

LA CONVERGENCIA DE LOS PRECIOS AGRICOLAS DE LA ARGENTINA Y DE LOS EE.UU. La “ley de un solo precio” para los commodities pampeanos.

Daniel LEMA y Victor BRESCIA¹

**Documento de Trabajo Nº 2
Noviembre, 1998**

Usted podrá consultar este documento en nuestra página de Internet www.inta.gov.ar

¹Investigadores del Instituto de Economía y Sociología (IES) del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA). E-MAIL: danilema@inta.gov.ar vbrescia@inta.gov.ar

INDICE

RESUMEN.....	3
1. INTRODUCCION.....	4
2. LOS PRECIOS AGRICOLAS EN ARGENTINA.....	7
3. MARCO TEÓRICO DEL ESTUDIO.....	9
4. EL CONCEPTO DE COINTEGRACIÓN.....	11
5. ANÁLISIS EMPÍRICO.....	15
Determinación del Orden de Integración.....	15
Análisis de Cointegración.....	16
6. LAS SERIES DE PRECIOS.....	17
7. RESULTADOS.....	21
8. COMENTARIOS FINALES.....	24
BIBLIOGRAFÍA.....	26

RESUMEN

En el trabajo se postula la hipótesis que los precios recibidos por los productores de la Argentina y los EE.UU., para cuatro commodities agrícolas (trigo, maíz, soja y girasol), fueron arbitrados en forma consistente entre 1991 y 1997. El enfoque de cointegración utilizado permitió testear esta relación de largo plazo entre las variables. Se presentan en cada caso los tests de raíces unitarias y de cointegración. En general, los resultados empíricos permitieron aportar evidencia a favor del cumplimiento de la ley de un precio para estos productos durante el período examinado. Las consecuencias de esta verificación son importantes dado que, aceptando la validez de las hipótesis mencionadas, si se observa que los precios de los productos siguen un patrón que no diverge del ocurrido en un país con similares dotaciones factoriales, y al mismo tiempo los cambios de política macroeconómica generan una convergencia de los precios de los insumos, esto tiene un fuerte correlato productivo ya que las tecnologías empleadas por los productores deberían en el largo plazo también ser relativamente similares.

Palabras claves: precios de commodities, series de tiempo, cointegración.

1. INTRODUCCION

Los precios agrícolas en Argentina han sufrido importantes distorsiones durante más de cuarenta años. Las intervenciones de política económica generalmente actuaron en forma negativa sobre el sector agropecuario, afectando fuertemente los precios relativos a los que se enfrentaban los agricultores. En este sentido, la política comercial y las intervenciones entre 1950 y 1990 se diseñaron de forma tal que significaron una discriminación sistemática contra la mayoría de los bienes exportables, en particular los agropecuarios, frente a los exportables. El conjunto de medidas consistió en diversas combinaciones de altos aranceles, restricciones cuantitativas para los productos industriales importados y retenciones a la exportación de productos agrícolas. El efecto global de estas políticas fue incrementar los precios relativos de los productos importables y determinar una revaluación real del peso, que discriminó contra los bienes exportables. En general los productos agrícolas pampeanos fueron los más afectados por la política comercial aplicada y, aunque el gobierno subsidiaba algunos de los insumos para compensar en alguna medida sus menores precios relativos, la protección nominal directa fue negativa y alta en valores absolutos (Sturzenegger, 1990). Por otra parte, el país se caracterizó por sus recurrentes desequilibrios macroeconómicos, particularmente graves en los aspectos monetarios y fiscales, lo que determinó una gran volatilidad de los precios internos y del tipo de cambio nominal.

Las distorsiones impuestas implican importantes restricciones cuando se trata de analizar series de precios percibidos por los productores. En principio, cualquier señal, por ejemplo sobre el comportamiento de los mercados mundiales o los cambios producidos por el avance tecnológico se encuentra confundida, y muchas veces neutralizada, entre las múltiples medidas y controles aplicados en cada momento. Asimismo resulta difícil separar el efecto de otros factores tales como los climáticos, que influyen el rendimiento de los cultivos agrícolas y en consecuencia los precios de los productos. En este sentido, una importante fuente de variación climática interanual es el llamado fenómeno ENSO (El niño Southern Oscillation).

Este fenómeno afecta a la región pampeana incrementando las precipitaciones en los años donde predomina la fase Niño y disminuyéndolas en los años Niña. Los cambios climáticos asociados a cada fase tienen efectos productivos y económicos sobre los cultivos de la región, particularmente trigo, soja, girasol y maíz. (Brescia et.al. 1998)

En los últimos años se han realizado significativas mejoras en la comprensión de las interacciones climáticas como así también en el monitoreo de los sistemas atmosféricos. Estos avances han permitido a su vez realizar pronósticos cada vez más eficaces y existe una considerable cantidad de investigaciones que documentan el valor potencial de la predicción del fenómeno ENSO para la agricultura. Por ejemplo el valor de mejores pronósticos para la agricultura en los EE.UU. puede exceder los 200 millones de dólares anuales. (Letson et.al. 1998)

La necesidad de realizar inferencias sobre valor de los pronósticos climáticos en la agricultura pampeana implica también conocer en alguna medida los efectos económicos de los cambios cíclicos registrados. Un tema particularmente relevante es la evaluación de la posible transmisión de los cambios hacia los precios de los commodities agrícolas.

Para este fin y con el objetivo final de realizar pronósticos es necesario trabajar con los registros históricos de rendimientos, clima y precios. Es aquí donde se presenta un problema importante. Si bien existen series bien documentadas de producción y clima en las pampas desde principios de siglo, no ocurre lo mismo con los precios. Tal como se señaló anteriormente, las intervenciones sufridas por los precios agrícolas pampeanos hacen difícil la utilización de series históricas para evaluar prospectivamente el valor de los pronósticos para los agricultores.

Sin embargo, si deseamos testear la señal del fenómeno ENSO sobre los precios de los cultivos principalmente con fines de pronóstico, podríamos utilizar series de precios de otros países productores con características similares y que al mismo tiempo hayan registrado en el pasado una menor intervención y volatilidad de políticas.

Con este objetivo podríamos hacer uso del concepto de la “Ley de Un Precio”, la cual asegura que a partir del arbitraje internacional debe observarse una rápida convergencia de los precios, particularmente de los commodities.

Siguiendo este razonamiento, en el presente trabajo se postula la hipótesis que los precios recibidos por los productores de la Argentina y los EE.UU., para cuatro commodities agrícolas (trigo, maíz, soja y girasol), fueron arbitrados en forma consistente a partir de la eliminación de gran parte de las distorsiones y de la vigencia de la ley de convertibilidad (1991). El enfoque utilizado es el de la teoría de cointegración, que permite testear la existencia de una relación de largo plazo estable entre las variables.

Los resultados empíricos permitieron aportar evidencia a favor del cumplimiento de la ley de un precio para estos productos durante el período examinado. Las consecuencias de esta verificación son importantes dado que si se observa que los precios de los productos siguen un patrón que no diverge del observado para los productores de los EE.UU en los años recientes, podría inferirse que en el pasado habría sucedido algo similar, de no mediar las intervenciones de política en Argentina.

Entonces, sería posible realizar inferencia prospectiva sobre la interacción del fenómeno ENSO, precios de commodities y la agricultura pampeana utilizando precios de los EE.UU. Un análisis en este sentido, utilizando la información aquí presentada, puede verse en Letson et.al. 1998.

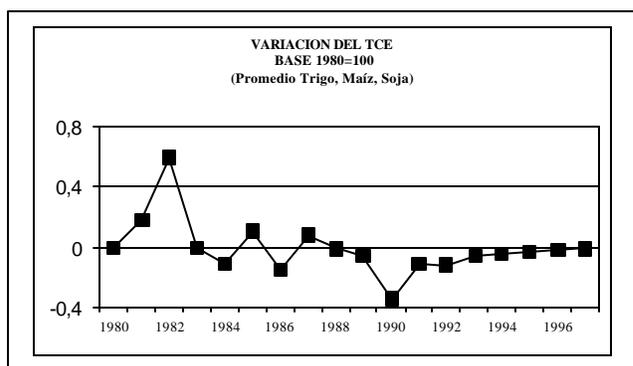
2. LOS PRECIOS AGRICOLAS EN ARGENTINA

De acuerdo con la teoría económica, la posibilidad de arbitraje en bienes transables, tales como los productos agrícolas, asegura que los precios sean equivalentes en los distintos países. Bajo algunos supuestos adicionales, tales como tasa de cambio fija y ausencia de costos de transacción, el arbitraje perfecto implica la transmisión internacional automática de los cambios de precios, así como efectos instantáneos sobre los precios nominales de bienes ante los ajustes de los tipos de cambio. Entonces, cada bien tendría un precio único (medido en términos de un numerario) en el mundo. Esta conclusión es conocida en la literatura como “Ley de un Precio” (Krugman, 1992).

Generalmente se asume que los commodities agrícolas obedecen en el largo plazo ésta regla. Sin embargo, la volatilidad de las políticas cambiarias, la aplicación de barreras comerciales o la presencia de políticas domésticas pueden provocar desvíos sistemáticos y en consecuencia evitar el cumplimiento pleno del arbitraje. En este contexto, los productores de commodities agrícolas recibieron precios que muchas veces siguieron un sendero divergente al observado en países productores con similares dotaciones factoriales y que no sufrieron distorsiones sistemáticas, lo que determinó a su vez un diferente patrón de adopción tecnológica y de incorporación de insumos.

A partir de 1990, y particularmente luego de la aplicación de la Ley de Convertibilidad en 1991, el sector agropecuario se enfrentó a un contexto diametralmente distinto en lo relativo a las políticas comerciales y cambiarias. Desaparecieron las retenciones e impuestos discriminatorios y al mismo tiempo se determinó un tipo de cambio nominal fijo y único. Durante los años noventa el tipo de cambio real muestra un descenso comparado con los niveles prevalecientes durante la década de los ochenta, y al mismo tiempo el nivel de volatilidad del **tipo de cambio efectivo** para los principales productos agrícolas también se ha reducido drásticamente, siendo su variación anual luego de 1991 casi nula como puede observarse en el Gráfico 1.

GRAFICO 1



Fuente: Elaboración propia con datos de FIEL e INDEC.

Presentamos en este artículo evidencia empírica a favor de la hipótesis del cumplimiento del arbitraje de precios para un grupo de productos agrícolas pampeanos (trigo, maíz, girasol y soja) en términos de su comparación con los respectivos precios en los Estados Unidos. La característica distintiva del estudio consiste en que no se trata de comparar los precios FOB de los bienes sino los precios recibidos efectivamente por los productores agropecuarios. **En particular, exploramos el supuesto de que para el período que se inicia a partir de la entrada en vigencia en el año 1991 de la Ley de Convertibilidad en Argentina y que se extiende hasta el año 1997, los precios internos de los commodities argentinos han transitado un sendero de largo plazo que es equivalente al observado en los Estados Unidos.** Es decir que, de acuerdo con esta hipótesis, no deberían encontrarse desviaciones significativas ni persistentes de los precios con respecto a su valor de equilibrio, definido este como una proporcionalidad constante entre los precios en ambos países. El objetivo de este estudio es entonces analizar si la “ley de un precio” puede sostenerse como una relación válida de largo plazo para los precios recibidos por los productores de Estados Unidos y Argentina en los casos de trigo, maíz, soja y girasol durante el período 1991-1997 y considerar –en consecuencia- sus implicancias en términos productivos y tecnológicos.

3. MARCO TEORICO DEL ESTUDIO

El enfoque metodológico se basa en la aplicación de la teoría de cointegración (Engle y Granger, 1991) para estimar las relaciones entre las series de precios. Granger y Newbold (1974) han señalado la particular atención que debe prestarse al cumplimiento de la propiedad de estacionariedad cuando se utilizan series de tiempo en análisis de regresión, así como la consecuencia de su violación, conocida en econometría como **correlación espúrea**. Estos autores señalan que muchas variables económicas (particularmente precios) son no estacionarias en niveles y se comportan como “random walks”. Si bien la estacionariedad puede ser recuperada en algunos casos a través de la primera diferenciación de las variables, sucede que frecuentemente el interés del análisis se centra en los **niveles** de las variables. La no estacionariedad invalida los supuestos de los procedimientos usuales de estimación (OLS-MCO) y, en consecuencia, no permite confiar en los resultados obtenidos. Sin embargo, aun cuando dos variables individuales pueden no ser estacionarias, una combinación lineal entre ellas puede serlo: en este caso se dice que las variables están **cointegradas** (Enders, 1995). La teoría de cointegración permite reconciliar la no estacionariedad con la posibilidad de estudiar relaciones entre los niveles de las variables económicas.

En nuestro análisis, consideramos la existencia de una relación de largo plazo o de “estado estacionario” entre los niveles de precios recibidos por los productores de Estados Unidos y Argentina. Es decir que, aunque en el corto plazo puedan ocurrir desvíos con respecto al equilibrio de estado estacionario, en el largo plazo los precios deberían mostrar una proporcionalidad constante. Si las series de precios individualmente no son estacionarias pero sí lo es una combinación lineal entre ellas, entonces, ésta relación puede plantearse en términos económicos como una evidencia del cumplimiento de la ley de un precio. En sentido estricto, este postulado dice que si dos países intervienen en el comercio internacional de un producto, el precio del bien debe ser **el mismo** en los dos países (expresado en una moneda común) una vez realizados los ajustes necesarios derivados de los costos de transacción involucrados.

Analizaremos esta “ley” como una relación de largo plazo a través de un estudio de las propiedades de las series de tiempo de las variables de interés postulando la cointegración entre las mismas.

4. EL CONCEPTO DE COINTEGRACION

Es común asumir la existencia de un proceso generador de datos aleatorio detrás de una serie de tiempo o conjunto de información desarrollado a lo largo del tiempo. El análisis clásico de regresión asume que las series o procesos consideradas sean **estacionarias**. Los procesos estacionarios (débiles) son aquellos cuya media y variancia son constantes en el tiempo y donde la covariancia (o correlación) entre dos períodos cualesquiera depende solamente de la distancia (rezago) entre los dos períodos y no de la oportunidad en el tiempo en que ha sido calculada. La presencia de series no estacionarias en el modelo puede producir resultados espúreos en el sentido de generar excelentes indicadores de bondad de ajuste (R^2) a pesar de que las series no estén significativamente relacionadas. Un proceso (o serie) no estacionario es aquél que no verifica alguna de las tres condiciones antes señaladas. En la práctica, la mayoría de las series económicas son no estacionarias. El análisis de las autocorrelaciones (AC) es una forma de probar la estacionariedad o no de una serie. Definida la autocorrelación de rezago k como ρ_k , el correlograma (muestral) para la serie bajo análisis consiste en graficar la serie de los ρ_k para los diferentes rezagos. Si el proceso generador es puramente aleatorio, tendrá asociado un correlograma donde todos los ρ_k sean cero (para $k \geq 1$). Si el correlograma empieza con un valor alto (en valor absoluto) y se va desvaneciendo gradual o geométricamente, es -por lo general- una indicación de que la serie es no estacionaria y que obedece un proceso autorregresivo (AR) de bajo orden. Si ρ_k es alto para $k=1$, pero cae a valores cercanos a cero después de unos pocos períodos, es una señal de que la serie sigue un proceso de promedios móviles (moving-average MA) de bajo orden.

Una prueba alternativa sobre estacionariedad es la llamada **prueba de raíz unitaria** (unit root test). Para modelos del tipo AR(1), es decir $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$, donde u_t es *ruido blanco*², si el coeficiente de Y_{t-1} resultara ser uno, se estaría en presencia de una situación de no

² Se entiende por ruido blanco (white noise) a una variable aleatoria no autocorrelacionada, con media cero y variancia constante.

estacionariedad. Por consiguiente, la hipótesis relevante es $H_0: \rho=1$. De aceptarse la hipótesis nula, se estaría probando que la variable aleatoria Y_t posee una raíz unitaria, o, en términos de series, que el proceso es un **random walk**³ (rw). La contrastación de la hipótesis $\rho=1$ se puede hacer por varios métodos, todos variantes del trabajo seminal de D. Dickey y W. Fuller (1979).

Re-escribiendo el modelo AR(1) como $Y_t - Y_{t-1} = u_t$, suponiendo $\rho=1$, y recordando que u_t fue asumida como puramente aleatoria, se desprende que la primera diferencia de una serie rw es estacionaria. Ahora bien, si una serie ha sido diferenciada una vez y la serie diferenciada resulta ser estacionaria, se dice que la serie original rw es integrada de orden 1 ($I(1)$). Por lo tanto, **toda serie integrada es no estacionaria**, independientemente del orden de integración, y -por conveniencia notacional- se dice que una serie $I(0)$ es una serie que sigue un proceso estacionario. La cuestión empírica es entonces: **¿Qué sucede si se relacionan en un esquema de regresión series no estacionarias?** La primera consecuencia es que los resultados estándares producidos por las pruebas t o F no son válidos, y en tal sentido se está en presencia de una regresión espúrea. No deberían sorprender elevados valores de R^2 acompañados por fuertes señales de autocorrelación, generalmente positiva ($R^2 >$ Durbin Watson). Una solución aparente sería correr el modelo en primeras diferencias, conociendo que la primera diferencia de una serie rw es estacionaria. El problema con este enfoque es que, al trabajar con primeras diferencias (u órdenes mayores), se puede perder información sobre la relación de largo plazo que hay entre las variables y que sólo se captura si se trabaja con las variables en niveles.

El concepto de **cointegración** está detrás de esta idea. Hay series que exhiben cierto sincronismo, que a pesar de tener tendencias aleatorias parecen seguir un sendero, aleatorio, pero común. Si éste es el caso, si las series están efectivamente cointegradas, entonces el esquema de regresión tiene sentido y las pruebas t y F usuales son válidas.

³ Puede probarse que un proceso rw representa una serie de tiempo no estacionaria. Particularmente, resulta en un proceso con media y variancia directamente proporcional (y por lo tanto no constantes) a la media y variancia del término u_t : $E(Y_t) = t \cdot E(u_t)$ y $Var(Y_t) = t \cdot Var(u_t)$. La excepción para la media del proceso, sería el caso -por cierto usual- en que $E(u_t) = 0$, aunque de todos modos se violaría el supuesto de variancia constante.

Verificar el concepto de cointegración entre variables económicas es equivalente entonces a **probar que una combinación lineal de series no estacionarias sea, efectivamente, estacionaria.**

Consideremos, por caso, las series X_t e Y_t , donde ambas representan procesos no estacionarios del tipo rw o $I(1)$. El modelo de regresión $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ puede reescribirse expresando al término de error u_t como una combinación lineal de las series X_t e Y_t : $u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$.

Si se encuentra que la serie u_t es estacionaria (o $I(0)$), entonces se dice que las series originales X_t e Y_t están cointegradas, Es decir, están sobre la misma longitud de onda. En tal caso, el modelo de regresión de las series en niveles no es espúreo y no se pierde información de largo plazo. Al modelo se lo llama **modelo de regresión cointegrada** y los coeficientes pasan a ser los **parámetros de cointegración**. La prueba consiste, entonces, en determinar si u_t es estacionaria o no. Para ello se trabaja con la serie de residuales (errores estimados, ya que los verdaderos u_t son desconocidos) y se prueba la existencia de raíces unitarias en su estructura (prueba de Engle-Granger, de Johansen, u otras).

En síntesis, si se prueba entonces que u_t es estacionaria, es decir que no tiene raíces unitarias, se concluye que las series originales X_t e Y_t están cointegradas: **hay una relación de equilibrio de largo plazo** entre las dos, por encima de los senderos aleatorios que individualmente exhiban, y que prevendrá que ambas series se separen entre sí, alejándose una de la otra. Esta relación de equilibrio de largo plazo no se invalida en las eventuales divergencias cortoplacistas, aunque deberían reconocerse los desequilibrios de corto plazo que pudieran haber entre las series.

Una forma de hacerlo es interpretando al término de error u_t como un *error de equilibrio*, e incorporándolo al modelo de forma tal que pueda vincularse el comportamiento de corto plazo con la trayectoria de largo plazo de la serie⁴.

⁴ El **mecanismo de corrección de errores** (error correction mechanism) o ECM corrige el desequilibrio, relacionando en un modelo de regresión el cambio en Y_t con el cambio en X_t y con el *error de equilibrio* del período anterior. Un análisis de la relación entre el concepto de cointegración y el ECM puede verse en Charemza y Deadman (1992)

5. ANALISIS EMPIRICO

El punto de partida para testear nuestra hipótesis es la determinación del orden de integración de las series de precios consideradas. Si una serie debe ser diferenciada una vez para convertirse en estacionaria o $I(0)$, entonces se dice que es una serie integrada de orden 1 o $I(1)$. En general una serie que debe ser diferenciada d veces para convertirse en $I(0)$, se denomina $I(d)$. Consideremos el precio de un commodity en dos países en el momento t expresado en una moneda común, y llamemos a cada una de las variables X_t e Y_t . Si X_t es $I(d)$ e Y_t es $I(d)$ con $d > 0$, entonces ambos precios tienen el mismo orden de integración. Sin embargo es necesario contar con información adicional para verificar la hipótesis de existencia de una relación constante de largo plazo entre las variables. Tal como se señaló anteriormente, esta información puede ser validada en el contexto de la teoría de cointegración. Este concepto ha sido utilizado por distintos autores para testear diversas relaciones económicas. Por ejemplo Enders (1988), Corbae y Ouliaris (1988), Taylor y McMahon (1988) utilizan cointegración para testear la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPP), Enders (1989) la utiliza para estudiar la hipótesis de eficiencia en mercados cambiarios, Charemza y Deadman (1992) proveen un ejemplo de análisis para la teoría del ingreso permanente mientras que Ardeni (1989) y Baffes (1991) analizan la ley de un precio en mercados internacionales de commodities.

Determinación del Orden de Integración

Con el fin de determinar las propiedades de estacionariedad de las series se pueden utilizar distintos procedimientos: el Test de Dickey Fuller (DF), el Test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) o el Test de Durbin-Watson (DW). En nuestro caso utilizamos el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) el cual considera la posibilidad de que u_t no sea ruido blanco y se basa en la siguiente regresión: $\Delta X_t = \alpha_t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t$

donde τ es seleccionado de forma tal de que u_t resulte ruido blanco y α , β y γ son parámetros a estimar. La hipótesis testeada es $H_0: X_t$ no es $I(0)$, contra $H_1: X_t$ es $I(0)$. H_0 se rechaza si el estimador de β es negativo y significativamente diferente de cero.

En una segunda etapa, si la H_0 no es rechazada se toman primeras diferencias y se repite el test, siendo ahora las hipótesis $H_0: X_t$ no es $I(1)$ contra $H_1: X_t$ es $I(1)$. En teoría, este proceso podría repetirse hasta rechazar H_0 , y en este caso H_1 daría el orden de integración de la serie.

Análisis de Cointegración

Determinado el orden de integración de las series y para estudiar si existe una relación estacionaria (estable) entre los precios al productor postulamos la siguiente ecuación lineal: $Y_t = \alpha + \beta X_t$

donde X_t e Y_t son los precios, α es una constante (que puede representar efectos de desplazamiento como diferencias de calidad, costos fijos, etc.) y β es el coeficiente de cointegración. Si X_t e Y_t son no estacionarias, entonces las desviaciones con respecto a la proporcionalidad de los precios deben ser estacionarias si en el largo plazo la relación $Y_t = \alpha + \beta X_t$ es verdadera. Es decir que, si postulamos la siguiente ecuación de

regresión: $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$

donde u_t representa desviaciones del valor de equilibrio de largo plazo **en el período t**, u_t es $I(0)$. Entonces X_t e Y_t están cointegradas y la relación de proporcionalidad entre los precios es estable.

6. LAS SERIES DE PRECIOS

Para Argentina se utilizaron las series de precios corrientes mensuales –en \$/ton- al productor para trigo, maíz, soja y girasol elaboradas por la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación (SAGPyA)⁵. En el caso de precios en EE.UU. se utilizaron las series de Farm Prices (U.S.) publicadas periódicamente por el USDA, también en términos corrientes (u\$s/ton).

Se presenta a continuación para cada una de las series utilizadas una descripción gráfica y el análisis de los respectivos correlogramas. A partir de los gráficos se observa que durante el período en estudio todas las series presentan un comportamiento caracterizado por un patrón que parece convertirse en explosivo hacia 1996 no retornando posteriormente hacia sus valores previos o medios. En los correlogramas se aprecia que los valores de autocorrelación disminuyen en todos los casos lentamente, indicando en principio un comportamiento no estacionario. Se calculó el estadístico Q de Ljung-Box para 20 rezagos y en todos los casos superó ampliamente el valor crítico para un nivel de 95% de la distribución χ^2 . En consecuencia, se rechaza de acuerdo con este estadístico la hipótesis nula de que todos los coeficientes de autocorrelación (ρ) sean simultáneamente iguales a cero. Por otra parte, se estimó la función de autocorrelación parcial, la cual presentó para cada serie valores significativos solamente para el lag 1, lo que indicaría que las series podrían comportarse como procesos del tipo AR(1).

⁵ El precio al productor se calcula a partir de la cotización dársena (o Rosario) descontando flete largo, flete corto, secada (excepto trigo), paritaria, impuestos y comisiones y un 10% de bonificación por grasa en caso de girasol. No se incluyen en los gastos de comercialización los gastos de cosecha.

GRAFICO 2

Precios corrientes del maíz en USA y Argentina. Período enero 1991/diciembre 1997.

Serie de precios de USA: CORN. Serie de precios de Argentina: MAIZ.

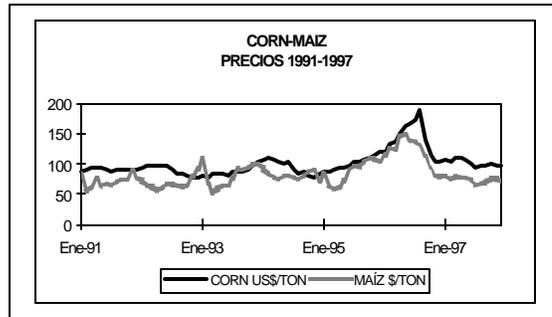


GRAFICO 3

Correlogramas de las Series de Precios de Maíz

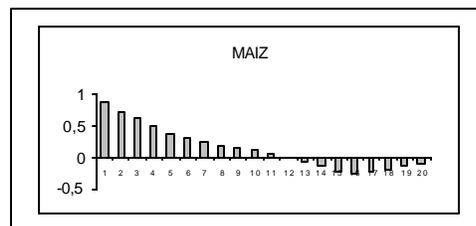
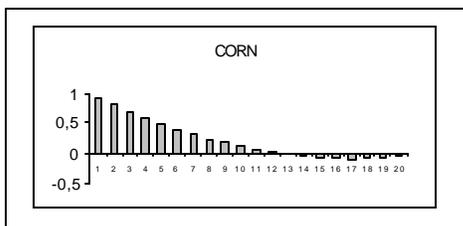


GRAFICO 4

Precios corrientes del trigo en USA y Argentina. Período enero 1991/ diciembre 1997.

Serie de precios de USA: WHEAT. Serie de precios de Argentina: TRIGO.

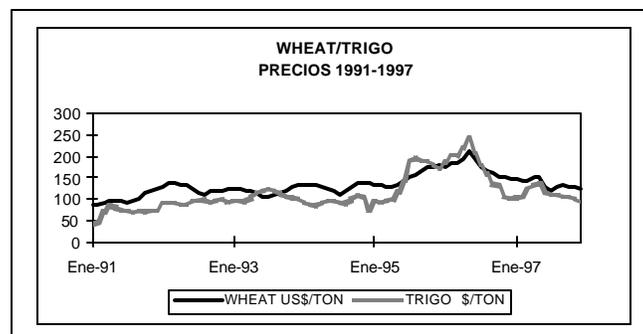


GRAFICO 5

Correlogramas de las Series de Precios de Trigo

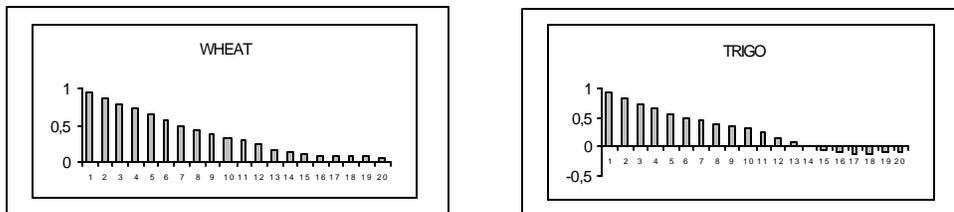


GRAFICO 6

Precios corrientes de la soja en USA y Argentina. Período enero 1991/ diciembre 1997. Serie de precios de USA: SOYBEANS. Serie de precios de Argentina: SOJA .

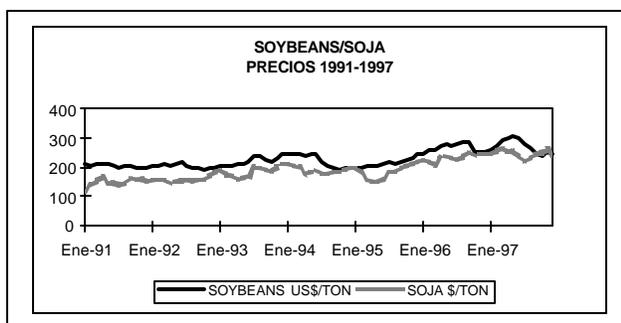


GRAFICO 7

Correlogramas de las Series de Precios de Soja



GRAFICO 8

Precios corrientes del girasol en USA y Argentina. Período enero 1991/ diciembre 1997.

Serie de precios de USA: SUNFLOWER. Serie de precios de Argentina: GIRASOL .

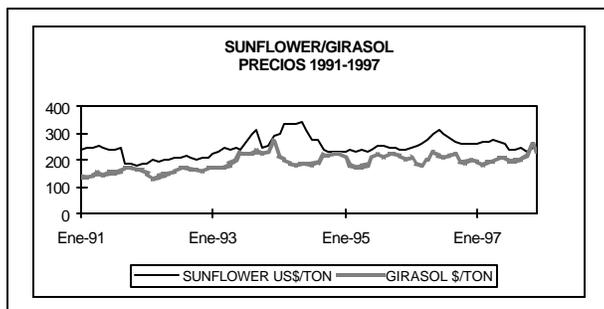
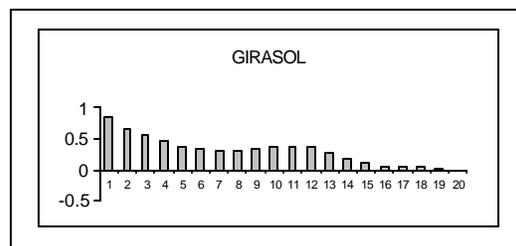
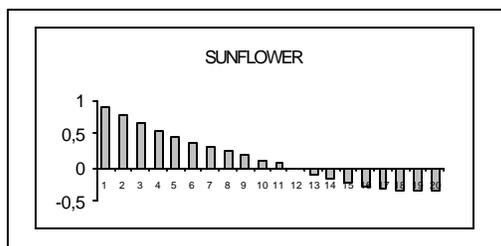


GRAFICO 9

Correlogramas de las Series de Precios de Girasol



7. RESULTADOS

El primer paso del análisis empírico es la determinación del orden de integración de las series de precios. En la Tabla 1 se presentan los resultados del test de Dickey-Fuller Aumentado para todas las series en el período completo (enero 1991-diciembre 1997).

TABLA 1: Test de Raíces Unitarias (ADF) sobre las series en niveles.

Variable	b	ADF	H ₀
Trigo	-0.064805	-1.977902	No se rechaza
Wheat	-0.050486	-1.933870	No se rechaza
Maíz	-0.122068	-2.066061	No se rechaza
Corn	-0.098849	-2.439197	No se rechaza
Soja	-0.045578	-1.278391	No se rechaza
Soybeans	-0.060300	-1.768302	No se rechaza
Girasol	-0.146355	-2.381569	No se rechaza
Sunflower	-0.121686	-2.276336	No se rechaza

En todos los casos el número de observaciones es 84 (ene 1991 – dic 1997).

Estadístico ADF: valores críticos de MacKinnon para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria: 1% : -3.5121; 5%: -2.8972; 10%: -2.5855.

En todos los casos se observa que **no es posible rechazar la H₀** de que la serie es integrada de orden 1 de acuerdo con el test ADF.

El siguiente paso consiste en testear la estacionariedad de las primeras diferencias de las series. Los resultados del test ADF para las primeras diferencias se pueden apreciar en la Tabla 2.

Se observa que en todos los casos **se rechaza la H_0** de $I(1)$ con niveles de significación del 1%. Podemos entonces suponer que la serie en niveles tiene un orden uno de integración.

TABLA 2: Test de Raíces Unitarias (ADF) sobre las series en diferencias.

Variable	b	ADF	H_0
Trigo	-0.671690	-4.533993	Rechazo
Wheat	0.573776	-4.162267	Rechazo
Maíz	-0.886064	-4.904074	Rechazo
Corn	-0.664962	-4.323483	Rechazo
Soja	-1.291548	-6.915096	Rechazo
Soybeans	-0.782022	-4.751781	Rechazo
Girasol	-1.084434	-5.165478	Rechazo
Sunflower	-0.950528	-4.938911	Rechazo

En todos los casos el número de observaciones, luego del ajuste por diferencias, es 80.

Estadístico ADF: valores críticos de MacKinnon para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria: 1% : -3.5121; 5%: - 2.8972; 10%: -2.5855.

En síntesis, los resultados de las Tablas 1 y 2 señalarían que durante el período considerado (enero 91-diciembre 97) todas las series en niveles son no estacionarias, particularmente $I(1)$, y que la primera diferenciación de las mismas permite recuperar esta propiedad convirtiéndolas en $I(0)$.

En consecuencia, parece entonces conveniente estimar el cumplimiento de la “ley de un precio” como relación de largo plazo mediante un análisis de cointegración. Siguiendo el procedimiento sugerido por Engle y Granger, primero se estimaron las relaciones entre las variables en niveles aplicando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)⁶.

Los resultados, que se presentan en la Tabla 3, muestran evidencia de “regresión espúrea”, tal como surge del estadístico DW que en todas las ecuaciones estimadas siempre se encuentra por debajo de la unidad. En una segunda etapa, los residuales de las regresiones estimadas fueron analizados con el fin de detectar no estacionariedad.

TABLA 3: Resultados de las Regresiones de Cointegración $Y_t = a + b X_t + u_t$.

Y_t	X_t	a	“t” (a)	b	“t”(b)	R ²	DW	ADF
Trigo	Wheat	-71.85	-6.05	1.38	15.88	0.75	0.32	-3.91
Maíz	Corn	0.022	0.73	0.76	10.18	0.61	0.57	-4.01
Soja	Soybeans	-40.30	-2.43	1.01	14.18	0.71	0.29	-4.86
Girasol	Sunflower	97.36	4.77	0.37	4.59	0.20	0.37	-3.45

En todos los casos el número de observaciones es 84 (ene 1991 – dic 1997).

Estadístico ADF: valores críticos de MacKinnon para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria: 1% : -3.5121; 5%: -2.8972; 10%: -2.5855.

La columna ADF de la Tabla 3 muestra el resultado del test, y se observa que en tres de los cuatro casos (trigo, maíz y soja) se rechaza la hipótesis de no estacionariedad al 1% de significación, mientras que en el caso del girasol se rechaza al 5%.

Entonces, el rechazo de la hipótesis de no estacionariedad de los residuales indicaría **que las relaciones estimadas entre los precios son válidas en el largo plazo.**

⁶ Se estimaron cuatro regresiones de cointegración por separado, considerándose siempre los precios al productor en Argentina como variable dependiente. Sin embargo debe notarse que esto no implica que se haya supuesto una dirección de causalidad determinada. El estudio trata de verificar el mantenimiento de una relación del tipo “ley de un precio” en el largo plazo entre las variables, en consecuencia la determinación del sentido de causalidad no resultaría pertinente en este contexto.

8. COMENTARIOS FINALES

En síntesis, en las secciones anteriores se examinó la hipótesis de que los precios recibidos por los productores de la Argentina y los EE.UU., para cuatro importantes commodities agrícolas, fueron arbitrados en forma consistente entre 1991 y 1997. El enfoque de cointegración utilizado permitió testear esta relación de largo plazo entre series que son individualmente no estacionarias. Se realizaron para los cuatro commodities los tests de raíces unitarias y de cointegración y, en general, **los resultados empíricos permitieron aportar evidencia a favor del cumplimiento de la ley de un precio para estos productos durante el período examinado.** Las consecuencias de esta verificación son importantes para realizar hipótesis prospectivas acerca de los impactos económicos de efectos climáticos como así también de los patrones posibles de desarrollo del sector agropecuario argentino. Puede destacarse que la Argentina y los EE.UU son países con similares dotaciones relativas de factores (tierra y trabajo) en el sector agropecuario. En un sentido amplio podemos considerar que ambos países tienen abundancia de tierra y escasez relativa de trabajo. Sin embargo, a diferencia de los EE.UU., la Argentina se ha caracterizado por una baja relación de utilización de insumos por unidad de tierra, particularmente fertilizantes y maquinarias. La explicación de esto se encuentra en que también los precios de los factores difieren entre ambos países: los salarios y el precio de la tierra son menores, y el precio de maquinaria y fertilizantes mayores en Argentina que en los EE.UU. En este sentido, cabe señalar que de acuerdo con la teoría del cambio tecnológico inducido (Hayami y Ruttan, 1985), los patrones de desarrollo tecnológico son consecuencia de las señales de mercado, transmitidas vía precios relativos de insumos y productos, y tienen un alto correlato con las dotaciones relativas de factores. Así, las restricciones impuestas por la escasez se ven relajadas por cambios tecnológicos que facilitan la sustitución de factores. Es decir que los países con tierra abundante y trabajo escaso tienden a sesgarse hacia tecnologías ahorradoras de trabajo asociadas, por ejemplo, con mayores niveles de potencia mecánica por trabajador. En consecuencia, los sesgos observados en el cambio tecnológico son producto de cambios de precios de los insumos y productos. A diferencia de los EE.UU, la Argentina ha registrado un bajo incremento en la relación tierra-trabajo entre 1950 y 1990, como resultado del alto precio

relativo de la maquinaria, los bajos salarios pagados en la agricultura y la baja absorción de mano de obra en los sectores no agrícolas (Lanteri, 1994). Sin embargo, de acuerdo con estimaciones realizadas por Lanteri en el trabajo citado, en la adopción tecnológica en la Argentina se observan sesgos que son ahorradores de trabajo, utilizadores de maquinaria y utilizadores de fertilizantes, los cuales son consistentes con los cambios de precios relativos en el tiempo y, en consecuencia, con la hipótesis de cambio tecnológico inducido. Asimismo, debe remarcarse también que durante los años noventa en la Argentina los precios de los insumos agropecuarios mencionados (fertilizantes y maquinarias) han registrado una notoria tendencia declinante, siendo esto un fuerte incentivo para su incorporación por parte de los productores. En este sentido, Grilliches (1958) ha mostrado que el incremento en el uso de fertilizantes en los EE.UU. puede ser explicado puramente en función del descenso de su precio. En consecuencia, y aceptando la validez de las hipótesis mencionadas, si los precios de los productos siguen un patrón que no diverge del observado en un país con similares dotaciones factoriales, y al mismo tiempo los cambios de política macroeconómica generan una convergencia de los precios de los insumos, esto tiene un fuerte correlato productivo. **Podría suponerse que las tecnologías empleadas por los productores deberían finalmente también tender a ser relativamente similares.**

Por supuesto que considerando no sólo la simetría en el conjunto de dotaciones factoriales sino también la especificidad inherente a los recursos y la producción agropecuaria, **estas tendencias deberían verse básicamente como proyecciones agregadas para el largo plazo.**

BIBLIOGRAFIA

Ardeni, G. "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?" *American Journal of Agricultural Economics*. August (1989).

Baffes, J. "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds." *American Journal of Agricultural Economics*. November (1991).

Brescia, Víctor; Lema, D.; Parellada, G. "El Fenómeno ENSO y la Agricultura Pampeana: Impactos Económicos en Trigo, Maíz, Girasol y Soja". INTA – Instituto de Economía y Sociología – Documento de Trabajo No.1. Setiembre 1998.

Charemza, W.W. y Deadman, D. F. *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Limited London, (1992).

Corbae, D. y Ouliaris, S. "Cointegration and Test of PPP." *Review of Economics and Statistics*. 70 (1988).

Enders W. "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regime." *Review of Economics and Statistics*. 70 (1988).

Enders W. "Applied Econometric Time Series" *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*. John Wiley & Sons, Inc. (1995).

Engle R.F. & Granger C.W. J, eds. *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, (1991).

Granger, C.W.J. y Newbold, P. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* 26 (1974).

Greene, W. H., *Econometric Analysis* (2nd. ed.), Macmillan Publishing Company, New York, (1993).

Grilliches , Z. “ The Demand for Fertilizer: An Economic Interpretation of a Technical Change”. *Journal of Farm Economics* 40 (1958).

Hayami ,Y. & Ruttan ,V. ”Agricultural Development: An International Perspective” Johns Hopkins University Press (1985).

Krugman, P. & Obstfeld, M. “International Economics: Theory and Policy” (3^a ed.) Harper Collins College Publishers. (1992).

Lanteri, L. “Sources of Economic Growth and Productivity, Induced Innovation and Technological Change Biases in the Agricultural Sector” *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. (1994).

Letson, David; Brescia, V.; Lema, D.; Parellada, G.; Llovet, I.; Royce, F.; Podestá, G. “Economic Effects of ENSO on Crop Production in the Argentinian Pampas” Presented paper, Latin American Studies Meetings. Chicago, 1998.

Sturzenegger, A. En “Economía Política de las Intervenciones de Precios Agrícolas en América Latina” Cap. 1 Argentina.. Banco Mundial (1990).

Taylor, M. P. y McMahon , P. C. “Long Run Purchasing Parity Power in the 1920s.” *European Economic Review* 32 (1988).