

Arturo Briceño

## LOS PRECIOS AGROPECUARIOS Y LA LEY DE UN SOLO PRECIO\*

**E**n el Perú, una parte importante de los productos agropecuarios es exportada o importada. En la investigación sobre los mecanismos de formación de precios e ingresos agropecuarios, una pregunta central se refiere a si los precios domésticos de los productos comercializados con el exterior difieren o no de los precios internacionales.

Un tipo de respuesta está dada por la teoría de la "ley de un solo precio", que sostiene que un producto que se comercializa internacionalmente tiene el mismo precio en los mercados doméstico e internacional, incluyendo aranceles o subsidios.

Si bien es cierto que esta teoría podría considerarse adecuada para cierto tipo de bienes como el caso de exportaciones de materias primas, también lo es que se trata de una proposición que pretende ser válida en el largo plazo. Para su cumplimiento se requiere, a su vez, de una serie de supuestos, algunos de ellos bastante restrictivos.

El objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente la ley de un solo precio para diez productos agropecuarios comercializados internacionalmente: algodón, azúcar, café, trigo, maíz amarillo duro, sorgo, carne de vacuno, carne de ovino y leche. La evidencia empírica de este estudio señala que sólo en los casos del café, carne de vacuno y leche se cumpliría la ley de un solo precio.

El procedimiento empírico utiliza pruebas estadísticas para detectar la presencia de raíces unitarias en la evolución del tipo de cambio real para cada producto, lo que nos permite discriminar entre un proceso estocástico estacionario alrededor de una tendencia de uno estacionario después de diferenciación. El uso de esta metodología, sustentada en recientes desarrollos en teoría econométrica de series de tiempo, nos permitirá además

\* Este trabajo es una versión del estudio "La ley de un solo precio y los productos agropecuarios. Una comprobación econométrica usando pruebas de raíces unitarias", marzo 1990, realizado por el autor para el Grupo de Análisis de Política Agropecuaria (GAPA).

evitar algunos serios problemas inherentes al uso de técnicas econométricas convencionales cuando hay presencia de variables no estacionarias

En la primera parte de este trabajo se discute brevemente la relevancia teórica y empírica de la ley de un solo precio en la literatura económica. En la segunda se presenta una metodología estadística adecuada para la comprobación empírica de la ley de un solo precio para los productos agropecuarios. En la tercera parte se presentan los resultados obtenidos, los cuales nos ayudarán a determinar si para cada producto se ha cumplido o no la ley de un solo precio. Finalmente se presentan algunas implicaciones de política económica y econométricas derivadas del estudio.

## LA LEY DE UN SOLO PRECIO EN LA LITERATURA ECONÓMICA

### *Discusión teórica*

En algunos modelos populares de comercio internacional, la ley de un solo precio (LSP) es comúnmente empleada en el análisis de formación de precios de bienes transables<sup>1</sup>.

En su versión *absoluta*, la LSP sostiene que el precio doméstico de un bien transable debe ser igual al precio internacional de un idéntico bien en el mercado internacional, multiplicado por el tipo de cambio nominal del país.

Como proposición teórica de equilibrio, la LSP debiera ser válida en el largo plazo. Su aparente simplicidad y consistencia teóricas la convierten en un supuesto ampliamente usado en trabajos y modelos analíticos de economía internacional. Sin embargo, para su cumplimiento la LSP requiere a su vez que se cumplan un conjunto de supuestos, en su mayor parte altamente restrictivos, como los siguientes:

- Los bienes domésticos y foráneos deben ser sustitutos perfectos, esto es, homogéneos
  - La totalidad de agentes económicos debe tener información perfecta
  - Mercados de competencia perfecta
  - Ausencia de costos de transporte, transferencia o de cualquier otro elemento que se convierta en una cuña entre precios domésticos e internacionales, como por ejemplo aranceles o subsidios al libre comercio internacional
  - Perfecto arbitraje de bienes, lo cual engloba los supuestos anteriores
- Un simple ejemplo puede ayudar a aclarar la idea de perfecto arbitraje. Si

1 Dos modelos populares en la literatura macro de economías abiertas en países en desarrollo que usan este supuesto particularmente en la determinación de precios de bienes y servicios transables, son el modelo de economía dependiente o escandinavo, popularizado por Swan-Salter-Dornbusch, y el modelo monetarista. Para una discusión teórica completa de ambos modelos, ver los capítulos 6 y 7 de DORNBUSCH Rudiger (1980) *Open Economy Macroeconomics*. New York, Basic Books, Inc.

las camisas fueran más baratas en Inglaterra que en EE UU , comerciantes internacionales comprarían camisas en Inglaterra y las venderían en EE UU , elevando el precio en Inglaterra y disminuyéndolo en EE UU , hasta restaurar la igualdad de precios

La versión *relativa* de la LSP permite la presencia de costos de transporte, tarifas y subsidios al comercio internacional de bienes y servicios. En este caso, el precio doméstico de un bien transable sería una proporción constante del precio internacional medido en moneda nacional. La igualdad de precios sería una igualdad en cambios porcentuales, más que una igualdad de los niveles de precios como en la versión absoluta.

En países en desarrollo existen al menos cuatro potenciales factores que pueden impedir el cumplimiento de la LSP en los bienes transables:

- Presencia de cuotas efectivas de exportación o importación, las que resultan en la determinación de precios domésticos diferentes a los internacionales, y permiten a su vez la generación de rentas para los tenedores de estas cuotas.

- Presencia del problema de “agua en la tarifa”, el cual se origina cuando la tarifa de un producto importable es de tal magnitud que el precio doméstico es determinado por interacción de la demanda y oferta domésticas.

- Presencia de mercados de competencia imperfecta en la producción y/o comercialización de los productos transables.

- Cuando los bienes domésticos y foráneos son sustitutos imperfectos.

Existen modelos analíticos en los cuales la determinación de precios de ciertos bienes transables incorpora uno o varios de los factores mencionados, rompiéndose de esta forma la LSP para estos productos. Así, por ejemplo, Levy<sup>2</sup> desarrolla modelos en los cuales incluye situaciones de cuotas, “agua en la tarifa” y sustituibilidad perfecta o imperfecta de bienes. Dornbusch<sup>3</sup> desarrolla modelos donde la LSP no se cumple debido a la presencia de mercados imperfectos y sustituibilidad imperfecta de los bienes.

La aplicación de la LSP al análisis de la determinación del tipo de cambio ha dado lugar a una de las más populares y antiguas teorías del tipo de cambio: la teoría de la paridad del poder de compra (PPP). También en este caso existen dos versiones<sup>4</sup>.

La PPP *absoluta* sostiene que el nivel del tipo de cambio nominal es determinado por la razón del nivel agregado de precios domésticos y el nivel agregado de precios foráneos. Por su parte, la PPP *relativa* sostiene

2 LEVY, S (1987) “A Short Run General Equilibrium Model for a Small Open Economy”, en *Journal of Development Economics* Nº 25, pp 63-68 y LEVY, S (1989) “Export Subsidies and the Balance of Payments” en *Journal of Development Economics* Nº 31 pp 99-121.

3 DORNBUSCH, RUDIGIER (1987) “Exchange Rates and Prices”, en *American Economic Review* Nº 77 pp 93-106.

4 Para una revisión de la literatura de la PPP consultar DORNBUSCH, R (1988) “Purchasing Power Parity” en *The New Palgrave: A Dictionary of Economics* New York: Stockton Press.

que el cambio porcentual del tipo de cambio nominal es determinado por el cambio porcentual en la razón del índice agregado de precios domésticos y foráneos

### *Evidencia empírica*

Gran parte de la literatura empírica de la LSP y sus aplicaciones ha estado orientada a la comprobación de la PPP<sup>5</sup>. Por ello, señalaremos brevemente la reciente evolución de esta literatura

En los 70 se reunió evidencia que cuestionó seriamente la validez de la PPP en el corto plazo<sup>6</sup>. Podían darse desviaciones de la PPP, esto es, movimientos en el tipo de cambio real, en el corto plazo. Sin embargo, en el largo plazo la predicción de la PPP seguía siendo válida<sup>7</sup>.

Más tarde, en los 80, se cuestionaría la validez de la PPP en el largo plazo. Parte de las investigaciones sugiere que las desviaciones de la PPP en el largo plazo pueden ser caracterizadas correctamente por un proceso estadístico de “camino aleatorio”<sup>8</sup> y, por consiguiente, la evolución en el

- 5 Hasta donde sabemos existen pocos trabajos empíricos de la LSP para productos específicos. Entre las excepciones están ISARD, P. (1977) “How Far Can We Push the Law of One Price?” en *American Economic Review* Nº 67, pp. 942-948. KRAVIS y LIPSEY (1978) “Price Behavior in the Light of Balance of Payment Theories” en *Journal of International Economics* Nº 8, pp. 193-246 y ZEBLENBERG, C. (1988) *Industrial Price Formation*. North Holland, Elsevier Publishing Co., capítulo 4, pp. 52-67.
- 6 KRUGMAN, Paul (1978) “Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence”, en *Journal of International Economics* pp. 397-409. GENBERG, H. (1978) “Purchasing Power Parity under Fixed and Flexible Exchange Rates”, en *Journal of International Economics* Nº 8, pp. 247-276, y KRAVIS y LIPSEY *op cit*.
- 7 Hubo también importantes innovaciones teóricas para explicar las desviaciones de la PPP en el corto plazo como el modelo de “overshooting” de DORNBUSCH, R. (1976) “Expectations and Exchange Rate Dynamics” en *Journal of Political Economy* Nº 84, pp. 1161-1174, en el cual bajo expectativas racionales y diferencias en la velocidad de ajuste de precios en los mercados de activos y de productos, se obtienen desviaciones de la PPP. AINZENMAN, Joshua (1986) “Monopolistic Competition, Relative Prices and Output Adjustment in the Open Economy” Working Paper Nº 1787, NBER, modela las desviaciones en un contexto de competencia monopolística. expectativas racionales y decisiones costosas de cambio en precios. Sin embargo, en ambos modelos se obtiene o supone que en el largo plazo la PPP se cumple.
- 8 Camino aleatorio es la traducción del inglés de la expresión *random walk*. La serie de tiempo de una variable  $X_t$  es representada por un “camino aleatorio” si evoluciona en el tiempo de acuerdo a

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $\varepsilon_t$  tiene media cero y varianza constante (es decir es una variable estacionaria) y además no autocorrelacionada (es decir que no puede ser pronosticada usando valores pasados de  $X_t$ ). Sin embargo la variable  $X_t$  es no estacionaria en niveles. Notemos sin embargo que la variable en primeras diferencias  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  es estacionaria. Otra clase de camino aleatorio es el conocido por “camino aleatorio con constante” o *random walk with drift* representado por

$$X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $\alpha$  es una constante. También a una variable tal como  $X_t$  se le conoce con el nombre de “variable con una raíz unitaria” en su componente autorregresivo. Para una introducción de recientes conceptos de series de tiempo relevantes para economía aplicada, consultar STOCK, James y WATSON, Mark (1988) “Variable Trends in Economic Time Series”, en *Journal of Economic Perspectives* Nº 2, pp. 147-174, GRANGER, C. W. y NEWBOLD, P. (1986) *Forecasting Economic Time Series*. New York, Academic Press, 2ª edición y QUAH, Danny (1988) “What Do We Learn from Unit Roots in Macroeconomic Time Series?”, mimeo MIT.

tiempo del tipo de cambio real sería no estacionaria, explosiva, en el sentido que dicha variable no tendería a retornar jamás a un predeterminado nivel o tendencia histórica<sup>9</sup>

La consecuencia para la PPP es que no habría tendencia a retornar a ningún nivel anterior de PPP, y, por lo tanto, no existiría límite para el distanciamiento entre los precios domésticos y los precios internacionales

La metodología empírica empleada para la determinación de si el (logaritmo natural) tipo de cambio real es mejor representado por un proceso estadístico de camino aleatorio, utiliza pruebas estadísticas de raíces unitarias, popularizadas recientemente por Fuller y Dickey y Fuller<sup>10</sup>, las cuales serán explicadas más adelante<sup>11</sup>

## LOS PRODUCTOS AGROPECUARIOS Y LA LEY DE UN SOLO PRECIO

### *La ley de un solo precio en un contexto estocástico*<sup>12</sup>

Un grupo importante de productos agropecuarios peruanos son comercializados internacionalmente, es decir, son productos producidos domésticamente, pero además exportados o importados. Así, por ejemplo, tenemos, entre los exportables, el café, el algodón y el azúcar, y, entre los

- 9 Ver por ejemplo, ROGALSKY, R y VINSO, J (1977) "Price Level Variations as Predictors of Flexible Exchange Rates", en *Journal of International Business Studies* Springs pp 71-81
- ROLL R (1979) "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient Commodity Markets" en M Samat et Al eds *International Finance and Trade* Ballinger, Cambridge
- DARBY M (1980) "Movements in Purchasing Power Parity The Short and Long Run", en M Darby et Al, eds *The International Transmission of Inflation* University of Chicago Press Chicago
- ADLER M y LEHMANN, B (1983) "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run" en *Journal of Finance* N° 38 pp 1 471 1,487
- MEESE R y SINGLETON, K (1982) "On Unit Roots and the Empirical Modelling on Exchange Rates" en *Journal of Finance* pp 1 029 1,035
- PIGGOT C y SWERNEY, R (1985) "Purchasing Power Parity and Exchange Rate Dynamics" en S Arndt et Al eds *Exchange Rates, Trade and The US Economy* Ballinger Publishing, Cambridge
- y HAKKIO C (1984) "A Re examination of Purchasing Power Parity A Multicountry Study" en *Journal of International Economics* N° 17 pp 265-278
- 10 FULLER, Wayne (1976) *Introduction to Statistical Time Series* New York John Wiley and Sons
- DICKEY D W y FULLER, W (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, N° 74, pp 427 431, y, de los mismos autores (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" en *Econometrica* N° 45, pp 1 057 1 072
- 11 Recientes aplicaciones multipaises sobre el modelaje del tipo de cambio real son las de KAMINSKY, Graciela (1988) "The Real Exchange Rate in the Short and in the Long Run" Working Paper N° 11, University of California, San Diego, y TAYLOR, Mark (1988) "An Empirical Examination of Long Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", en *Applied Economics* N° 20, pp 1 369-1,382 para países desarrollados y EDWARDS Sebastian (1988) "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior Theory and Evidence from Developing Countries", en *Journal of Development Economics* N° 29, pp 311 341
- 12 En terminos estadísticos, "estocástico" simplemente significa "aleatorio". Así, por ejemplo, una serie de tiempo observada  $X_t$ , donde  $t = 1, 2, \dots, n$  puede ser considerada como resultante o realización de cierto proceso teórico que puede ser llamado "proceso estocástico"

importables, el trigo, el maíz, el sorgo, la soya, la carne de ovino, la carne de vacuno y la leche

El objetivo de este trabajo es corroborar empíricamente la LSP para cada uno de los diez productos transables agropecuarios mencionados. Así, sea

- $P_t$  Logaritmo natural del precio en chacra (en intis)
- $e_t$  Logaritmo natural del tipo de cambio nominal (intis/dólar)
- $P_t^*$  Logaritmo natural del precio FOB internacional (en dólares)
- $\beta$  Una constante, que representa impuestos al comercio internacional, o cualquier otro elemento que implique un diferencial entre precios domésticos e internacionales
- $\varepsilon_t$  Logaritmo natural del tipo de cambio real de exportación o importación, según sea el caso

La ecuación de la LSP para un determinado producto sería

$$P_t - e_t - P_t^* = \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

Definamos la identidad

$$P_t - e_t - P_t^* = r_t, \text{ y reescribamos (1) como}$$

$$r_t = \beta + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para que la LSP se cumpla en el largo plazo, es necesario que  $\varepsilon_t = 0$ , es decir,  $\varepsilon_t$  debe ser un proceso estocástico estacionario con media cero y varianza constante. De ser así, entonces  $r_t$  también será un proceso estocástico estacionario con media y varianza constantes, y, por consiguiente, los precios domésticos e internacionales tenderán a converger en el largo plazo alrededor de una constante.

Sin embargo, reciente literatura de series de tiempo aplicada a variables macroeconómicas sugiere que muchas de ellas exhiben un comportamiento no estacionario o explosivo, en el sentido que no re-ierten a ningún valor constante medio y/o la varianza se incrementa con el tiempo.

Por lo tanto, el problema estadístico consistirá en representar adecuadamente la no estacionariedad de las series de tiempo.

### *Proceso estacionario en tendencia (ET) y proceso estacionario después de diferenciación (ED)*

Seguendo a Nelson y Plosser<sup>13</sup>, la no estacionariedad de la media de una serie de tiempo puede recaer en uno de los siguientes dos diferentes

13 NELSON, C y PLOSSER, C (1982) Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, en *Journal of Monetary Economics* N° 10 pp 297-332

procesos estocásticos proceso estacionario alrededor de una tendencia (ET) y proceso estacionario después de diferenciación (ED) A efectos de exponer más didácticamente las diferencias entre ellos, utilizaremos para cada caso simples ejemplos

La ecuación (3) representa un proceso autorregresivo de primer orden estacionario alrededor de una tendencia determinística

$$r_t = \alpha + \beta t + (1 - \lambda L)^{-1} \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim \text{iid} (0, \sigma^2) \quad (3)$$

donde  $\alpha, \beta$  son parámetros constantes,  $|\lambda| < 1$ , y  $L$  es el operador de retraso

Después de multiplicar por  $(1 - \lambda L)$ , (3) puede reescribirse como

$$r_t = [(1 - \lambda) \alpha + \beta \lambda] + \beta(1 - \lambda) t + \lambda r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3')$$

Notemos que la media de  $r$  se incrementa con el tiempo, pero sin embargo su varianza es finita

Pero, ¿qué sucedería si  $\lambda = 1$ ? En tal caso tendríamos un proceso DS, conocido específicamente con el nombre de “camino aleatorio con constante”, tal como se representa en la ecuación (4)

$$r_t = \beta + r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{iid} (0, \sigma^2) \quad (4)$$

Después de sucesivas sustituciones, podemos reescribir (4) como

$$r_t = r_0 + \beta t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (4')$$

Notemos algunas similitudes y diferencias entre un proceso TS y DS, esto es, entre (3) y (4')

- Ambos procesos pueden escribirse como una función líneal del tiempo más una desviación alrededor de ella
- Sin embargo, el intercepto en (3) es un parámetro fijo, mientras que en (4')  $r_0$  es un parámetro que depende de eventos históricos
- La varianza en (3) es finita. En cambio, la varianza en (4') se incrementa sin límite cuando  $t$  se incrementa. De esta manera, cualquier perturbación o *shock* pasado tiene efecto permanente en la evolución de  $r$

Para nuestro propósito de evaluar el cumplimiento de la LSP, necesitaremos un modelo estadístico que nos permita distinguir dos hipótesis sobre la evolución del tipo de cambio real de un producto transable agropecuario

- Que la serie siga un proceso TS, en cuyo caso cumpliría la LSP
- O que siga un proceso DS, en cuyo caso no cumpliría la LSP

*Pruebas de Dickey-Fuller (DF) para detectar raíces unitarias en series de tiempo*

Fuller y Dickey y Fuller<sup>14</sup> proponen un conjunto de pruebas estadísticas para determinar la presencia de una raíz unitaria autorregresiva en una determinada serie de tiempo

En nuestro caso, las pruebas estadísticas de DF para raíces unitarias estarán dirigidas a distinguir un proceso estocástico dado en (3) de uno dado en (4) Siguiendo sugerencias de Perron<sup>15</sup>, la estrategia de comprobación de hipótesis sobre la presencia de raíces unitarias debiera usar un modelo de regresión como (5), que permita distinguir un proceso TS de uno DS

$$r_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} t + \rho r_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde  $\Delta r_{t-1} \equiv r_{t-1} - r_{t-2}$

O, equivalentemente, después de sustraer  $r_{t-1}$  de ambos lados de (5)

$$\Delta r_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} t + \tilde{\rho} r_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \tilde{\rho} \equiv \rho - 1 \quad (5')$$

La “hipótesis nula” en (5) es

$$H_0 \{(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \rho) = (\tilde{\alpha}, 0, 1)\}$$

O equivalentemente, en (5')

$$H_0 \{(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \tilde{\rho}) = (\tilde{\alpha}, 0, 0)\}$$

Si rechazamos la “hipótesis nula”, entonces  $r_t$  sería un proceso estacionario alrededor de una tendencia lineal tal como (3) De aceptarla,  $r_t$  sería un camino aleatorio con una constante, tal como (4)

Dickey y Fuller (*op cit*, 1981) presentan la distribución asintótica y la prueba estadística de razón de verosimilitud ( $\phi_3$ ) para la “hipótesis nula” que el verdadero modelo es uno de camino aleatorio más una constante Si bien el estadístico  $\phi_3$  se calcula exactamente como el estadístico “F” obtenido de mínimos cuadrados ordinarios, su distribución asintótica no es la distribución F de Snedecor

14 Véase nota 10

15 PERRON Pierre (1988) Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series Further Evidence from a New Approach, en *Journal of Economic Dynamics and Control* N° 12, pp 297 333



## RESULTADOS

En el cuadro 1 se presentan los estadísticos de las pruebas de DF para los diez productos analizados, y en el cuadro 2 los valores críticos de estas pruebas a distintos niveles de significación estadística

El modelo de regresión usado corresponde al modelo (5'), el cual se regresionó por mínimos cuadrados ordinarios bajo dos alternativas de retrasos en el término autorregresivo  $k=1$  y  $k=3$ . El estadístico  $\phi_3$  resulta de computar la prueba "F" a la regresión (5'), bajo la restricción implicada por la "hipótesis nula". Los cálculos se muestran en la quinta columna del cuadro 1, los cuales, comparados con los valores críticos del cuadro 2, arrojan los siguientes resultados

– Sólida evidencia de que para el caso del café, carne de vacuno y leche la LSP se cumple, debido a que estadísticamente debemos rechazar la hipótesis según la cual sus tipos de cambio reales siguen un camino aleatorio, en favor de la hipótesis de que sus tipos de cambio son estacionarios alrededor de una tendencia determinística. Esta observación es robusta tanto a variantes de la dinámica permitida al término autorregresivo, como a los niveles de significación estadística

– Para el resto de productos (algodón, azúcar, trigo, maíz amarillo, sorgo, soya y carne de ovino), la evidencia favorece a la hipótesis de que sus tipos de cambio reales siguen un camino aleatorio, probablemente alrededor de una constante. Por lo tanto, la LSP sería inválida en estos casos

También se computaron dos adicionales pruebas de DF

La primera intenta comprobar una "hipótesis nula" simple en (5'),

$$H_0 \{ \tilde{\rho} = 0 \}$$

Bajo esta hipótesis, los usuales estadísticos "t" no poseen una distribución t-Student, a pesar de que su cómputo numérico, obtenido de la regresión de MCO, corresponde al usual estadístico "t" Fuller (*op cit* 37) provee tabulaciones de este estadístico, al cual denotaremos  $\tau_t$

Los cálculos son presentados en la cuarta columna del cuadro 1, y sus correspondientes valores críticos en la segunda columna del cuadro 2. Las conclusiones obtenidas con esta prueba son las mismas que las obtenidas anteriormente, es decir, que la LSP se cumpliría tan sólo para el café, carne de vacuno y leche

La última prueba de DF tiene como objetivo comprobar la siguiente "hipótesis nula" en (5')

$$H_0: \{ (\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \tilde{\rho}) = (0, 0, 0) \}$$

Como en el caso de ( $\phi_3$ ), la distribución asintótica y la prueba estadística de razón de verosimilitud para la "hipótesis nula" son presentadas

**Cuadro 1**  
**Pruebas de Dickey-Fuller de raíces unitarias para precios agropecuarios**  
 Modelo usado  $\Delta r_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}_1 + \tilde{\rho}r_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tilde{\gamma}_i \Delta r_{t-i} + \epsilon_t$

Serie	Retraso	Estadístico			
		$\tilde{\rho}$	$\tau_\tau$	$\phi_3$	$\phi_2$
Algodón	k=1	-0.47	-2.04	2.09	1.40
	k=3	-0.59	-2.18	2.41	1.64
Azúcar	k=1	-0.34	-2.44	2.97	2.00
	k=3	-0.49	-2.59	3.38	2.29
Café	k=1	-0.98	-3.88	7.65	5.34
	k=3	-1.76	-4.77	11.41	8.33
Trigo	k=1	-0.57	-2.31	2.68	1.79
	k=3	-1.12	-2.17	3.29	2.22
Maíz amarillo	k=1	-0.75	-2.86	4.92	3.57
	k=3	-0.99	-2.21	2.84	2.70
Sorgo	k=1	-0.75	-2.41	3.06	2.11
	k=3	-0.90	-1.58	1.27	1.15
Soya	k=1	-0.70	-2.30	2.77	1.85
	k=3	-1.76	-2.51	4.69	3.15
Carne de vacuno	k=1	-1.42	-4.20	8.81	5.88
	k=3	-2.74	-4.17	8.70	5.89
Carne de ovino	k=1	-0.56	-2.00	2.15	1.44
	k=3	-0.76	-2.07	3.41	2.27
Leche	k=1	-1.07	-3.73	7.28	5.14
	k=3	-1.99	-4.13	8.55	5.90

**Cuadro 2**  
**Valores críticos para las pruebas de Dickey-Fuller de raíces unitarias**

Nivel de significación	Valores críticos*		
	$\tau_\tau$	$\phi_3$	$\phi_2$
10.0%	-3.12	5.34	4.03
5.0%	-3.41	6.25	4.68
2.5%	-3.66	7.16	5.31
1.0%	-3.96	8.27	6.09

\* Valores críticos de  $\tau_\tau$  Tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2 p. 373)  
 Valores críticos de  $\phi_3$  Tomados de Dickey Fuller (1981, tabla VI, p. 1,063)  
 Valores críticos de  $\phi_2$  Tomados de Dickey Fuller (1981, tabla V p. 1,063)

también por Dickey y Fuller (*op cit*, 1981) El estadístico, denominado  $\phi_2$ , también es computado como prueba "F" de Snedecor obtenido de la regresión de MCO aplicada a (5') Los resultados, nuevamente, tienden a corroborar las conclusiones anteriores

## IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA E IMPLICACIONES ECONOMETRICAS

– Si bien es cierto la ley de un solo precio es una herramienta analítica y teórica útil, merece ser comprobada empíricamente cuando se investigan los mecanismos de formación de precios de los productos comercializados internacionalmente En nuestro estudio, de diez productos agropecuarios, sólo en los casos del café, carne de vacuno y leche hay evidencia del cumplimiento de la LSP en el largo plazo En otros, como el caso del algodón o trigo, en los que se hubiera podido pensar que también se cumple dicha ley, los resultados señalan lo contrario

– El incumplimiento de la LSP no implica que el tipo de cambio real de los bienes no es importante en el comercio internacional de los mismos Únicamente está señalando que la marcha del tipo de cambio real no tiende a converger a un valor fijo o constante y, por lo tanto, hay una tendencia divergente de los precios domésticos en relación a los internacionales en el período de estudio

– Debe investigarse qué factores económicos son los causantes del incumplimiento de la LSP para cada producto analizado en el período correspondiente Probablemente, las restricciones al libre comercio de productos (cuotas, prohibiciones, exoneraciones, etc ) y la existencia de estructuras de mercado de competencia imperfecta en la producción y comercialización sean las explicaciones centrales en este comportamiento de precios Esto debiera constituir materia de otros estudios

– Desde el punto de vista econométrico, los resultados del trabajo alertan sobre la necesidad de modelar adecuadamente variables que contienen elementos no estacionarios en su evolución en el tiempo Son conocidos los problemas que se derivan del uso de la econometría tradicional en presencia de series de tiempo con evolución no estacionaria, como por ejemplo el de "regresión espuria" que resulta al regresionar entre sí variables no estacionarias y donde las distribuciones estadísticas de las clásicas pruebas estadísticas no son válidas para aceptar o rechazar la "hipótesis nula"

– Los resultados también sugieren formas correctas de especificación econométrica en presencia de variables no estacionarias Así, en la mayor parte de estas situaciones es conveniente modelar las series de tiempo en primeras diferencias Una correcta especificación, a su vez, mejora el pronóstico y la eficiencia de la relación econométrica

**Apendice  
Data y fuentes**

	Periodo	Unidad	Fuente (pág )*	
			INE	Cuánto S A
<i>Precios en chacra</i>				
Algodon	60-89	I /TM	264-265	364
Caña de azucar	60-89	I /TM	264-265	365
Café	60-89	I /TM	264-265	353
Trigo	70-89	I /TM	264-265	346
Maiz amarillo duro	70-89	I /TM	264-265	343
Sorgo	70-89	I /TM	264-265	348
Soya	70-89	I /TM	264-265	350
Carne de vacuno	70-89	I /TM	264-265	361
Carne de ovino	70-89	I /TM	264-265	363
Leche	70-89	I /TM	264-265	364
<i>Precio FOB de exp (X) o imp (M)</i>				
Algodón	60-89	US\$/qq		832/3,843
Azúcar	60-89	US\$/qq		832/3,843
Café	60-89	US\$/qq		832/3,843
Trigo	70-89	US\$/TM		846-847
Maiz amarillo duro	70-89	US\$/TM		846-847
Sorgo	72-88	US\$/TM		Villar (p 34)
Soya	70-89	US\$/TM		846-847
Carne de vacuno	70-89	US\$/TM		846-847
Carne de ovino	70-89	US\$/TM		846-847
Leche	70-89	US\$/TM		846-847
<i>Tipo de cambio prom oficial nominal C-V</i>	60-89	I /US\$		859

\* Fuente Cuánto S A (1990) *Peru en numeros 1990*  
 INE (1989) *Peru Compendio Estadístico 1988*  
 Villar C (1988) *Analisis de balanza comercial agropecuaria* Grupo de Analisis de  
 Política Agropecuaria