejercicio de robustez para el período 1964-2023, muestra resultados consistentes con los obtenidos para los mercados agrícolas internacionales, lo que refuerza la validez empírica de los determinantes identificados.

Los modelos presentados, en cuanto a las variables explicativas, coinciden con los trabajos mencionados en el marco teórico de la investigación en cuanto a la importancia de la tasa de interés real y al tipo de cambio real estimado, en los Estados Unidos. El crecimiento de la economía en cuanto a los efectos sobre los precios se explica en función de un coeficiente acotado de apertura, definido por la relación entre comercio de mercancías/PIB, este

cociente capta el crecimiento del producto mundial y la mayor integración de economía a nivel mundial. El precio de los productos energéticos fue identificado como una variable relevante, con signo negativo en relación con el comportamiento de los precios.

Se puede establecer que estas variables tienen capacidad para explicar el comportamiento de los precios agrícolas y específicamente del trigo argentino.

Por lo tanto, los modelos de estimación del comportamiento de las variables dependientes permiten brindar información a los que toman decisiones relacionadas con la actividad agropecuaria y agroindustrial. Estos tienen relevancia, particularmente, en situaciones donde las expectativas pueden sobrestimar el comportamiento esperado del tipo cambio efectivo de un producto del sector, y no permiten ver con claridad cómo las variables internacionales están determinando el precio futuro de dicho producto, como puede ser el caso de los granos, los aceites y harinas oleaginosos, entre otros.

Con base en lo expuesto se cumplen los objetivos establecidos en el trabajo respecto de evaluar el impacto de las variables económicas sobre la conformación de precios de la agricultura, para mejorar la información en relación con la toma de decisiones, identificando las variables en el período 1961-2023 y estableciendo la relación de largo plazo entre las variables dependientes y explicativas. Asimismo, se confirma la hipótesis que expresa que los precios internacionales de la agricultura, además del comportamiento estructural de la oferta y la demanda, están determinados por variables de la economía internacional, tal como la tasa de interés real y tipo de cambio real, la relación comercio de mercancías/PIB y el precio de los *commodities* no energéticos.

Referencias bibliográficas

- Abbott, P. Hurt, C. y Tyner, W. (2011). What's Driving Food Prices in 2011? *Farm Foundation. Issues Report*, 2011.
- Aizenman, J., y Borensztein, E. R. (1988). *Debt and conditionality under endogenous terms of trade adjustment* (N.º w2582). National Bureau of Economic Research.
- Baffes, J., y Haniotis, T. (2010). *Placing the 2006/08 Commodity Price Boom into Perspective*. Banco Mundial.
- Banco Mundial (2023). *Commodities Price Data (The Pink Sheet)*. <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/18675fidi639c7a34d463f59263ba0a2-0050012025/world-bank-commodities-price-data-the-pink-sheet>
- Borensztein y Reinhart C. (1994). The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices. *IMF Working Paper*, 94/9.
- Dornbusch. R. (Diciembre de 1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.

- (1985). Policy and Performance Links Between LDC Debtors and Industrial Nations. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2), 303-368.
- Dornbusch, R., y Fischer, S. (1980). Exchange Rate and Current Account. *American Economic Review*, 70, 960-971.
- Eichengreen, B. y Gupta, P. (2013). The Real Exchange Rate and Growth Revisited. *Journal of Development Economics*, 102, 1-14. Elsevier.
- Erdem, E., Nazlioglu, S. y Erdem, C. (Noviembre de 2010). Incertidumbre del tipo de cambio y comercio agrícola: análisis de cointegración de panel para Turquía. *Economía Agrícola (SSCI)*, 41(6).
- Federal Reserve Bank de St. Louis (2023). *Market Yield on U.S. Treasury Securities at 5-Year Constant Maturity*.
- Frankel, J. A. (2013). Estimated Effects of Speculation and Interest Rates in a “Carry Trade” Model of Commodity Prices. *Working Paper N.º 19463*. National Bureau of Economic Research.
- (2008). The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. En J. Y. Campbell (Ed.), *Asset Prices and Monetary Policy* (pp. 291-333). Chicago University Press.
- (2006). The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. *Working Paper N.º 12713*. National Bureau of Economic Research.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Gilbert, C. L. y Pfuderer, S. (2014). The Role of Index Trading in Price Formation in the Grains and Oilseeds Markets. *Journal of Agricultural Economics*, 65(2), 303-322.
- Gilbert, C. L. (2010). How to Understand High Food Prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 398-425.
- (2006). Trends and Volatility in Agricultural Commodity Prices. En A. Sarris y D. Hallam (Eds.), *Agricultural Commodity Markets and Trade: New Approaches to Analyzing Market Structure and Instability*. Edward Elgar Publishing.
- (1989). The Impact of Exchange Rates and Developing Country Debt on Commodity Prices. *The Economic Journal*, 99, 773-784.
- Harri, A., Nalley, L. L., y Hudson, D. (2009). The Relationship between Oil, Exchange Rates, and Commodity Prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(2), 501-510.
- Hotelling, H. (1931). The economics of exhaustible resources. *The Journal of Political Economy*, 39(2), 137-175.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., y Melitz, M. J. (2011). *International Economics: Theory and Policy* (9.ª ed.). Pearson Education.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

- Maizels, A. (1994). Commodity Market Trends and Instabilities: Policy Options for Developing Countries. *UNCTAD Review*, 53-6.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johnson, D. G. (primero de septiembre de 1973). World Agriculture in Disarray. *The Economic Journal*, 77(307).
- Malthus, T. R. (1798). *An essay on the principle of population* (Vol. 1).
- Mellor, J. (1967). The Economics of Agricultural Development. *The Economic Journal*, 77(307).
- Orden, D. (2002). *Exchange Rate Effects on Agricultural Trade*. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 34(2), 303-312.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (2004). *Agricultural Policy Monitoring and Evaluation*. OECD Publishing.
- Prebisch, R. (1962[1950]). The Economic Development of Latin America and its Principal Problems. *Economic Bulletin for Latin America*, 7(1), 1-22.
- Reinhart, C. y Rogoff (2010). Growth in a time of debt. *Working paper N.º 15639*. National Bureau of Economic Research.
- Reinhart, C. y Wickham P. (1994). Commodity Prices: Cyclical Weakness or Secular Decline? *IMF Staff Papers*, 41(2), 175-213.
- Ricardo, D. (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*.
- Rostow, W. (1960). *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge University Press.
- Sims, Ch. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Shiller, R. J. (2000). *Irrational Exuberance*. Princeton University Press.
- Singer, H. W. (1950). The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries. *American Economic Review*, 40(2), 473-485.
- Timmer, P. (1990). The Agricultural Transformation. En Hollis B. Chenery y T. N. Srinivasan (Eds.), *Handbook of Development Economics*, 1. Elsevier.
- (2009). Rice Price Formation in the Short Run and the Long Run: The Role of Market Structure in Explaining Volatility. *Center for Global Development Working Paper N.º 172*. Center for Global Development.
- Valdés, J., Díaz-Osorio, J., Von Cramon-Taubadel, S., Engler, A. (2011), The Chilean wheat market and its price support mechanism: a spatial market integration analysis. *Revista FCA UNCUIYO 2011*. Universidad Nacional de Cuyo.
- Working, H. (Febrero de 1943). Curvas de demanda estadísticas. *The Quarterly Journal of Economics*, 57(2), 191-209.
- Wright, B. (2011). The Economics of Grain Price Volatility. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 33(1), 32-58. Oxford University Press.
- Wright, B. y Williams, J. (1991). *Storage and Commodity Markets*. Cambridge University Press.

Cuadro 1.1

Test de cointegración

Anexo

1. Cuadros de información sobre el modelo precio de commodities agricultura, tipo de cambio real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de commodities energéticos

Included observations: 58 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic tren

Series: LOGIPAGRI LOGITCR LOGICOMYPIB LOGIPENERG

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.395874	54.84025	47.85613	0.0096
At most 1	0.229237	25.60983	29.79707	0.1408
At most 2	0.113406	10.50813	15.49471	0.2437
At most 3	0.058994	3.526753	3.841465	0.0604

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.395874	29.23042	27.58434	0.0305
At most 1	0.229237	15.10170	21.13162	0.2818
At most 2	0.113406	6.981377	14.26460	0.4914
At most 3	0.058994	3.526753	3.841465	0.0604

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIPAGRI	LOGITCR	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	3.421991 (0.47680)	-2.571445 (0.48252)	0.925182 (0.15897)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIPAGRI)	-0.142650 (0.08106)
D(LOGITCR)	-0.009754 (0.03337)
D(LOGICOMYPIB)	-0.093225 (0.05819)
D(LOGIPENERG)	-0.566010 (0.22043)

Cuadro 1.2
*Estimaciones de corrección
de errores vectoriales*

VectorErrorCorrectionEstimates Sample(adjusted):1966-2023 Includedobservations:58afteradjustments Standarderrorsin ()&t-statistics in []	
CointegratingEq:	CointEq 1
LOGIPAGRI(-1)	1.000000
LOGITCR(-1)	3.421991 (0.47680) [7.17693]
LOGICOMYPIB(-1)	-2.571445 (0.48252) [-5.32921]
LOGIPENERG(-1)	0.925182 (0.15897) [5.82002]
C	-12.69532
ErrorCorrection:	D(LOGIPAGRI)
CointEq 1	-0.142650 (0.08106) [-1.75979]
D(LOGIPAGRI(-1))	0.308537 (0.16022) [1.92576]
D(LOGITCR(-1))	-1.140358 (0.56922) [-2.00337]
D(LOGICOMYPIB(-1))	-1.133588 (0.44164) [-2.56679]
D(LOGIPENERG(-1))	-0.028813 (0.09212) [-0.31277]
C	0.022285 (0.01384) [1.60988]
R-squared	0.218242
Adj.R-squared	0.143073
Sumsq. Resids	0.426599
S.E.equation	0.090575
F-statistic	2.903353
Loglikelihood	60.15985
AkaikeAIC	-1.867581
SchwarzSC	-1.654432
Meandependent	-0.002481
S.D.dependent	0.097844

2. Cuadros de información sobre el modelo precios de *commodities* agricultura, IMIX de tipo de cambio real y tasa de interés real de los Estados Unido, relación comercio de mercancías/PIB y *commodities* energía

Cuadro 2.1

Test de cointegración

Sample (adjusted): 1966-2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGIPAGRI LOGIMIX LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.394738	53.72628	47.85613	0.0127
At most 1	0.222986	24.60486	29.79707	0.1761
At most 2	0.106520	9.971667	15.49471	0.2829
At most 3	0.057570	3.439036	3.841465	0.0637

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.394738	29.12142	27.58434	0.0315
At most 1	0.222986	14.63319	21.13162	0.3154
At most 2	0.106520	6.532631	14.26460	0.5458
At most 3	0.057570	3.439036	3.841465	0.0637

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	343.6681
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIPAGRI	LOGIMIX	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	4.561225 (0.55319)	-2.366755 (0.41123)	0.838129 (0.13797)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIPAGRI)	-0.130642 (0.08898)
D(LOGIMIX)	-0.019665 (0.02953)
D(LOGICOMYPIB)	-0.075644 (0.06267)
D(LOGIPENERG)	-0.553422 (0.23877)

Cuadro 2.2

*Estimaciones de corrección
de errores vectoriales*

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1965-2023 Included observations: 59 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
CointEq1	0.030285 (0.05988) [0.50575]
C	-0.002955 (0.01272) [-0.23235]
R-squared	0.004467
Adj. R-squared	-0.012998
Sum sq. Resids	0.544020
S.E. equation	0.097694
F-statistic	0.255783
Log likelihood	54.52869
Akaike AIC	-1.780633
Schwarz SC	-1.710208
Mean dependent	-0.002955
S.D. dependent	0.097066

3. Cuadro de información sobre el modelo precio de *commodities* granos, tipo de cambio real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de *commodities* energéticos

Cuadro 3.1

Test de cointegración

Sample (adjusted): 1967-2023
Included observations: 57 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGIGRANOS LOGITCR LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.493392	69.14320	47.85613	0.0002
At most 1 *	0.268168	30.38222	29.79707	0.0428
At most 2	0.149684	12.58660	15.49471	0.1309
At most 3	0.056983	3.344217	3.841465	0.0674

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.493392	38.76098	27.58434	0.0012
At most 1	0.268168	17.79562	21.13162	0.1377
At most 2	0.149684	9.242385	14.26460	0.2665
At most 3	0.056983	3.344217	3.841465	0.0674

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	321.0950
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIGRANOS	LOGITCR	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	4.303367 (0.52490)	-3.297680 (0.53111)	1.269166 (0.17519)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIGRANOS)	-0.294775 (0.10841)
D(LOGITCR)	0.036551 (0.02917)
D(LOGICOMYPIB)	-0.129567 (0.05038)
D(LOGIPENERG)	-0.663486 (0.18400)

Cuadro 3.2
*Estimaciones de corrección
de errores vectoriales*

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1967-2023 Included observations: 57 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq 1
LOGIGRANOS(-1)	1.000000
LOGITCR(-1)	4.303367 (0.52490) [8.19837]
LOGICOMYPIB(-1)	-3.297680 (0.53111) [-6.20901]
LOGIPENERG(-1)	1.269166 (0.17519) [7.24446]
C	-15.05136
Error Correction:	D(LOGIGRANOS)
CointEq 1	-0.294775 (0.10841) [-2.71907]
D(LOGIGRANOS(-1))	0.311176 (0.16473) [1.88900]
D(LOGIGRANOS(-2))	0.126339 (0.17972) [0.70296]
D(LOGITCR(-1))	-2.017001 (0.93842) [-2.14935]
D(LOGITCR(-2))	0.102621 (1.03151) [0.09949]
D(LOGICOMYPIB(-1))	-1.100159 (0.71669) [-1.53506]
D(LOGICOMYPIB(-2))	-2.065473 (0.70605) [-2.92541]
D(LOGIPENERG(-1))	-0.029556 (0.15460) [-0.19117]
D(LOGIPENERG(-2))	0.351288 (0.14565) [2.41190]
C	0.043990 (0.02611) [1.68508]
R-squared	0.324947
Adj. R-squared	0.195682
Sum sq. Resids	0.882858
S.E. equation	0.137055
F-statistic	2.513796
Log likelihood	37.89832
Akaike AIC	-0.978888
Schwarz SC	-0.620458
Mean dependent	-0.003616
S.D. dependent	0.152821

Cuadro 4.1
Test de cointegración

4. Cuadros sobre información sobre el modelo precios de *commodities* granos, IMIX de tipo de cambio real y tasa de interés real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y *commodities* energía

Cuadro 4.1. Test de Cointegración

Sample (adjusted): 1966-2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGIGRANOS LOGIMIX LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.415341	56.46890	47.85613	0.0063
At most 1	0.214283	25.33874	29.79707	0.1497
At most 2	0.131579	11.35153	15.49471	0.1908
At most 3	0.053172	3.168967	3.841465	0.0750

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.415341	31.13016	27.58434	0.0168
At most 1	0.214283	13.98721	21.13162	0.3661
At most 2	0.131579	8.182563	14.26460	0.3604
At most 3	0.053172	3.168967	3.841465	0.0750

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	320.6359
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIGRANOS	LOGIMIX	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	6.043693 (0.77201)	-3.077435 (0.57841)	1.145501 (0.19387)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIGRANOS)	-0.109428 (0.09656)
D(LOGIMIX)	-0.004683 (0.02061)
D(LOGICOMYPIB)	-0.073460 (0.04240)
D(LOGIPENERG)	-0.435121 (0.15645)

Cuadro 4.2

Estimaciones de corrección de errores vectoriales

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1965-2023 Included observations: 59 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGIGRANOS(-1)	1.000000			
	9.907281			
LOGIMIX(-1)	(1.51072)			
	[6.55801]			
	-6.329588			
LOGICOMYPIB(-1)	(1.11163)			
	[-5.69399]			
	2.118141			
LOGIPENERG(-1)	(0.37794)			
	[5.60439]			
C	-30.50811			
Error Correction:	D(LOGIGRANOS)	D(LOGIMIX)	D(LOGICOMYPIB)	D(LOGIPENERG)
	-0.048274	0.003511	-0.021529	-0.251865
	(0.05200)	(0.01070)	(0.02243)	(0.08518)
	[-0.92838]	[0.32809]	[-0.95989]	[-2.95668]
CointEq 1	-0.003158	0.002369	0.015998	0.038229
	(0.01961)	(0.00404)	(0.00846)	(0.03213)
	[-0.16101]	[0.58677]	[1.89107]	[1.18973]
R-squared	0.014896	0.001885	0.015908	0.132974
Adj. R-squared	-0.002387	-0.015626	-0.001357	0.117763
Sum sq. resids	1.293770	0.054810	0.240695	3.472234
S.E. equation	0.150658	0.031009	0.064982	0.246812
F-statistic	0.861895	0.107646	0.921393	8.741978
Log likelihood	28.97194	122.2343	78.58460	-0.151567
Akaike AIC	-0.914303	-4.075739	-2.596088	0.072934
Schwarz SC	-0.843878	-4.005314	-2.525663	0.143359
Mean dependent	-0.003158	0.002369	0.015998	0.038229
S.D. dependent	0.150478	0.030770	0.064938	0.262769
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.42E-10			
Determinant resid covariance	2.98E-10			
Log likelihood	312.1623			
Akaike information criterion	-10.17499			
Schwarz criterion	-9.752444			
Number of coefficients	12			

Cuadro 5.1
Test de cointegración

5. Cuadros de información sobre el modelo precio de *commodities* oleaginosos, tipo de cambio real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de *commodities* energéticos

Sample (adjusted): 1966-2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGIPOLEAGINOSOS LOGITCR LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.385263	54.47517	47.85613	0.0105
At most 1	0.228497	26.25465	29.79707	0.1212
At most 2	0.128373	11.20862	15.49471	0.1990
At most 3	0.054327	3.239759	3.841465	0.0719

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.385263	28.22052	27.58434	0.0414
At most 1	0.228497	15.04603	21.13162	0.2857
At most 2	0.128373	7.968860	14.26460	0.3819
At most 3	0.054327	3.239759	3.841465	0.0719

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	300.2902
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIPOLEAGINOSOS	LOGITCR	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	4.775542 (0.72595)	-3.757155 (0.73653)	1.339566 (0.24247)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIPOLEAGINOSOS)	-0.148902 (0.09384)
D(LOGITCR)	-0.008721 (0.02212)
D(LOGICOMYPIB)	-0.052448 (0.03902)
D(LOGIPENERG)	-0.338908 (0.14715)

Cuadro 5.2
*Estimaciones de corrección
de errores vectoriales*

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1966-2023 Included observations: 58 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGIPOLEAGINOSOS(-1)	1.000000
LOGITCR(-1)	4.775542 (0.72595) [6.57830]
LOGICOMYPIB(-1)	-3.757155 (0.73653) [-5.10119]
LOGIPENERG(-1)	1.339566 (0.24247) [5.52476]
C	-15.35452
Error Correction:	D(LOGIPOLEA GINOSOS)
CointEq1	-0.148902 (0.09384) [-1.58681]
D(LOGIPOLEAGINOSOS(-1))	0.205217 (0.15511) [1.32302]
D(LOGITCR(-1))	-0.940526 (1.00532) [-0.93555]
D(LOGICOMYPIB(-1))	-0.856411 (0.73435) [-1.16621]
D(LOGIPENERG(-1))	-0.147657 (0.16079) [-0.91833]
C	0.019486 (0.02367) [0.82325]
R-squared	0.165644
Adj. R-squared	0.085417
Sum sq. resid	1.276479
S.E. equation	0.156677
F-statistic	2.064699
Log likelihood	28.37534
Akaike AIC	-0.771564
Schwarz SC	-0.558414
Mean dependent	-0.004445
S.D. dependent	0.163830

Cuadro 6.1
Test de cointegración

6. Cuadros de información sobre el modelo precio de *commodities* oleaginosos, IMIX de tipo de cambio real y tasa de interés real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de *commodities* energéticos.

Sample (adjusted): 1966 2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGIPOLEAGINOSOS LOGIMIX LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.392258	54.47899	47.85613	0.0105
At most 1	0.227674	25.59476	29.79707	0.1413
At most 2	0.118375	10.61051	15.49471	0.2366
At most 3	0.055360	3.303209	3.841465	0.0691

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.392258	28.88424	27.58434	0.0339
At most 1	0.227674	14.98425	21.13162	0.2900
At most 2	0.118375	7.307300	14.26460	0.4534
At most 3	0.055360	3.303209	3.841465	0.0691

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	310.0840
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGIPOLEAGINOSOS	LOGIMIX	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	6.368742 (0.84434)	-3.464344 (0.63004)	1.220271 (0.21122)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGIPOLEAGINOSOS)	-0.149277 (0.09864)
D(LOGIMIX)	-0.015070 (0.01908)
D(LOGICOMYPIB)	-0.042280 (0.04100)
D(LOGIPENERG)	-0.329049 (0.15511)

Cuadro 6.2

*Estimaciones de corrección
de errores vectoriales*

Vector Error Correction Estimates Date: 03/07/26 Time: 13:51 Sample (adjusted): 1965 2023 Included observations: 59 after adjustments	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGIPAGRI(-1)	1.000000 6.304039
LOGIMIX(-1)	(0.81159) [7.76749] -3.516244
LOGICOMYPPIB(-1)	(0.59719) [-5.88797] 1.139815
LOGIPENERG(-1)	(0.20304) [5.61374] -22.47135
C	
Error Correction:	D(LOGIPAGRI)
CointEq1	0.030285 (0.05988) [0.50575] -0.002955
C	(0.01272) [-0.23235]
R-squared	0.004467
Adj. R-squared	-0.012998
Sum sq. Resids	0.544020
S.E. equation	0.097694
F-statistic	0.255783
Log likelihood	54.52869
Akaike AIC	-1.780633
Schwarz SC	-1.710208
Mean dependent	-0.002955
S.D. dependent	0.097066

Cuadro 7.1
Test de cointegración

7. Cuadros de información sobre el modelo precio de trigo argentino, tipo de cambio real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de *commodities* energéticos

Sample (adjusted): 1966 2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGITRI LOGITCR LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.386628	55.45994	47.85613	0.0082
At most 1	0.221521	27.11044	29.79707	0.0990
At most 2	0.143987	12.58644	15.49471	0.1309
At most 3	0.059683	3.569212	3.841465	0.0589

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.386628	28.34950	27.58434	0.0399
At most 1	0.221521	14.52400	21.13162	0.3236
At most 2	0.143987	9.017224	14.26460	0.2847
At most 3	0.059683	3.569212	3.841465	0.0589

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	288.1149
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGITRI	LOGITCR	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	4.543517 (0.77331)	-3.581167 (0.78758)	1.289009 (0.25916)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGITRI)	-0.276342 (0.10203)
D(LOGITCR)	0.009936 (0.02099)
D(LOGICOMYPIB)	-0.083986 (0.03559)
D(LOGIPENERG)	-0.430831 (0.13434)

Cuadro 7.2
*Estimaciones de corrección
vectoriales*

Vector Error Correction Estimates Date: 09/26/26 Time: 20:12 Sample (adjusted): 1966 2023 Included observations: 58 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq 1
LOGITRI(-1)	1.000000
LOGITCR(-1)	4.543517 (0.77331) [5.87539]
LOGICOMYPIB(-1)	-3.581167 (0.78758) [-4.54703]
LOGIPENERG(-1)	1.289009 (0.25916) [4.97385]
C	-14.75676
Error Correction:	D(LOGITRI)
CointEq 1	-0.276342 (0.10203) [-2.70843]
D(LOGITRI(-1))	0.140958 (0.15385) [0.91622]
D(LOGITCR(-1))	-1.592930 (1.15920) [-1.37417]
D(LOGICOMYPIB(-1))	-0.127188 (0.84726) [-0.15012]
D(LOGIPENERG(-1))	-0.141136 (0.18474) [-0.76398]
C	0.014421 (0.02767) [0.52122]
R-squared	0.224843
Adj. R-squared	0.150309
Sum sq. resids	1.732135
S.E. equation	0.182511
F-statistic	3.016639
Log likelihood	19.52312
Akaike AIC	-0.466315
Schwarz SC	-0.253165
Mean dependent	0.002098
S.D. dependent	0.197997

Cuadro 8.1
Test de cointegración

8. Cuadro de información sobre el modelo precio de trigo argentino, IMIX de tipo de cambio real y tasa de interés real de los Estados Unidos, relación comercio de mercancías/PIB y precio de *commodities* energéticos

Sample (adjusted): 1966 2023
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic tren
Series: LOGITRI LOGIMIX LOGICOMYPIB LOGIPENERG
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.362960	53.16590	47.85613	0.0146
At most 1	0.225237	27.01240	29.79707	0.1013
At most 2	0.138522	12.21091	15.49471	0.1471
At most 3	0.059579	3.562809	3.841465	0.0591

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.362960	26.15349	27.58434	0.0753
At most 1	0.225237	14.80149	21.13162	0.3030
At most 2	0.138522	8.648104	14.26460	0.3166
At most 3	0.059579	3.562809	3.841465	0.0591

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	297.1232
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGITRI	LOGIMIX	LOGICOMYPIB	LOGIPENERG
1.000000	6.265362 (0.98269)	-3.524185 (0.73648)	1.246701 (0.24676)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGITRI)	-0.282978 (0.10517)
D(LOGIMIX)	0.006355 (0.01797)
D(LOGICOMYPIB)	-0.075234 (0.03674)
D(LOGIPENERG)	-0.420117 (0.13895)

9. Evolución de los precios FOB de trigo argentino

Año	Fob. implícito	Coefficiente MUV	Valor presente Fob. implícito trigo	Índice de valor presente 1961=100	Índice de valor presente 1964=101
1961	62	5,1242	316	100	
1962	61	5,0304	308	98	
1963	64	5,1242	326	103	
1964	65	5,0535	330	105	100
1965	56	5,0053	280	89	85
1966	55	4,8274	267	85	81
1967	59	4,7853	284	90	86
1968	57	4,8274	277	88	84
1969	59	4,5821	271	86	82
1970	55	4,3076	236	75	71
1971	60	4,0959	245	78	74
1972	67	3,7548	251	79	76
1973	92	3,2377	298	95	90
1974	177	2,6568	469	149	142
1975	171	2,3922	409	130	124
1976	137	2,3632	323	102	98
1977	96	2,1862	210	67	64
1978	108	1,8812	204	65	62
1979	142	1,6864	239	76	72
1980	182	1,5332	278	88	84
1981	203	1,5314	310	98	94
1982	178	1,5784	281	89	85
1983	145	1,6214	235	74	71
1984	133	1,6579	221	70	67
1985	118	1,6754	198	63	60
1986	98	1,4566	143	45	43
1987	84	1,3293	111	35	34
1988	98	1,2482	122	39	37
1989	152	1,2558	191	61	58
1990	149	1,2096	180	57	55
1991	87	1,2208	106	34	32
1992	118	1,1984	141	45	43
1993	127	1,1584	147	47	45
1994	130	1,1943	155	49	47
1995	145	1,0879	158	50	48
1996	197	1,1090	218	69	66
1997	153	1,1638	178	56	54
1998	125	1,2170	152	48	46
1999	114	1,2408	141	45	43
2000	111	1,2569	139	44	42

Año	Fob. implícito	Coefficiente MUV	Valor presente Fob. implícito trigo	Índice de valor presente 1961=100	Índice de valor presente 1964=101
2001	121	1,3059	158	50	48
2002	121	1,3213	160	51	49
2003	152	1,2560	191	61	58
2004	137	1,1761	161	51	49
2005	123	1,1402	140	44	42
2006	152	1,1120	169	53	51
2007	209	1,0479	219	69	66
2008	290	0,9724	282	89	86
2009	196	1,0367	203	64	62
2010	223	1,0000	223	71	68
2011	298	0,9006	269	85	81
2012	256	0,9072	233	74	70
2013	304	0,9112	277	88	84
2014	326	0,9238	301	95	91
2015	240	1,0218	245	78	74
2016	182	1,0635	193	61	59
2017	180	1,0279	185	59	56
2018	206	0,9818	203	64	61
2019	218	1,0052	219	69	66
2020	199	1,0215	203	64	62
2021	259	0,9141	236	75	72
2022	309	0,9058	280	89	85
2023	351	0,9058	318	101	96

Notas. MUV es el índice de valor unitario en dólares estadounidenses de las manufacturas exportadas desde quince países: Brasil, Canadá, China, Alemania, Francia, India, Italia, Japón, México, República de Corea, Sudáfrica, España, Pakistán, Reino Unido y Estados Unidos.

Fuente: elaboración propia a partir de información de *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)* (Banco Mundial) y Reserva Federal de los Estados Unidos.

**Guillermo Nicanor
Toranzos Torino**

Perfil académico y profesional: Posdoctorado en Economía por la Universidad de Buenos Aires (UBA). Doctor en Ciencias Agropecuarias (UBA). Licenciado en Administración (UBA). Director y profesor de maestrías en la Facultad de Ciencias Económicas en la UBA y en la Universidad Católica de Salta (UCASAL). Profesor en Técnicas de Negociación Internacional, Finanzas Empresarias en un Contexto Globalizado, Ética de los Negocios Internacionales, Evaluación de Proyectos de Inversión y Plan de Negocios.
guillermotoranzostorino@gmail.com
Identificador ORCID: 0009-0003-8653-853X

