

**UNIVERSIDAD NACIONAL AGRARIA
LA MOLINA**

ESCUELA DE POSTGRADO

Especialidad de Economía Agrícola



**EXPECTATIVAS RACIONALES Y FORMACION DE PRECIOS
EN EL SECTOR AGRÍCOLA. CASO:EL LIMON Y LA PAPAYA**

Tesis para obtener el grado de:

**MAGÍSTER SCIENTIAE
EN ECONOMÍA AGRÍCOLA**

CELSO GONZALES CHAVESTA

LIMA PERÚ

2002

INDICE

	Páginas
DEDICATORIA	i
AGRADECIMIENTO	ii
RESUMEN	iii
I. INTRODUCCIÓN	1
II. REVISIÓN DE LITERATURA	4
2.1. Formación de precios agrícolas	4
2.2. Teoría de Expectativas Racionales	5
2.3. Teoría de cointegración	11
2.3.1. Estacionariedad	11
2.3.2. Raíz unitaria	12
2.3.3. Verificación de la existencia de raíz unitaria	13
2.3.4. Análisis de Cointegración	14
2.4. Las frutas	17
2.4.1. Importancia del consumo de frutas	17
2.4.2. Características de las frutas	18
III MATERIAL Y METODOS	
3.1. Zona y período de estudio	21
3.2. Datos empleados	21
3.3. Las Variables	22
3.4. El modelo teórico	23
3.5. Aplicación empírica	28

IV.	RESULTADOS	
	4.1 Orden de Integración de las series	32
	4.2 Especificación de largo plazo	33
	4.3. Modelo de corrección de errores	37
V.	DISCUSIÓN Y ANALISIS	42
VI.	CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	
	6.1. Conclusiones	49
	6.2. Recomendaciones	51
VI.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	52
	ANEXOS	56

ANEXO N° 1: Limón : Precios constantes al por mayor

ANEXO N° 2: Limón : Precios constantes al por menor.

ANEXO N° 3: Papaya : Precios constantes al por mayor.

ANEXO N° 4: Papaya : Precios constantes al por menor.

ANEXO N° 5. Limón: Resultados del modelo de largo plazo.

ANEXO N° 6 Papaya: Resultados del modelo de largo plazo.

ANEXO N° 7. Limón: Resultados de modelo de corrección de errores

RESUMEN

La determinación de los mecanismos de formación de precios agrícolas constituye una cuestión central para lograr una mejor asignación de los recursos de parte de los agentes involucrados. Los precios actúan como señales que dirigen la producción, el intercambio y consumo de bienes y servicios, mediante una eficaz transmisión de la información adecuada y la creación de incentivos para los dueños y en general para quienes usan éstos recursos.

Mediante este trabajo se evaluó la validez de las Hipótesis de Expectativas Racionales(HER) en la formación de precios al por mayor y al por menor de las frutas limón y papaya. El período de estudio comprende de enero 1992 a marzo del 2001, utilizando las técnicas de cointegración. Se encontró que ésta hipótesis es válida para la formación de precios en el limón y la papaya, las cuales son explicados a partir de las expectativas de los precios al por mayor. En el caso del limón el índice de precios al consumidor(IPC) e índice de precios al por mayor(IPM) están cointegrados, lo cual nos indica que hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las dos variables. Se verificó, igualmente, con el modelo de corrección de errores(MCE), que la transmisión de precios en el mercado frutícola en el corto plazo sólo se cumple en el limón, encontrándose un coeficiente mayor que 1 (1,4458), lo que indicaría una alta velocidad de ajuste entre precios al por mayor y al por menor.

INTRODUCCION

La determinación de los mecanismos de formación de precios agrícolas constituyen una cuestión central para lograr una mejor asignación de recursos de parte de los agentes involucrados en este sector. Los precios actúan como señales que dirigen la producción, el intercambio y consumo de bienes y servicios, mediante una eficaz transmisión de la información adecuada y la creación de incentivos para los dueños y en general para quienes usan éstos recursos.

Mediante este trabajo de investigación se evaluará la validez de la Hipótesis de Expectativas Racionales (HER) en la formación de precios para las frutas limón y papaya. De acuerdo a ella, los precios al por menor (precios al consumidor) pueden ser explicados a partir de las expectativas de los precios al por mayor.

A través del modelo de Corrección de Errores(MCE) podemos verificar que a pesar de las diferencias en el comportamiento de cada precio (por mayor y al consumidor) en el corto plazo, estos convergen en el largo plazo.

Otros trabajos relacionados a las implicancias del cumplimiento de la Hipótesis de Expectativas Racionales en los productos agrícolas están referidos al impacto de las políticas macroeconómicas (tipo de cambio y política fiscal) en el ingreso de los productores y los volúmenes de producción, siendo la formación de precios un campo recién explotado.

1.1 JUSTIFICACION

Mediante el presente trabajo se busca evaluar empíricamente la validez de las Hipótesis de Expectativas Racionales en la formación de precios al por mayor y al por menor de las frutas limón, papaya en el período de estudio de enero 1992 a marzo del 2001.

La elección de las frutas del limón y papaya a ser estudiado, se basó en el hecho que estos productos tienen como característica la perecibilidad y estacionalidad, factores que influyen de manera significativa en la formación del precio y sus variaciones a lo largo del año, además de la gran importancia que tiene este grupo alimenticio dentro del consumo familiar.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo General

Determinar el mecanismo de formación de precios de las frutas: limón y papaya, para el período 1992-2001 utilizando las técnicas de cointegración.

1.2.2. Objetivos específicos

- a) Formular el modelo teórico de largo plazo para formación de precios al por menor de las frutas del limón y papaya..
- b) Evaluar la validez estadística de la especificación de largo plazo, para la determinación del modelo de formación de precios al por menor, en las frutas elegidas. Es decir, demostrar que a pesar de las diferencias de corto plazo, los precios al por mayor y por menor son convergentes.

1.3 Hipótesis.

Se plantea que durante el período 1992 – 2001 los cambios en los precios al por mayor de las frutas: limón y papaya son transmitidos a los precios al detalle mediante el principio de fijación de precios tipo *mark-up*.

H1: Se plantea que es factible formular el modelo teórico tipo mark- up de la formación de precios a largo plazo.

H2: Se plantea que el modelo a largo plazo para la formación de precio por menor es estadísticamente válido.

II. REVISION DE LITERATURA

1.1 Formación de los precios agrícolas

La formación de precios es el proceso mediante el cual los precios son establecidos en el mercado, mediante un acuerdo entre los compradores y vendedores. Los productores no conocen exactamente el precio que recibirán en el momento de concretar la venta, pues los consumidores no conocen los costos de producción de los productos Robles(1998).

Según Llaque (1991), indica que los precios al por mayor se encuentran asociados a las variables: margen de utilidad, nivel de rotación de producto y principalmente, precios al por mayor. La importancia de la última variable reside en que ella es el principal mecanismo de transmisión de las continuas variaciones de los precios al por menor, dado que el minorista presenta una alta elasticidad a la subida de precios al por mayor e inelasticidad a la baja de los precios por mayor.

El mismo autor (1994), señala que el modelo de *mark-up* es una de las formas tradicionales de fijar precios de modelos competitivos, mediante este modelo de formación de precios la empresa fija su precio adicionando a su costo medio variable un margen bruto de ganancia. La empresa observa su posición de largo plazo y apunta a la maximización de la ganancia a largo plazo.

La estacionalidad en los precios agrícolas según Jáuregui (1992), señala que los productos agrícolas perecibles se clasifican en estacionales y no estacionales en función a los precios y considerando el rango de los factores estacionales como principal indicador, acompañado del comportamiento de la serie respecto a su tendencia.

Escobal (1997) utilizando técnicas de cointegración investigó como se forman los precios en los mercados agrícolas en el caso de la Papa. Los resultados obtenidos son consistentes con un mercado de papa cuyos precios estarían formados fundamentalmente por condiciones de demanda y que la dinámica de corto plazo indican que los precios en chacra son afectados instantáneamente por la dinámica de los precios al por mayor.

Teoría de Expectativas Racionales

Muth (1961), realiza un trabajo sobre formación de precios en la industria manufacturera, utilizando la Hipótesis de Expectativa Racionales (HER). Las principales conclusiones del estudio son:

- El promedio de expectativas en una industria son mas exactas que los modelos experimentales y tan exacta como elaborar un sistema de ecuaciones.
- Las expectativas reportadas generalmente estiman la magnitud de los cambios que se dieron efectivamente.

Sargent (1981), examina las implicancias de la aplicación de la Hipótesis de Expectativas Racionales (HER) en econometría, propone que como alternativa se puede construir modelos extrapolativos de predicción y variables endógenas pero resultan menos eficientes. Concluye que cuando las variables especificadas son instrumentos de política bajo el control del gobierno es necesario predecir el comportamiento de las variables exógenas para poder controlar las variables endógenas, y la aplicación de la HER constituye un importante instrumento para tal fin.

Heien (1980), desarrolló un modelo dinámico de determinaciones de precios agrícolas al por mayor y por menor. El sistema derivado es dinámico, se asume que la oferta y la demanda no se encuentra en equilibrio y ese desequilibrio es el factor determinante en los cambios de precios en los mercados tipo subasta. Lo central de esta hipótesis es la noción que los incrementos en los precios al por mayor son transmitidos a los precios al detalle mediante el comportamiento tipo *mark-up* y que los cambios en los precios al detalle son causados por los cambios en los precios de los niveles más bajos de la cadena de comercialización. Este tipo de comportamiento se muestra consistente con los objetivos de maximización de beneficios bajo el supuesto de los retornos constantes a escala y coeficientes de producción fijos en el tiempo, al nivel de detalle. Las relaciones tipo *mark-up* se estimaron para veintidós productos alimenticios.

Maccini (1978), analiza la formación de los precios en función de la demanda y las expectativas de los precios, para ello desarrolla un modelo de comportamiento de los precios tomando en cuenta los factores de demanda que

afectan los precios y las expectativas de los precios como un factor de influencia directa sobre los futuros. Para el modelo se utilizó información proveniente del sector manufacturero de la economía estadounidense y obtuvo como resultado evidencias de que realmente los precios de productos manufactureros guardan importante relación con las expectativas de demanda y precios futuros.

Robles(1998), evaluó la formación de precios de las hortalizas, mediante la Hipótesis de Expectativas Racionales(HER), concluyendo que el HER permitió indicar que el precio al por menor, en el largo plazo, es igual al precio por mayor más los costos de comercialización y un margen fijo. En el largo plazo los precios del apio y tomate se ajustan el modelo propuesto, en el corto plazo lo mismo sucede con los precios del ajo, cebolla y choclo.

Wohlgenant, (1985), analizó la formación del precio de la carne, mediante la Hipótesis de Expectativas Racionales (HER), concluyendo que la HER permitió indicar el modo de estimar la ecuación para los precios al detalle, la cual dependerá de la naturaleza de los procesos estocásticos generados por los precios al por mayor en los siguientes períodos. La HER permite desenmarañar los parámetros estructurales de la ecuación del precio del proceso estocástico generado por la expectativa del precio.

Para la aplicación empírica Wohlgenant busca validar el modelo de fijación de precios tipo *mark - up* en el caso de la carne, incluye a su análisis los costos de almacenamiento y la HER. Los resultados econométricos le permiten rechazar la

hipótesis de *mark-up*, lo cual demuestra que el modelo es válido tal como ha sido planteado.

La estructura económica relevante, derivada de las expectativas racionales consiste en la especificación de la demanda al por menor y oferta al por mayor adicionada al comportamiento agregado de las ecuaciones de comportamiento de precios al detalle.

Las expectativas racionales de los precios al por mayor de los próximos periodos (W_{t+1}) pueden ser expresadas como una función lineal del precio del período actual y las expectativas condicionales de futuros shocks en la oferta y la demanda, esto implica que la relación entre los precios al detalle y al por mayor dependen de las expectativas de futuros shocks en la oferta y demanda.

Para llevar la hipótesis de expectativas racionales a la aplicación empírica, mediante una hipótesis concreta, se considera primero el caso en el que un solo shock afecta el mercado de oferta al por mayor. Se supone que el shock en la oferta sigue un sencillo proceso de Markov de primer orden.

De esta manera esta especificación estocástica del predictor extrapolativo coincide con las expectativas racionales. En este caso especial, el predictor óptimo es un proceso autoregresivo de segundo orden. Para procesos estocásticos más generales, el predictor óptimo puede ser derivado como una predicción de una especificación ARMA (Proceso Autoregresivo) de W_t , o cuando el componente

promedio móvil es invertible, como un proceso autoregresivo infinito. En algún momento, cuando sucede un shock simple en el mercado, las expectativas racionales pueden caracterizarse como un predictor extrapolativo, basado, solamente en precios al por mayor actuales y rezagados.

De manera general se puede decir que la formación de precios en el sector agrícola es un proceso dinámico entre precios al por mayor y al detalle, el cual no desecha información, que las expectativas futuras de los precios se basan en los precios actuales y anteriores, el mercado agrícola la oferta y la demanda se hallan en constante desbalance, el mismo que determina los cambios en los precios.

Para el caso peruano, mediante la teoría de la Ley de un solo precio¹ Briceño (1990), trata de explicar la formación de precios e ingresos agropecuarios, esta teoría sostiene que un producto que se comercializa internacionalmente tiene el mismo precio en los mercados doméstico e internacional, incluyendo aranceles y subsidios. El objetivo de su trabajo fue evaluar de manera empírica la validez de 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. Los resultados del estudio muestran que sólo para los casos de café, carne de vacuno y leche se cumple la ley de un solo precio.

¹ La Ley de un solo precio es equivalente a decir que los precios en el largo plazo siguen una tendencia convergente.

Hopkins (1994), se plantea la interrogante que si la agricultura puede ser considerada como un sector transable, la principal implicancia sería que una devaluación mejoraría el nivel de los precios agrícolas y una expansión fiscal aumentaría el precio de los bienes no transables, lo que produciría una caída de los precios agrícolas relativos, para responder la interrogante desarrolla un modelo de formación de precios en economía abierta con 3 sectores, en la que los vínculos con el mercado internacional, los aspectos distributivos y el valor de las elasticidades precio e ingreso juegan un rol crucial, somete a estudio 5 productos: azúcar, café, frijoles, papas, y trigo. Los resultados en algunos casos sorprenden; el trigo, considerado como un producto transable mostró que el comportamiento de su precio doméstico tiene poca relación con los precios internacionales; la papa y los frijoles, considerados no transables muestran mayor relación entre sus precios doméstico e internacional; el azúcar muestra un comportamiento diferenciado para dos etapas, inicialmente se comporta como un producto transable y durante el período final del estudio como uno no transable, y los precios domésticos del café siempre muestran relación con los precios internacionales. Lo cual concuerda con los hallazgos de Briceño.

Teoría de la Cointegración

2.3.1. Estacionariedad

Una serie de tiempo es estacionaria cuando sus propiedades lineales (promedio, varianza y autocorrelación temporal), existen y son invariable en el tiempo, según Granger (1986), son integradas de orden cero $I(0)$. Si una serie de tiempo necesita ser d -veces diferenciada para transformarse en $I(0)$, estacionaria, se dice que es integrada de orden d , $I(d)$. Según, Nelson y Plosser (1982), Box y Jenkins (1970), y Granger (1986), la mayoría de las series económicas son integradas de orden 1 o $I(1)$ y se caracterizan por tener varianza infinita y memoria indefinidamente larga, en este sentido una innovación(shock) afecta a todos los valores posteriores de la serie, situación no presente en una serie $I(0)$, que tiene memoria finita.

No considerar la estacionariedad de las variables puede conducir a cometer errores en la modelización económica y en la prueba de hipótesis, al aceptar como válidas relaciones de tipo espurio, al analizar las características de la significancia de las estimaciones obtenidas. Para solucionar este problema tradicionalmente se diferenciaban las variables para eliminar el componente no estacionario. Este procedimiento ha sido criticado, para el caso de series pequeñas, pues elimina información para la definición de largo plazo existente en los niveles de las magnitudes económicas.

2.3.2. Raíz Unitaria

Según Suriñach (1995), las tendencias en varianza, es decir que la varianza en función del tiempo, pueden ser provocadas, entre otros motivos, por la existencia de raíces unitarias en el polinomio de la representación autorregresiva del proceso. El ejemplo más simple de no estacionariedad en varianza causada por una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo es el paseo aleatorio (random walk):

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = (1 - \rho L)Y_t = \varepsilon_t \text{ con } \rho = 1$$

Donde:

ε_t es un ruido blanco² (R.B) y L es el operador de retardo, de forma que $L*Y_t = Y_{t-1}$.

La no estacionariedad en varianza del paseo aleatorio se comprueba al sustituir recursivamente en la expresión.

$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$, llegando a:

$$Y_t = \rho_t Y_0 + \sum_{i=1}^{t-1} \rho_i \varepsilon_{t-i}$$

Por lo que si $\rho = 1$, es la varianza de ε_t y la $\text{var}(Y_0) = 0$, la varianza de Y_t será $t*\sigma^2$. Claramente, se observa que el proceso de paseo aleatorio (random walk) tiene una tendencia en la varianza y que esta viene causada por la raíz unitaria en el polinomio autorregresivo.

² Ruido blanco: $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$

2.3.3. Verificación de la Existencia de Raíz Unitaria

Una serie puede tener una o más raíces unitarias, el primer paso para verificar si un sistema de variables está cointegrado consiste en determinar el orden de integración de cada serie en forma individual. Los procedimientos utilizados para determinar el orden de integrabilidad de una variable son dos:

1. Metodología de Box - Jenkis.- Se basa en el análisis gráfico de la serie y de los correlogramas. Esta metodología se apoya en las pruebas de Ljung-Box y Box-Pierce, basados en los coeficientes de autocorrelación simple (que miden el componente autorregresivos o AR de serie) bajo la hipótesis nula que el proceso es ruido blanco.
2. Metodología de contrastes.- Los contrastes más utilizados podemos nombrar la prueba de Durwin y Watson o CRDW, las diferentes versiones de las pruebas de Dickey-Fuller comúnmente conocidos como AD y ADF, la prueba de Schimdt-Phillips, la prueba de Phillips-Perron, la prueba de variables instrumentales de Hall y la prueba de Stock- Watson.

Para el proceso de esta investigación se consideran las pruebas de Dickey y Fuller Aumentado (ADF), donde la hipótesis nula señala la existencia de (p) raíces unitarias.

2.3.4 Análisis de Cointegración

La teoría económica sugiere que las relaciones de equilibrio entre variables económicas son no estacionarias en varianza. Además existe la posibilidad de la aparición de relaciones espurias al regresionar dos o mas variables integradas independientes una de la otra. Esto nos conduce a transformar las variables en estacionarias siguiendo la estrategia propuesta por Box-Jenkins.

Otra estrategia para modelar con series no estacionarias son los Modelos de Corrección del Error (MCE), que permiten modelar las relaciones de largo plazo como la dinámica de corto plazo de las variables. Sin embargo no es hasta el trabajo de Granger (1981) cuando se muestra la equivalencia entre MCE y cointegración dando lugar al Teorema de Representación de Engel y Granger (1987), el cual señala que un conjunto de variables cointegradas pueden modelizarse mediante un MCE y la inversa.

De acuerdo al teorema de la representación de Engel y Granger (1987), las series cointegradas tiene un MCE (Mecanismo de Corrección de Errores o relación de corto plazo) a la inversa, los MCE's generan series cointegradas. La estimación del MCE constituye la segunda etapa del procedimiento de Engel y Granger, consiste en remplazar los residuos de la regresión cointegrante en el MCE en el lugar del termino en niveles, esto se implementa regresionado en diferencias a las variables de ecuación de largo plazo, incluyendo el residuo rezagado en un período de la misma.

El movimiento conjunto, en el largo plazo, de variables económicas no estacionarias define el concepto de cointegración, es decir comparten alguna tendencia estocástica que determina sus oscilaciones en largo plazo, la diferencia entre ellas es estacionaria, por lo tanto el término de error es estacionaria, por lo tanto el término de error en una regresión estará bien definido si su primer y segundo momento (media y varianza) son estacionarios.

La cointegración estará formalmente definida como los componentes de un vector X_t son cointegrados de orden (d, b) donde $d > 0$, denotado por:

$$X_t \sim CI(d, b),$$

Si: i) Todos los componentes de X_t son $I(d)$

ii) Existe por lo menos un vector $\alpha (=0)$

Tal que $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d, b)$

Supongamos ahora, que existen dos series X_t e Y_t , ambas son $I(1)$, supongamos también que existe una constante A^3 tal que:

$$Z_t = X_t - AY_t \text{ es } I(0)$$

se le conoce como el parámetro de cointegración y en un sistema bidimensional es único cuando existe.

Entonces X_t e Y_t , se dicen cointegradas CI (d,b), en este caso $d = 1$ y $b = 1$, ya que $Z_t \approx I(d - b)$, se puede notar que no se requiere que Z sea ruido blanco, en tanto las autocorrelaciones pueden ser positivas o negativas y las variables aún serían cointegradas si dichas autocorrelaciones son constantes, pues $I(0)$ implica estacionariedad, pero no ruido blanco.

Cuando se realiza una regresión sobre una serie de tiempo no estacionaria, lo que se obtiene es una regresión espuria, identificada por Granger y Newbold (1974). Hendry (1983), propone superar el problema de la regresión espuria, diferenciando los datos para remover las tendencias y componentes del tipo random walk $I(1)$, pero esto provoca la pérdida de datos como se vio antes.

El procedimiento de estimación de dos etapas propuestos por Engel y Granger (1987), es una alternativa a los problemas antes descrito, pues permite utilizar la técnica y prueba standard cuando las variables son no estacionarias. La relación de largo plazo a priori entre variables no estacionarias pueden comprobarse realizando una regresión de nivel por mínimos cuadrados ordinarios (llamada relación de cointegración) y verificar la hipótesis de cointegración haciendo uso de los contrastes de raíz unitarias a los residuos obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios, como; el de Sargan y Barghava, las pruebas Dickey y Fuller, y el test Philips y Perron.

De acuerdo al teorema de la representación de Engel y Granger (1987), las series cointegradas tiene un Mecanismo de Corrección de Errores(o relación de corto plazo) y a la inversa, los MCE's generan series cointegradas. La estimación del MCE constituye la segunda etapa del procedimiento de Engel y Granger y consiste en reemplazar los residuos de la regresión cointegrante en el MCE en el lugar del término en niveles, esto se implementa regresionando en diferencias a las variables de ecuación de largo plazo, incluyendo el residuo rezagado un periodo de la misma.

2.4. Las Frutas

Reciben el nombre de Frutas a las plantas comestibles que se cultivan en las huertas.

2.4.1. Importancia del Consumo de Frutas

La importancia del consumo de Frutas reside en el significativo aporte de vitaminas y minerales a la dieta alimenticia.

Las frutas forman parte de los llamados productos agrícolas de consumo natural (tubérculos, raíces, hortalizas, menestras y frutas). Estos productos son el componente principal de la dieta de los consumidores más pobres y a la vez el resultado del esfuerzo de miles de pequeños agricultores. El limón es una de las frutas mayor consumo en nuestro país, habiéndose estimado en 1, 2 kilos por mes el consumo per cápita.

2.4.2. Características de las Frutas en Estudios

A continuación una breve descripción de algunos aspectos genéricos de los productos en estudio, además la composición de la materia comestible.

2.4.2.1. Limón

Especie *Citrus aurantifolia*; family amarilidaceae, el limón es originario de Asia, su cultivo requiere de suelos sueltos y ricos en materia orgánica. El Limón es utilizado en la cocina para guisar y sazonar debido a su sabor característico. En terapéutica se prescribe en afecciones pulmonares, hipertensión, reumatismo, etc. Sus propiedades se deben a uno de sus elementos azufrado, que se elimina por el pulmón.

Cuadro N° 1

Composición de la Materia Comestible en 100 g de Limón

ELEMENTO	CANTIDAD	ELEMENTO	CANTIDAD
Calorías	30.00 kcal	Fósforo	14.00 mg
Proteínas	0.50 g	Hierro	0.50 mg
Carbohidratos	9.70 g	Vitamina B1	0. mg
Fibra	0.00 g	Vitamina B2	0. mg
Cenizas	0.30 g	Niacina	0.11 mg
Calcio	18.00 mg	Vitamina C	0.00 mg

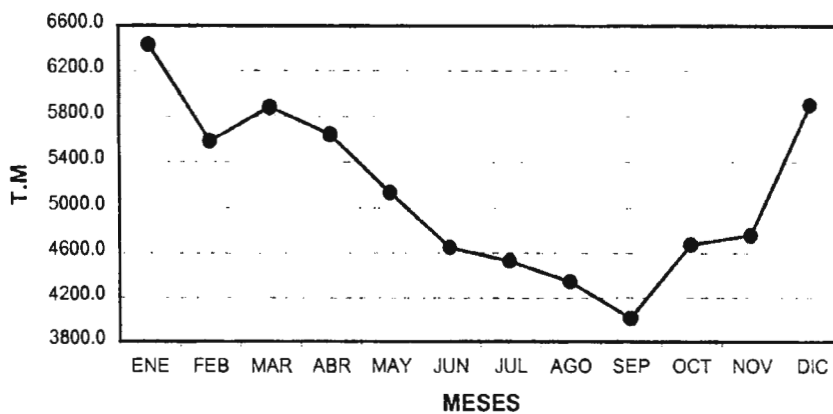
Fuente: ESCOBEDO, A. J. 1995

El principal centro de comercialización a nivel de Lima Metropolitana es el Mercado Mayorista N° 1. a través de él se abastece toda

la ciudad, en el gráfico N° 1 tenemos los volúmenes promedios mensuales de los años 1992 a 2001, ingresados a este centro de abastos.

Gráfico N° 1

**LIMÓN: Volúmen de Ingreso al Mercado
Mayorista N°1
(Promedio mensual 1992 - 2001)**



Fuente: MINAG-OIA

2.4.2.2. Papaya

Especie *Carica papaya*, family Solanaceae, oriundo de América Tropical, aunque ahora se encuentra difundido por todo el mundo. El suelo más propicio es el silicio - arcilloso.

Cuadro N° 2

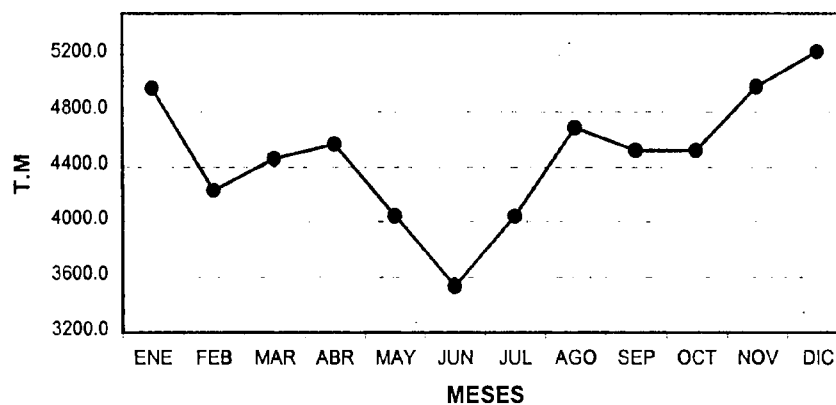
Composición de la Materia Comestible en 100 g de Papaya

ELEMENTO	CANTIDAD	ELEMENTO	CANTIDAD
Calorías	32.00 kcal	Fósforo	14.00 mg
Proteínas	0.40 g	Hierro	0.30 mg
Carbohidratos	8.20 g	Vitamina A	500.00 mg
Fibra	0.50 g	Vitamina B1	0.00 mg
Cenizas	0.50 g	Vitamina B2	0.06 mg
Calcio	23.00 mg	Niacina	0.41 mg
		Vitamina C	00.00 mg

Fuente: Fuente: ESCOBEDO, A. J. 1995

Gráfico N° 2

**PAPAYA: Volúmen de Ingreso al Mercado
Mayorista N°1
(Promedio mensual 1992 - 2001)**



Fuente : MINAG-OIA

Como puede apreciarse en el gráfico N° 2, los mayores volúmenes de ingreso de papaya se dan en los meses enero, abril, agosto y diciembre. El principal productor en el Perú es Chanchamayo.

III. MATERIALES Y METODOS

3.1. Zona y Período de Estudio

El presente estudio está referido a los precios promedio al por mayor y al consumidor de Lima Metropolitana. Lima es el gran mercado, consecuentemente, la infraestructura de comercialización está concentrada en esta ciudad para abastecerla de productos perecibles como frutas, hortalizas, leche y pescado.

El período de estudio es el comprendido entre enero de 1992 y marzo del 2001. Las series han sido actualizadas con el IPC que proporciona el Instituto Nacional de Estadística e Informática, con base 100 en 1994.

3.2. Los Datos Empleados

La información utilizada se tomó de los boletines de índices de precios al por mayor e índices de precios al consumidor, respectivamente, publicados mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (Anexo N°1).

Los datos utilizados son de periodicidad mensual, para las frutas citadas, esta frecuencia mensual de las observaciones conduce a que, adicionalmente al análisis de relación entre las variables, se tomen en cuenta en el aspecto de la estacionalidad.

Las series de precios fueron transformadas a series logarítmicas para suavizar las tendencias estacionales.

3.3 Las Variables

Los productos elegidos pertenecen al gran grupo alimentos y bebidas, sub-grupo de frutas, dentro de la estructura de gasto de las familias.

3.3.1 Precios al por Mayor

Mediante la evolución de esta variable podemos apreciar las variaciones del precio a lo largo del tiempo, en sus primeras transacciones.

3.3.2 Precios al Consumidor

Por teoría se sabe que la diferencia entre el precio al consumidor y el precio al por mayor se determina por los costos de comercialización y transporte.

En un mercado de competencia perfecta el precio al consumidor es una función del precio al productor, la existencia de imperfecciones, causada por la intervención estatal o la presencia de formaciones oligopólicas en la producción y/o comercialización, hacen que este esquema teórico simple no se cumpla.

3.3.3. Dummies o Variables Ficticias

El modelo corrige las posibles estacionalidades de los precios de los productos mediante la inclusión de 11 dummies mensuales.

3.4 El Modelo Teórico

3.4.1 Supuestos del Modelo

- Existencia de mercados de competencia perfecta (no existe intervención estatal o presencia de formaciones oligopólicas en la producción y/o comercialización).
- La totalidad de agentes económicos debe tener información perfecta.
- El balance entre oferta y demanda no es perfecto, por lo tanto existen inventarios.
- Homogeneidad en la calidad de los productos.

3.4.2 Modelo de Determinación de Precios Mediante Hipótesis de Expectativas Racionales.

En este modelo se usa la Hipótesis de Expectativas Racionales (HER). La principal característica de la HER es que las expectativas son vistas como predicciones de la teoría económica.

La HER es usada para especificar la forma general del modelo de expectativas de precios y determinar las condiciones en las cuales las expectativas racionales pueden ser caracterizadas como expectativas extrapolativas, basadas solamente en los precios actuales y rezagados.

El interés del modelo presentado es capturar la estructura de rezagos en el modelo de formación de precios en las tendencias estructurales de largo plazo y las desviaciones de corto plazo. La metodología econométrica de los modelos de corrección de error es útil para tal propósito, pues permite modelar adecuadamente la dinámica de corto plazo de una relación empírica cuando se detecta la existencia de cointegración en un conjunto de series temporales.

Una característica de estos modelos econométricos es que la especificación dinámica o de corto plazo incluye entre sus variables explicativas un término que representa las desviaciones respecto de la relación de largo plazo, reflejando así que el comportamiento de corto plazo también es afectado sistemáticamente por tales desviaciones.

Para predecir el modelo utilizando la hipótesis de expectativas racionales se procederá de la siguiente forma:

1. Sustitución algebraica
2. Aplicación de expectativas
3. Reemplazo de ecuaciones de la sustitución algebraica en las expectativas.

3.4.2.1. Sustitución Algebraica

Consideremos una organización que vende, en el periodo t una cantidad S_t de productos, a un precio determinado por el mercado P_t y compra al por mayor una cantidad q_t a un precio W_t . Los costos

de mantener inventarios se definen mediante la siguiente función cuadrática:

$$\frac{f}{2} (i_{t+1} - g_0 - g^s)^2 \dots \dots \dots (1)$$

Donde:

i_{t+1} : Inventario final

i_t : Inventario inicial

f, g_0, g : Parámetros

La estructura de Inventario:

$$i_{t+1} = i_t + q_t - s_t \dots \dots \dots (2)$$

Ordenando la ecuación

$$i_{t+1} - i_t = q_t - s_t$$

3.4.2.2. Aplicación de Expectativas

Con las especificaciones anteriores planteamos la función de beneficios de la organización:

$$Z = E_t b^j \sum_{j=0}^{\infty} [(P_{t+j} - aC_{t+j}) S_{t+j} - W_{t+j} q_{t+j} - \frac{f}{2} (i_{t+j+1} - g_0 - g^s)^2] \dots \dots \dots (3)$$

Sujeta a la estructura de inventarios de (2) donde $b > 1$, es la constante del factor de descuento. Para una organización

representativa, la información asume incluir i y los valores actuales y rezagados de P y W .

Siendo:

P_t : Precio al por menor en el período t

W_t : Precio al por mayor en el período t

3.4.2.3. Reemplazo de Ecuaciones de la Sustitución Algebraica en las Expectativas

Reemplazo (2) en (3):

$$Z = E_t \sum_{j=0}^{\infty} b_j [(P_{t+j} - W_{t+j})S_{t+j} - W_{t+j}(i_{t+j+1} - i_{t+j}) - \frac{f}{2}(i_{t+j+1} - g_0 - gS_{t+j})^2].$$

Por condición de primer orden $j > 0$

maximizando Z :

Max $Z =$

$$\text{Max} \left\{ E_t b_j \sum_{j=0}^{\infty} [(P_{t+j} - W_{t+j})S_{t+j} - W_{t+j}(i_{t+j+1} - i_{t+j}) - \frac{f}{2}(i_{t+j+1} - g_0 - gS_{t+j})^2] \right\}$$

$$\frac{\partial Z_{t+1}}{\partial S_{t+j}} = E_{t+j} [(P_{t+j} - W_{t+j}) + f(i_{t+j+1} - g_0 - gS_{t+j})]g = 0 \quad \dots \dots \dots (4)$$

$$\frac{\partial Z_{t+1}}{\partial S_{t+j}} = E_{t+j} [-W_{t+j} - f(i_{t+j+1} - g_0 - gS_{t+j}) - bW_{t+j+1}] = 0. \quad \dots \dots (5)$$

(4) = (5):

$$E_{t+j} [(P_{t+j} - W_{t+j}) + fg(i_{t+j+1} - g_0 - gS_{t+j})] =$$

$$E_{t+j}[-W_{t+1} - f(i_{t+j+1} - g_0 - g_{t+j}) - bW_{t+j+1}]$$

Resolviendo la ecuación:

$$P_t = W_t + g(1-b)W_t - (E_{t+1}W_{t+1} - W_t) \dots\dots\dots(6)$$

Definimos:

$$P_t = W_t + g(1-b)W_t$$

Reemplazando en (6)

$$P_t = P_t + bg(W_t - E_t W_{t+1}) \dots\dots\dots(7)$$

Esta especificación indica que el precio al detalle se desviará del valor de steady-state ⁴ de P_t siempre que las expectativas de los precios al por mayor para el próximo período se diferencien del período actual. Cuando las expectativas de los precios al por mayor están orientadas a la baja entonces los precios al por menor bajan.

Las expectativas están formadas sobre las bases de la información actual y pasada de los precios esto implica que un evento que ocasione expectativas diferentes de la tendencia actual del precio, causará cambios en dirección de los precios rezagados al por mayor hacia el precio al detalle.

Para el caso del *mark-up* $b = g = 0$ entonces la ecuación (6) se transforma en:

$$P_t = P_t^*$$

Esta igualdad indica que el precio al por menor, en el largo plazo tiende a hacerse igual al precio al por mayor.

eady - state : estado estacionario

5. Aplicación Empírica

Para la aplicación empírica se someterán a la Hipótesis de Expectativas Racionales los precios mensuales de una canasta de productos agrícolas, correspondientes al período 1992 - 2001, los mismos que se usarán métodos econométricos que permitan comprobar la validez de la Hipótesis.

Se usará metodología econométrica para estimar la relación entre precio al por mayor y por menor. Se analizará la existencia de un proceso de convergencia económica entre los precios al por mayor y los precios al por menor de las frutas del limón y papaya materia de este estudio.

Para realizar este análisis se toma como punto de partida la especificación de largo plazo definida en la ecuación (7):

$$P_t = P_t + bg (W_t - E_t W_{t+1})$$

Tomando la forma original:

$$P_t = W_t + g(1 - b)W_t - E_{t+1} W_{t+1} - W_t) \dots \dots \dots (8)$$

Además se tiene:

$$W_t = \alpha_2 W_{t-1} \dots \dots (a) \qquad \qquad \qquad \text{AR}(1)$$

$$E_t W_{t+1} = \alpha_2 W_t \dots \dots (b)$$

$$E_{t+1} W_{t+1} = \alpha_2 W_t + \alpha_3 W_{t-1} \qquad \qquad \qquad \text{AR}(2)$$

Reemplazando (a) y (b) en (8)

$$P_t = W_t + g(1 - b)W_t + bg(W_t - \alpha_2 W_t + \alpha_3 W_{t-1})$$

$$P_t = [1 + g(1 - b) + bg - \alpha_1 bg] W_t - W_{t-1} \dots \dots \dots (9)$$

Reparametrizando:

$$Y_0 = [1 + g(1 - b) + bg(1 - \alpha_1)] \dots \dots \dots (c)$$

$$Y_1 = bg \dots \dots \dots (d)$$

Reemplazando (c) y (d) en (9)

$$P_t = Y_0 W_t + E_{t-1} \dots \dots \dots (10)$$

Si: $E_t = E_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (e)$

(e) en (10):

$$\rho P_{t-1} = \rho Y_0 W_{t-1} + \rho E_{t-1}$$

Reordenando:

$$\rho E_{t-1} = \rho P_{t-1} - \rho Y_0 W_{t-1} \dots \dots \dots (11)$$

(11) en (10) :

$$P_t = Y_0 W_t + Y_1 W_{t-1} + \rho P_{t-1} - \rho Y_0 W_{t-1} + \mu_t$$

$$P_t = Y_0 W_t + (Y_1 - \rho Y_0) W_{t-1} + \rho P_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (12)$$

$$P_t = \Omega_0 W_t + \Omega_1 W_{t-1} + \rho P_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (13)$$

3.5.1. Especificación de largo Plazo (1/)⁵

En el Largo Plazo

$$t \approx t - 1 \quad \dots\dots\dots (f)$$

(f) en (12)

$$P_t = \Omega_0 W_t + \Omega_1 W_{t-1} + \rho P_{t-1} + \mu_t \quad \dots\dots\dots (14)$$

$$(1-\rho) P_t = (\Omega_0 + \Omega_1) W_t + \mu_t$$

$$\text{Si } \rho = 0, \quad \Omega_0 + \Omega_1 = \alpha_0$$

$$\text{Si } \rho \neq 0$$

$$\alpha_1 = \frac{\Omega_0 + \Omega_1}{1 - \rho}$$

3.5.2. Prueba de Hipótesis

La prueba de hipótesis se realizará mediante la prueba de Wald. Ésta prueba permite evaluar hipótesis de restricciones involucradas con los coeficientes de las variables explicatorias. Las restricciones pueden ser **lineales** o no **lineales**, y se pueden probar juntas dos o más restricciones.

Para una restricción lineal la salida es un estadístico F o χ^2 , para la presente investigación se tomarán los valores de χ^2 .

Si tenemos una sola hipótesis nula

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad \text{versus} \quad H_1: \theta \neq \theta_0$$

Entonces podemos explicar la prueba estadística de Wald como:

⁵ En 1/ : Según la relevancia de la estacionalidad se incorporarán las dummies necesarias.

$$W = (\theta - \theta_0) \left[-\frac{\partial^2 L(\theta)}{\partial \theta^2} \Big|_{\theta = \theta_0} \right]$$

Donde: $L(\cdot)$ es el logaritmo natural de la función de verosimilitud.

Luego
$$-\frac{d^2 L(\theta)}{d\theta^2} \Big|_{\theta = \theta_0}$$

Calcula la curvatura de la función de verosimilitud (cambio de la pendiente)

valorado en el punto donde $\theta = \theta_0$

Hecha la explicación anterior y en base al modelo teórico desarrollado planteamos las correspondientes hipótesis para el largo plazo, considerando además que la restricción general es.

$$\alpha_1 = 1$$

Largo Plazo

Hipótesis nula: $\alpha_1 = 1$

Hipótesis alterna: $\alpha_1 \neq 1$

IV. RESULTADOS

4.1 Orden de integración de las series

Antes de proceder a estimar las ecuaciones de comportamiento, se investigó el grado de integración de las series individuales que conforman las distintas ecuaciones del modelo, calculando las pruebas de ADF.

Dickey y Fuller desarrollaron pruebas estadísticas para detectar la presencia de una raíz unitaria en una serie temporal. Se busca establecer si una serie temporal sigue un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística o sigue un proceso estacionario después de diferenciación.

El procedimiento es hacer una regresión mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios del siguiente modelo general:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Cuando $k > 0$, como en nuestro caso, la prueba DF es conocido como la Prueba Aumentada de Dickey - Fuller (ADF).

Los valores máximos que pueda tomar k tienen que ver con la frecuencia de los datos, en caso de tener series anuales o semestrales k podrá tomar como máximo el valor 4, pero para series mensuales como es el caso del presente estudio, es posible darle como valor máximo hasta 24. La elección de los valores se hace en función a los resultados que se obtengan de los menores valores de k , si a los más bajos se obtiene resultado positivo no se sigue probando, en cambio de no suceder así se sigue probando hasta llegar al valor máximo.

Para determinar el orden de integración de las series en estudio se utilizaron valores de k igual a 6, 12, 15 y 20, resultando todas las series I(1), los resultados pueden ser apreciados en el cuadro N° 3.

Cuadro N°3

PRUEBA ADF CON INTERCEPTO
 $H_0 = I(1)$ $H_a = I(0)$

PRODUCTO	ADF(6)	ADF(12)	ADF(15)	ADF(20)	ACEPTACIÓN DE H_0
	VALORES CRÍTICOS				
	-2.89	-2.89	-2.89	-2.89	
Limón (C)	-2.80	-1.63	-1.58	-1.44	n.s
Limón (M)	-3.25	-1.35	-1.13	-0.91	n.s
Papaya (C)	-2.35	-2.40	-2.56	-1.65	n.s
Papaya (M)	-2.01	-2.59	-2.47	-2.02	n.s

Donde:

C y M corresponde a precios al consumidor (precio al por menor) y al por mayor respectivamente.

4.2 Especificación de Largo Plazo

De la ecuación (12) para la especificación del modelo de largo plazo está definida como sigue:

$$Px_t = \alpha_1 + \alpha_2 Wx_t + \alpha_3 d_1 + \dots + \alpha_{13} d_{11}$$

donde:

- Px_t : precio por menor del producto x, en el periodo t.
- Wx_t : precio por mayor del producto x, en el periodo t.
- α_1 : Constante

⁶ K es el número de rezagos que se incorporan en la prueba ADF para detectar la existencia de raíces unitarias.

α_2	:	parámetro asociado a la variable Wx
d_1, \dots, d_{11}	:	dummies de estacionalidad
$\alpha_3, \dots, \alpha_{13}$:	parámetros asociados a las dummies

Mediante la especificación de largo plazo se busca determinar si la formación de precios al por menor tiene como factor principal el precio al por mayor, la medida en que esto suceda se verá reflejada en el valor del parámetro α_2 y del estadístico t . De manera general y sin necesidad de entrar al procedimiento econométrico, hemos podido apreciar en el análisis de las series que el precio al por menor es en general convergente al precio por mayor.

Los resultados son presentados en el cuadro N° 4 en él, los productos en estudio se presentan ordenados de mayor a menor respecto a los valores de α_2 , así tenemos que el limón presenta un valor mayor a la unidad (1,2826) del parámetro asociado al precio por mayor, lo que nos estaría indicando que al precio por menor presenta una reacción lenta frente a los desequilibrios del mercado, esto explicaría en la naturaleza altamente perecible de ambos productos, lo cual condiciona a los minoristas a no subir de manera inmediata los precios, sino posiblemente hasta que agoten las existencias.

Los valores de t , en general para el limón y la papaya, son estadísticamente significativos y reflejan que el valor encontrado es buen estimador del parámetro a , en caso respectivamente.

Es necesario señalar que en la especificación (de Largo Plazo) no se ha tomado en cuenta los valores del Durbin-Watson, pues los indicadores importantes serán analizados en las pruebas de Raíz Unitaria para los residuos.

Los valores de t, en general para todos los productos, son estadísticamente significativos y reflejan que el valor encontrado es buen estimador del parámetro α , en caso respectivamente.

Es necesario señalar que en la especificación(largo plazo) no se ha tomado en cuenta los valores del Durbin-Watson, pues los indicadores importantes serán analizados en las pruebas de raíz unitaria para los residuos.

Cuadro N°4

ESPECIFICACIÓN DE LARGO PLAZO

Modelo usado : $Px_t = \alpha_1 + \alpha_2 Wx_t + \alpha_3 d_1 + \dots + \alpha_{13} d_{11}$

PRODUCTO	LIMÓN		PAPAYA	
	α	T_{CAL}	α	T_{CAL}
C	0.258539	9.145597	0.403957	35.29647
Wx	1.282678	26.94955	0.762373	19.41703
D1				
D2				
D3	0.113552	1.889195		
D4	0.134700	2.123048		
D5				
D6	0.155013	2.432281		
D7	0.248982	3.971699		
D8	0.305004	4.971003	0.076206	-2.11772
D9	0.246043	4.008539		
D10				
D11				

4.2.1 Detección de raíz unitaria en los términos de corrección de error.

Las pruebas de cointegración buscan detectar la presencia de una raíz unitaria en el residuo de la regresión del largo plazo de un conjunto de variables $I(1)$. En este trabajo se usa la prueba ADF para detectar cointegración de las variables. De esta manera, la prueba de cointegración permite investigar en cada caso si el término de corrección de error es decir las z 's contiene raíz unitaria. Por lo tanto, la regresión mínimo cuadrática para el termino de error será:

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_2 Z_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

Los z 's generados por la especificación de largo plazo fueron sometidos a la prueba de contrastes de raíz unitaria.

La prueba de contraste de raíz unitaria aplicada al residuo de la ecuación de cointegración modela por el procedimiento de Engel y Granger (μ_t), el cual por definición debe ser estacionario y normalmente distribuido (ruido blanco), confirmando la presencia de una relación de largo plazo en el mercado de frutas. En el cuadro N° 5 se puede apreciar los resultados de la aplicación de la prueba, el hecho que los valores calculados sean mayores en valor absoluto a los valores críticos, confirma el hecho de que el residuo sea integrado de orden cero, es decir, estacionario.

Cuadro N°5

Prueba ADF con intercepto para los errores

$H_0 = I(1)$, $H_a = I(0)$ (nivel de confianza 0.05)

PRODUCTO	VALOR CRITICO	H_0
	-2.8882	
	ADF(2) _{calculado}	
Limón	-5.140489	*
Papaya	-4.286029	*

4.2.2. Prueba de hipótesis para el largo plazo.

Para realizar la prueba de hipótesis para el largo plazo, se utilizó la prueba de Wald, ya explicada en el apartado 3.5.2., el cuadro N° 6 nos muestra los resultados:

Cuadro N°6

Resultados de la prueba de hipótesis

$H_0: \alpha_1 = 1$; $H_a: \alpha_1 \neq 1$

Prueba de hipótesis	α	$H = \alpha - 1$	$\chi^2_{\text{calculado}}$	Prob. De aceptar H_0	acepta.
Limón	1.282678	0.282678	28.64653	0	*
Papaya	0.762373	-0.237627	39.2661	0	*

4.3. Modelo de corrección de errores. (MCE)

Se plantea un modelo de corrección de errores como forma de representar la transmisión de precios en el mercado frutícola en el corto plazo.

El MCE estima una relación en diferencias, incluyendo como regresores las diferencias rezagadas de la variable dependiente, los valores rezagados de las variables

independientes en un término de corrección de errores que representa el “error de equilibrio” (rezagada en uno o más períodos).

4.3.1 Modelo de un rezago

Este modelo es un caso especial, en el que las variables se rezagan un solo período:

$$\Delta Px_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta Wx_t + \alpha_3 \Delta Wx_t + \alpha_4 \Delta Px_{t-1} + \alpha_5 \text{resl}_{t-1} + \alpha_6 d_1 + \dots + \alpha_{16} d_{11} + \varepsilon_t$$

donde:

ΔPx_t : denota la primera diferencia del índice de precios por menor

ΔWx_t : denota la primera diferencia del índice de precio por mayor

resl_{t-1} : valor residual de la regresión rezagado un período.(término de error de equilibrio)

ε_t : término de error

Se aplicado a las dos series (limón y papaya), luego de verificar los resultados de las pruebas de normalidad, estabilidad del modelo (test cusum) y estabilidad de los parámetros.

Las series que no prueben las pruebas antes indicadas, serán modeladas siguiendo la forma del modelo de corrección de errores.

En el cuadro N°7 tenemos los valores de los parámetro asociados a las variables del modelo de corrección de errores, solo cumple la fruta limón.

Cuadro N°7

Modelo de corrección de errores de un rezago del limón

Variable	Coefficiente	t-Statistic
C	-0.029311	-2.215145
D(MAYOR)	1.445851	13.61482
D(MAYOR(-1))	-0.537763	-4.551358
D(MENOR(-1))	0.223681	2.189986
RESID1(-1)	-0.284667	-3.640661
D2	0.112964	2.57658
D3	0.105634	2.506073
D4		
D5		
D6	0.126899	3.026683
D7		
D8		
D9		
D10		
D11		

$$R^2 = 0.79$$

$$D.W. = 2.0861$$

El valor del coeficiente asociado al precio actual del precio mayorista, en el caso del limón es mayor a 1, lo cual indicaría una alta velocidad de ajuste entre precios al por mayor y al por menor.

El valor del coeficiente del residuo indica la medida en que se corrigen los desequilibrios en los precios al por menor, además indica la medida en que el modelo se acerca a la tendencia de largo plazo

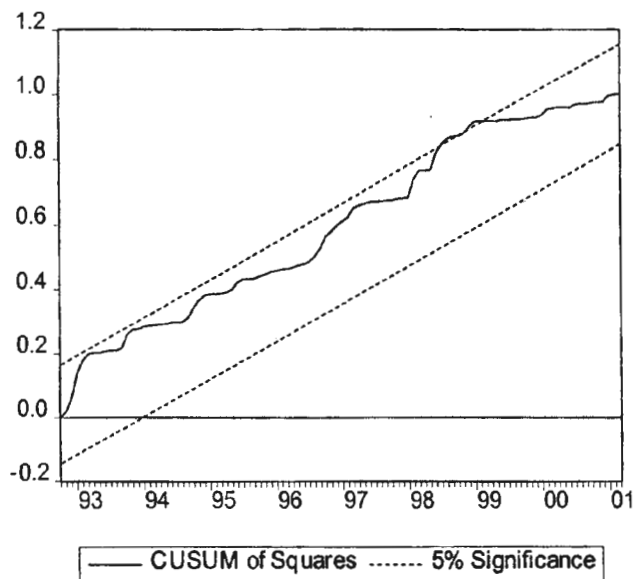
4.3.1.1 Prueba de la estabilidad del modelo

Se aplicó la prueba de CUSUM cuadrado para ver la estabilidad del modelo en su conjunto.

La prueba CUSUM muestra la suma acumulativa de los residuos. En el ploteo, las sumas son representadas por puntos que se unen para dar forma a una línea, se muestran, dos líneas críticas, los movimientos fuera de ellas sugiere inestabilidad del modelo.

La prueba de CUSUM, al ser aplicada en nuestro modelo, es para el caso del limón, no siendo aprobada por la papaya.

GRAFICO N° 03. CUSUM CUADRADO -LIMON

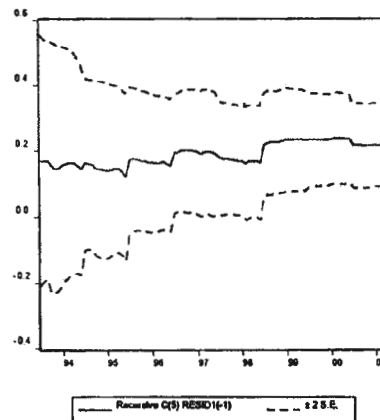
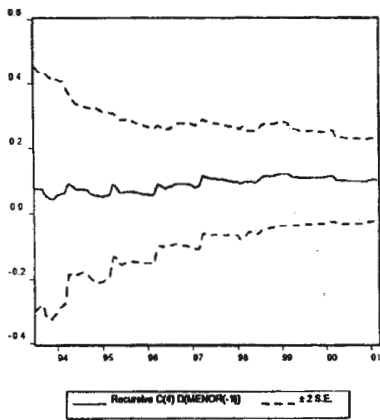
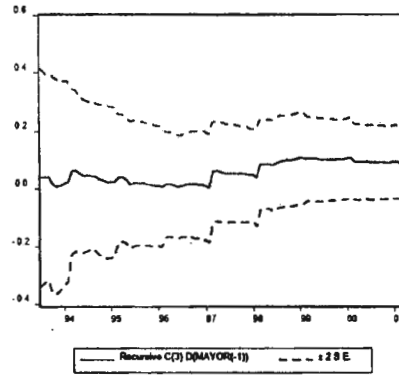
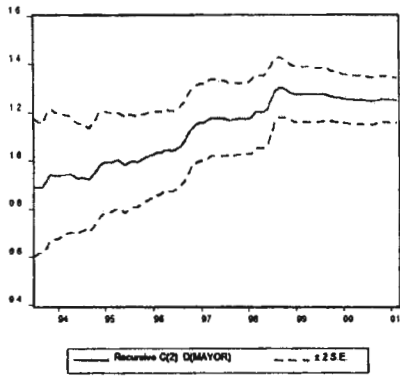


4.3.1.2 Prueba de la estabilidad de los parámetros

Llamada también prueba recursiva de estimadores, presenta el ploteo de la evolución de los coeficientes, dos bandas de error estándar.

Un parámetro estable dentro del modelo al ser sometido a la prueba de estabilidad presenta un gráfico que en la línea central es la más recta posible y la distancia entre líneas laterales se va haciendo cada vez más corta

GRAFICO N° 04. ESTABILIDAD DE PARÁMETROS -LIMON



V. DISCUSIÓN Y ANÁLISIS

5.1 Análisis de la serie

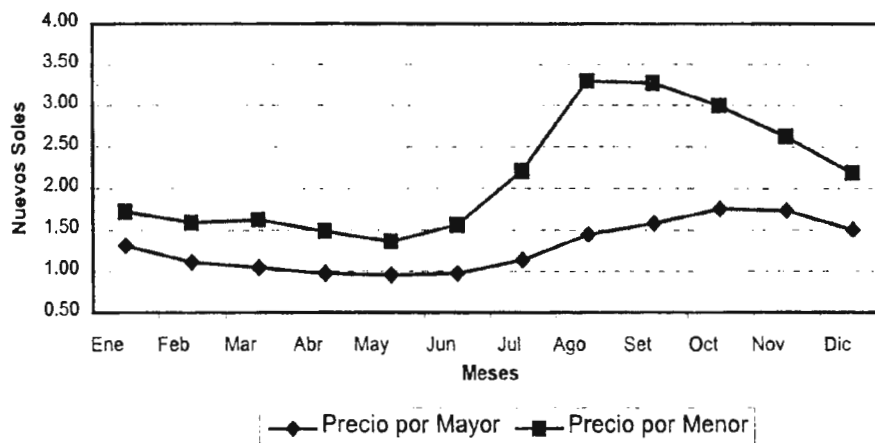
Una observación de las series es que a lo largo del período en estudio la tendencia de los precios reales de las frutas (Limón y Papaya) es a la baja, siendo más dramática en el caso de los precios al por mayor.

Otra observación importante es que en épocas de precios altos los márgenes de comercialización se hacen mayores, en el gráfico N° 3 se pueden observar las mayores distancias entre las curvas de precios por mayor y precios al por menor (márgenes), en el caso del limón precio promedio del mes de Agosto y Setiembre, cuando el limón alcanza su precio más alto a lo largo del año, esta diferencia es de 1,85 y 1,69 nuevos soles, representando un 128 y 107 % respectivamente del precio por mayor.

El comportamiento descrito en el párrafo anterior podría estar mostrando una señal sobre el comportamiento de los minoristas frente a las alzas en los precios de los productos que comercializan, probablemente la respuesta de los consumidores ante un alza en el precio sea la de restringir el consumo y al elevar los márgenes de ganancia los minoristas se estarían protegiendo de una disminución muy grande en sus ingresos.

Gráfico N° 5

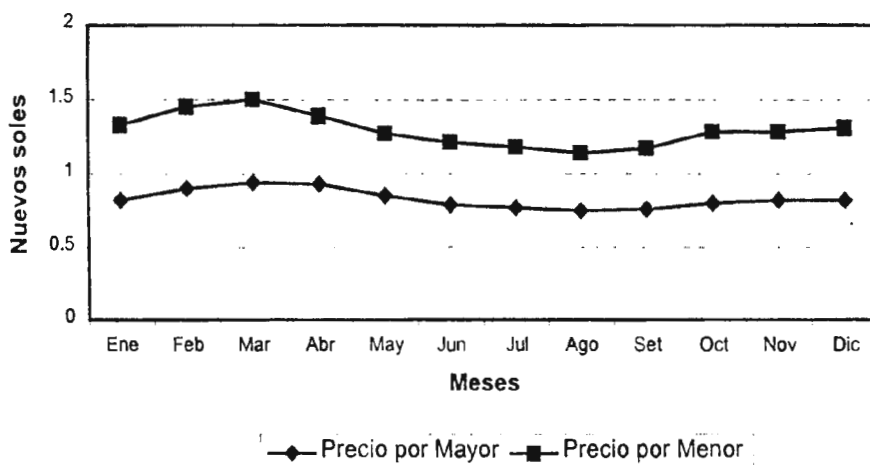
Márgenes brutos de comercialización del Limón
(promedios mensuales, Enero 92 a Marzo -01)



Fuente: Elaboración propia

Gráfico N° 6

Márgenes brutos de comercialización de Papaya
(Promedios mensuales Enero- 92 a Marzo - 01)



Fuente: Elaboración propia

Cuadro N°8
Desviaciones estándares de las series

Producto	D.E. ⁷ . precios por mayor	D.E. precios por menor
Limón	0.051 (2)	0.067 (2)
Papaya	0.018 (1)	0.025 (1)

Las desviaciones estándares, para precios al por menor son menores que para los precios al por mayor.

En el cuadro N° 8 se presenta un comparativo de las desviaciones estándar de los coeficientes de estacionalidad para precios por mayor y por menor respectivamente y las ubicaciones según valores de los coeficientes, de las frutas en estudio

5.1.1 Precios al por mayor

El cuadro N° 9 presenta los coeficientes de estacionalidad, los valores más altos han sido resaltados en negrita y los más bajos subrayados, de esta manera se facilita la identificación de los meses de mayores o menores precios, esta notación facilitara el conjunto de abastecimiento en el mercado mayorista N° 1

5.1.1.1 Limón

Los precios más altos se observan en los meses de octubre, noviembre y diciembre y los más bajos en los meses de abril mayo y junio.

⁷ D:E: : Desviación Estándar de los Coeficientes de Estacionalidad

Los meses de mayor abastecimiento se dan en los meses de diciembre y enero son coincidentes con algunos precios de meses más altos y en los bajos con la disminución del abastecimiento. Esto aparentemente es una contradicción que podría deberse a la estacionalidad del consumo del limón. En los meses de verano enero, febrero y marzo el consumo de limón es bastante alto y en los meses de julio, agosto y setiembre la demanda del limón declina.

5.1.1.2 Papaya

Los precios más altos se dan entre los meses febrero, marzo y abril y los más bajos en los meses de julio, agosto y setiembre .

Los meses de mayor abastecimiento son: noviembre, diciembre y enero y los de menor son mayo, junio y julio

Cuadro N°9

Coeficientes de estacionalidad de precios al por mayor

Producto meses	Limón	papaya
1	1.094	1.027
2	0.910	1.100
3	0.839	1.134
4	<u>0.794</u>	1.098
5	<u>0.777</u>	1.030
6	<u>0.777</u>	0.968
7	0.835	<u>0.941</u>
8	1.027	<u>0.913</u>
9	1.209	<u>0.923</u>
10	1.385	0.962
11	1.383	0.967
12	1.257	0.967
se	0.051	0.018
1-se	0.949	0.982
1+se	1.051	1.018

5.1.2 Precios al por menor

En el análisis de precios al por menor se encuentra en algunos casos el comportamiento seguido por sus correspondientes precios al por mayor varía en lo que respecta a la estacionalidad, sin embargo estas variaciones son bastante pequeñas; en algunos casos se observa una traslación de un mes los períodos de mayores precios.

De manera general, en el comportamiento de los precios al por menor se percibe la tendencia seguida por los precios al por mayor, y se puede encontrar cierta divergencia en el comportamiento de precios al por mayor y por menor de un mismo producto en ello tiene que ver aspectos como las

expectativas de los comerciantes minoristas, el comportamiento de la demanda y la pericibilidad del producto; en el cuadro N° 10 al igual para el precio se ha utilizado la misma notación: negrita para precios más altos y subrayado para precios menores

Cuadro N°10

Coeficientes de estacionalidad de precios al por menor

Prod. meses	limón	papaya
1	0.904	1.125
2	<u>0.781</u>	1.172
3	0.791	1.113
4	<u>0.766</u>	1.033
5	<u>0.719</u>	0.969
6	0.770	0.943
7	0.925	<u>0.904</u>
8	1.280	<u>0.871</u>
9	1.486	<u>0.915</u>
10	1.524	0.992
11	1.369	0.997
12	1.151	1.012
se	0.067	0.025
1-se	0.933	0.975
1+se	1.067	1.025

5.1.2.1 Limón

En los meses de abril, mayo y junio se observan los precios más bajos y en los meses de octubre, noviembre y diciembre los más altos.

En julio, agosto disminuye el volumen de ingreso del limón al mercado mayorista siendo el mes de setiembre el más bajo, mientras que en diciembre, enero y febrero las mayores.

Los mayores volúmenes de abastecimiento provienen del departamento de Piura y Lambayeque.(16)

5.1.2.2 Papaya

Este producto presenta mayores precios en los meses de enero, febrero y marzo, los más bajos en los meses de julio, agosto y setiembre.

La papaya es un producto de estacionalidad marcada de mayo, junio y julio, meses de menor producción y por lo tanto el nivel de abastecimiento más bajo en el mes de junio.

El principal productor de papaya en nuestro país es el departamento de Huanuco y Junin (16).

VI CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

6.1. CONCLUSIONES

- La Hipótesis de Expectativas Racionales(HER) es válido en la formación de precios para las frutas del limón y papaya son explicadas a partir de las expectativas de los precios al por mayor.
- En el caso del limón el índice de precios al consumidor(IPC) e índice de precios al por mayor(IPM) están cointegradas y nos indica que hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las dos variables.
- Para el período 1992-2001 se ha formulado el modelo teórico de largo plazo de formulación de precios al por menor de la papaya se ajusta a los modelos propuestos.
- Se verificó con el modelo de corrección de errores(MCE) que la transmisión de precios en el mercado frutícola en el corto plazo, solo se cumplió con el limón, encontrándose un coeficiente mayor que 1 (1,4458) , lo cual indicaría una alta velocidad de ajuste entre precios al por mayor y al por menor.

- El valor del coeficiente del residuo(-0.284667) indica la medida en que se corrigen los desequilibrios en los precios al por menor, indica la medida en que el modelo converge en el Largo Plazo.
- La estabilidad del modelo de formación de precios y de sus parámetros, en sus especificaciones de largo y corto plazo, para el caso del limón es bastante buena.
- Se ha logrado validar estadísticamente el modelo de formación de precios de frutas papaya y limón. Esta validación de la HER de *mark-up* permite obtener indicadores útiles para la toma de decisiones de los agentes involucrados en la comercialización, pues en el caso del limón es posible asumir que a lo largo de toda la cadena de comercialización se forman los precios por *mark up*.
- Respecto a la hipótesis general de Expectativas Racionales de fijación de precios tipo *mark up* se ha encontrado que es consistente empíricamente; es decir, el precio al por menor en el largo plazo es igual al precio por mayor más los costos de comercialización y un margen fijo.

6.2. RECOMENDACIONES

- Realizar un análisis similar para los precios al consumidor, por mayor y en chacra salvando las deficiencias en información

- Para lograr mayor información y precisar los análisis de precios y mercados es recomendable efectuar estudios de comercialización de las frutas.

- Realizar estudios que permitan incluir la variable perecibilidad de los productos frutícola a los modelos de formación de precios.

- El análisis del modelo propuesto puede ser utilizado para la toma de decisiones en el sector agrícola, como parte de la evaluación de políticas sectoriales con la finalidad de medir la eficiencia en los mercados del limón y papaya. Asimismo, se puede hacer extensivo a otros productos que se ajusten a dichas características.

VI. BIBLIOGRAFIA

AMAT y LEÓN C.; CURONISY, D. 1981. La Alimentación en el Perú. Centro de Investigación Universidad del Pacífico. Lima-Perú.

BRICEÑO, A, 1990. Los Precios Agropecuarios y la Ley de un solo precio.

Debate Agrario N°9 .

BRICEÑO, A,1991. El Sector Agrícola Peruano y sus Interrelaciones con el Entorno Macroeconómico: un modelo econométrico. Documento de trabajo 15.

GRADE. Perú.

ENGLE, R. y GRANGER, C.W.J. 1987 "Cointegration and Error Correction: Representation, estimation and Testing". En: Econometrica, vol. 55, pp 251-298.

ESCOBAL, J. 1997. "¿Cómo se forman los precios en los mercados agrícolas? El caso de la papa". En: Análisis de la Comercialización Agrícola en el Perú. GRADE.

Perú

ESCOBEDO, A. J. 1995. Fruticultura General. Universidad Nacional Agraria la Molina. Programa de Investigación en Frutales. Lima-Perú. 175 pp.

- 7.- FRIEDMAN, M. 1976. Teoría de los Precios. Alianza Editorial Madrid. España.
- 8.- GRANGER, C.W. y NEWBOLD, P.1974. "Spurious Regressions in Econometrics". En Journal of Econometrics 2, pp. 111-120.
- 9.- GREENE, W.(2000). Análisis Econométrico. Tercera edición. Ed. Prentice may. Mexico.
10. HENDRY, D.F., PAGAN, A.R. y SARGAN, J. D.1983. Dynamic Specification. Griliches, Z. e Intriligator, H., editores: Handbook of Econometrics 2,pp.1023-1110.
- 11.- HEIEN, D., 1980. "Markup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industry". En: American Journal of Agricultural Economic. 62: 10 – 18.
- 12.- HOPKINS, R. 1994. Agricultura, tasa de cambio y política macroeconómica en una economía en desarrollo. El caso peruano. Documento de trabajo N° 62. Instituto de Estudios Peruanos. Lima, Perú.
- 13.- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA. Dirección Técnica de Indicadores Económicos. Boletín Mensual Índices de Precios al consumidor. (Varios números.)

- 14.- JAUREGUI, E.1992. Modelos ARIMA y estudio de la estacionalidad de los precios al consumidor de los principales productos agrícolas perecibles. Tesis de la Universidad Nacional Agraria La Molina. Lima. Perú
- 15.- LLAQUE, L.1991. Modelos de formación de precios en el comercio minorista: Caso de los mercados de Villa Maria del Triunfo. Cuadernos de Microeconomía N°1. Universidad Nacional Agraria. Lima. Perú.
- 16.- OFICINA DE INFORMACIÓN AGRARIA. Compendio Estadístico Agrario 1992-2000.Ministerio de Agricultura. OIA. Lima. Perú
- 17.- MACCINI,L.1978. “The impact of demand and price expectations on the behavior of prices.” en The American Economic Review. Tennesse. Vol. 68, N° 1, 134-140 pp.
- 18.- MUTH, J.,1961. “Rational expectations and the Theory of price movements”. En Econometrica, 1961. vol. 29, N° 61.
- 19.- NOVALES, A., 1996. Econometría. Segunda Edición. Editorial Mc Graw Hill. 676pp.
- 20.- ROBLES, B. F.1998. Formación de Precios en el sector Agro-alimentario. Caso de la hortalizas. Tesis. Universidad Nacional Agraria La Molina. Lima. Perú.
- 21.- SARGENT, T.1981 Rational expectations and econometric practice. Boston.

- 2.- SANCHEZ, G.,1995. Formación de precios agregados en competencia monopolística: Perú, 1985 - 93. Tesis de la Universidad Nacional Agraria - La Molina. Lima. Perú

- 3.- SURIÑACH, J., ARTIS, M.; LOPEZ, E., y SANZO, A. 1995. Análisis Económico Regional. Nociones básicas de la Teoría de la cointegración. Fundación Boschi Gimpera. Barcelona. España.

- 4.- WOHLGENAT, M.1985. "Competitive storage, rational expectations, and short-run food price determination". En: American Journal of Agricultural Economics. Vol. 67, N° 4 pp. 739-748.

ANEXOS

Anexo N° 1

LIMON: Precios constantes al por mayor

Meses	Años	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Prom. Mens.
Enero		0.77	1.35	1.17	1.37	1.48	1.5	1.28	1.6	1.85	1.68	1.40
Febrero		0.67	1.11	0.94	1.15	1.36	1.14	1.28	1.25	1.51	1.32	1.11
Marzo		0.55	0.92	0.82	1.01	1.27	1.13	1.54	1.15	1.32	1.31	1.10
Abril		0.58	0.83	0.83	0.95	1.13	1.17	1.32	1.19	1.26		1.03
Mayo		0.60	0.77	0.81	0.93	1.06	1.16	1.34	1.17	1.25		1.01
Junio		0.60	0.73	0.80	0.91	1.07	1.19	1.47	1.11	1.23		1.01
Julio		0.58	0.75	0.86	1.06	1.05	1.18	2.42	1.20	1.26		1.15
Agosto		0.62	0.85	1.07	1.25	1.26	1.24	3.81	1.55	1.53		1.46
Septiembre		1.05	1.07	1.17	1.37	1.66	1.36	3.35	2.24	1.97		1.69
Octubre		2.02	1.29	1.29	1.37	1.90	1.37	3	2.71	2.04		1.89
Noviembre		2.25	1.41	1.46	1.37	1.85	1.32	2.46	2.56	2.24		1.88
Diciembre		1.78	1.31	1.52	1.42	1.75	1.28	1.95	2.30	2.12		1.71
Prom.		1.01	1.03	1.06	1.18	1.40	1.25	2.10	1.67	1.63	1.44	1.37

Anexo N° 2

LIMON: Precios constantes al por menor

Meses	Año	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Prom. Mens.
Enero		1.09	1.00	1.19	1.91	2.14	2.58	1.95	1.94	2.51	2.01	1.832
Febrero		0.82	0.90	1.05	1.35	2.02	1.91	2.81	1.85	1.77	1.71	1.620
Marzo		0.84	0.94	1.13	1.37	1.74	2.14	3.21	1.77	1.88	1.86	1.688
Abril		0.82	0.99	1.16	1.43	1.80	2.07	2.12	1.77	1.81		1.553
Mayo		0.78	0.96	1.07	1.39	1.63	1.84	1.82	1.66	1.80		1.439
Junio		0.70	0.96	1.10	1.52	1.56	1.87	3.25	1.70	1.77		1.602
Julio		0.79	1.14	1.28	1.88	1.91	1.84	6.58	2.17	1.89		2.163
Agosto		1.04	1.40	1.66	2.09	2.71	2.05	12.07	3.23	2.77		3.225
Septiembre		2.12	1.77	1.65	2.11	3.80	2.26	9.17	4.47	3.92		3.473
Octubre		3.39	2.13	2.12	2.05	3.75	2.11	5.40	4.47	3.53		3.217
Noviembre		2.77	2.11	2.33	2.04	3.28	2.05	3.73	3.98	4.09		2.931
Diciembre		1.62	1.53	2.34	2.16	3.19	1.97	2.45	3.82	3.52		2.511
Prom.		1.40	1.32	1.51	1.77	2.46	2.06	4.55	2.74	2.61	1.86	2.271

Anexo N° 4

PAPAYA : Precios constantes al por mayor

Meses	Años	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Prom.Mens.
Enero		0.45	0.53	0.73	1.06	0.78	1.03	1.07	0.93	1.27	1.01	0.89
Febrero		0.62	0.59	0.82	1.21	0.79	1.03	1.14	0.98	1.42	1.07	0.97
Marzo		0.73	0.64	0.89	1.22	0.83	1.07	1.21	1.03	1.33	1.10	1.00
Abril		0.75	0.66	0.87	1.20	0.83	1.03	1.14	1.01	1.24		0.97
Mayo		0.61	0.63	0.87	1.04	0.77	0.99	1.04	1.00	1.20		0.91
Junio		0.60	0.62	0.84	0.91	0.74	0.97	0.87	1.07	1.11		0.86
Julio		0.57	0.59	0.82	0.83	0.75	0.95	0.87	1.03	1.11		0.83
Agosto		0.56	0.62	0.82	0.74	0.72	0.94	0.85	1.01	1.06		0.81
Septiembre		0.50	0.62	0.85	0.73	0.78	1.03	0.83	1.12	1.04		0.83
Octubre		0.50	0.65	0.93	0.78	0.84	1.14	0.8	1.17	1.10		0.88
Noviembre		0.53	0.66	0.96	0.80	0.91	1.03	0.82	1.13	1.15		0.89
Diciembre		0.50	0.67	0.97	0.77	0.97	1.03	0.84	1.16	1.06		0.89
Prom.		0.58	0.62	0.86	0.94	0.81	1.02	0.96	1.05	1.17	1.06	0.89

Anexo N° 5°: LIMON

LS // Dependent Variable is MI

Date: 12/09/01 Time: 20:32

Sample: 1992:01 2001:03

Included observations: 111

MENOR=C(1)+C(2)*MAYOR

3+C(6)*D4+C(8)*D6+C(9)*D7 +C(10)*D8+C(11)*D9

	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob
C(1)	0.258539	0.028269	9.163597	0.0000
C(2)	1.282678	0.047590	27.171945	0.0000
C(5)	0.113552	0.060100	1.889195	0.0617
C(6)	0.134700	0.063440	2.123048	0.0361
C(8)	0.155013	0.063730	2.432281	0.0167
C(9)	0.248982	0.062689	3.971699	0.0001
C(10)	0.305004	0.061357	4.971003	0.0000
C(11)	0.246043	0.061380	4.010853	0.0001
R-squared	0.893760		Mean dependent var	0.670246
Adjusted R-squared	0.886540		Std. dependent var	0.505804
S.E. of regression	0.170370		Schwarz info criterion	-3.470225
Sum squared resid	2.989660		Akaike info criterion	-3.274944
Log likelihood	43.0953		F-statistic	123.7932
Durbin-Watson stat	0.637370		Prob(F-statistic)	0.000000

Anexo N° 6: PAPAYA

LS // Dependent Variable is MENOR

Date: 12/09/01 Time: 20:50

Sample: 1992:01 2001:03

Included observations: 111

$$\text{MENOR} = \text{C}(1) + \text{C}(2) * \text{MAYOR} + \text{C}(10) * \text{D8}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.403957	0.011445	35.29647	0.0000
C(2)	0.762373	0.039263	19.41703	0.0000
C(10)	-0.076206	0.035985	-2.117720	0.0365
R-squared	0.784921	Mean dependent var		0.290868
Adjusted R-squared	0.780938	S.D. dependent var		0.219930
S.E. of regression	0.102936	Akaike info criterion		-4.520640
Sum squared resid	1.144349	Schwarz criterion		-4.447409
Log likelihood	96.39335	F-statistic		197.0710
Durbin-Watson stat	1.020444	Prob(F-statistic)		0.000000

Anexo N° 7: Modelo de Corrección de Errores de un Rezago.

LS // Dependent Variable is D(MENOR)

Date: 02/10/02 Time: 20:24

Sample(adjusted): 1992:03 2001:03

Included observations: 109 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029311	0.013232	-2.215145	0.0290
D(MAYOR)	1.445851	0.106197	13.61482	0.0000
D(MAYOR(-1))	-0.537763	0.118155	-4.551358	0.0000
D(MENOR(-1))	0.223681	0.102138	2.189986	0.0308
RESID1(-1)	-0.284667	0.078191	-3.640661	0.0004
D2	0.112964	0.043842	2.576580	0.0114
D3	0.105634	0.042151	2.506073	0.0138
D6	0.126899	0.041927	3.026683	0.0031
R-squared	0.789932	Mean dependent var		0.007514
Adjusted R-squared	0.775373	S.D. dependent var		0.241187
S.E. of regression	0.114310	Akaike info criterion		-4.267118
Sum squared resid	1.319748	Schwarz criterion		-4.069588
Log likelihood	85.89365	F-statistic		54.25680
Durbin-Watson stat	2.086137	Prob(F-statistic)		0.000000