

## **DOCUMENTO DE TRABAJO No. 50**

### **RELACIONES DE PRECIOS ENTRE LOS DIFERENTES ESLABONES DE LAS CADENAS AGROPRODUCTIVAS EN COLOMBIA \***

**Manuel Ramírez Gómez  
Héctor J. Martínez Covaleta  
Lila Ximena Ortiz  
Fredy A. González  
Camilo A. Barrios**

**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Observatorio Agrocadenas Colombia**

<http://www.agrocadenas.gov.co>

**Bogotá, Colombia**

**Mayo, 2004**

\* Este estudio se realizó en el marco del trabajo adelantado por el Ministerio de Agricultura "Diseño de una estrategia de negociación para el Acuerdo Bilateral con Estados Unidos a la luz de la evaluación de la Política Agropecuaria", bajo la dirección del Dr. Luis Jorge Garay.

## TABLA DE CONTENIDO

	Pág
1. Introducción	4
2. Metodología	5
2.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	6
2.1.1 Fuentes de Información	6
2.1.2 Procedimiento de Estimación	8
2.2 Método de Cointegración de Johansen	10
2.2.1 Procedimiento de Estimación	10
2.2.2 Fuentes de Información	12
3. Resultados	12
4. Interpretación de los resultados por Cadena	18
4.1 Cadena de Arroz	19
4.1.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	19
4.1.2 Método de Cointegración de Johansen	20
4.1.3 Método de Johansen sin incluir la variable costo de importación de arroz	21
4.2 Cadena de Algodón	22
4.2.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	23
4.2.2 Método de Cointegración de Johansen	23
4.3 Cadena de Azúcar	24
4.3.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	25
4.3.2 Método de Cointegración de Johansen	25
4.4 Cadena de Tabaco	26
4.4.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	27
4.4.2 Método de Cointegración de Johansen	27
4.5 Cadena de Aceites	29
4.5.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	30
4.5.2 Método de Cointegración de Johansen	30
4.6 Cadena de Leche	31
4.6.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	32
4.6.2 Método de Cointegración de Johansen	33
4.6.3 Método de Johansen para leches líquidas	34
4.7 Cadena de Maíz Amarillo – Alimento Balanceado – Carne de Pollo	35
4.7.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	36
4.7.2 Método de Cointegración de Johansen	37
4.8 Cadena de Maíz Amarillo - Alimento Balanceado para Aves – Huevos	39
4.8.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	39
4.8.2 Método de Cointegración de Johansen	40

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

4.9 Cadena de Maíz Amarillo - Alimento Balanceado para Animales – Carne de Cerdo	41
4.9.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger	42
4.9.2 Método de Cointegración de Johansen	42
4.10 Cadena del Pan	44
4.10.1 Método de Cointegración de Johansen	45
4.11 Cadena de Fideos	47
4.11.1 Método de Cointegración de Johansen	48
5. Conclusión general	49
6. Bibliografía	50

**ANEXOS**

ANEXO 1.1 PROCEDIMIENTO BIETAPICO DE ENGLE Y GRANGER	51
ANEXO 1.2 METODO DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN	52

## RELACIONES DE PRECIOS ENTRE LOS DIFERENTES ESLABONES DE LAS CADENAS AGROPRODUCTIVAS EN COLOMBIA

### 1. Introducción

En este acápite se estudia la relación de equilibrio que puede existir entre los precios de los productos básicos del sector agrícola y los precios de sus productos derivados de tipo agroindustrial. El ejercicio se realizó para once cadenas agroproductivas que contienen en su consumo intermedio un componente importado importante.

Algunos analistas han sostenido que la liberación comercial de los productos básicos, que se concreta en reducciones arancelarias importantes, permitiría que los consumidores de bienes finales (léase agroindustriales) se beneficiaran del menor costo de importación y de la existencia de cuantiosos subsidios internacionales que deprimen los precios en el mercado mundial. De esta manera el consumidor obtendría precios más bajos en los bienes finales, liberando recursos que le permitirían un aumento del consumo del mismo bien final u otros bienes.

Este argumento parte del supuesto según el cual un menor costo de importación de la materia prima se traslada en su totalidad a los bienes derivados o agroindustriales. En consecuencia, la reducción de los costos de importación del bien básico permite una reducción de los precios al productor de bienes agroindustriales y por esta vía a los precios al consumidor final. Sin embargo, no se aporta ninguna prueba que permita tal conclusión.

Una conclusión de esta magnitud, o su contraria, solamente es sustentable si se logra demostrar que existe una relación de causalidad entre los precios de la materia prima importada y el precio al productor de bienes elaborados y de este último al precio del consumidor final. No se puede partir de la idea a priori de tal relación. Se omite la existencia de encadenamientos, estructuras empresariales y de mercado y la sustitución entre diferentes materias primas, que pueden influir en la magnitud en la cual la reducción, por ejemplo, de la materia prima importada se traslada al productor de bienes agroindustriales y de estos al consumidor final.

Para observar el comportamiento de precios arriba indicado se realiza una serie de ejercicios econométricos entre los índices de precios como proxy del comportamiento de los precios al productor agrícola, agroindustrial y al consumidor. Para ello se utilizan los Índices de Precios al Productor (IPP) de los bienes primarios e industriales y los Índice de Precios al Consumidor (IPC) final.

Si bien lo más deseable sería trabajar con precios absolutos tanto de la materia prima, como de los bienes agroindustriales y al consumidor, no fue posible la consecución de series largas que permitiera el análisis de las series de tiempo. Así por ejemplo, los precios al productor agrícola en términos absolutos son publicados por Sipsa y la Bolsa Nacional Agropecuaria (BNA) pero las series en el primer de los casos está disponible solamente desde diciembre de 1996 y en el segundo desde diciembre de 1993, sin adentrarse en los problemas metodológicos de la recolección de la información y el significado de cada precio reportado.

Este ejercicio adolece, con la excepción del caso del trigo, el problema de no contar con índices de precios para la materia prima importada. El índice de precios al productor para los productos de interés solamente se publica desde diciembre de 1998 discriminado por origen por lo cual no fue posible empalmarla para atrás. Dado que el trigo tradicionalmente ha sido un producto con un componente importado significativo en el consumo aparente su índice de precios se publica discriminado por origen desde antes de esa fecha. Entonces, como variable proxy de los precios de los productos importados se utilizó el índice de costo de importación, en el caso en que este disponible, el cual corresponde a productos que se encuentran dentro del sistema de franjas de precios.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

En general el periodo de estudio<sup>1</sup> esta comprendido entre diciembre de 1990 y noviembre de 2003, por lo que las conclusiones aquí obtenidas cuentan con un número de observaciones considerable, pero abarcan un periodo de tiempo muy corto, 13 años, lo cual es considerado una muestra muy pequeña para poder inferir acerca de un comportamiento de largo plazo de las variables. A pesar de lo anterior, se realiza el análisis de la relación de largo plazo entre los precios de los diferentes bienes de la cadena, ya que esta es la serie de datos disponible más extensa y nos permite hacer una primera aproximación de las posibles relaciones de precios existentes entre los diferentes eslabones.

## **2. Metodología**

Una de las formas de analizar las relaciones entre un grupo de variables es a través del análisis de cointegración. Que haya una relación de cointegración entre dos series señala la existencia de una relación lineal de equilibrio entre las series, o en otras palabras, las series presentan una tendencia común de equilibrio en el largo plazo.

Existen múltiples métodos que permiten hacer el análisis de cointegración entre series. En este estudio hacemos uso del Procedimiento Bietápico de Engle y Granger - PBE&G, (1987) y del Método de Cointegración de Johansen (1992, 1994). Si bien ambos métodos persiguen el mismo objetivo, que es identificar relaciones de largo plazo entre un conjunto de variables, entre ellos existen algunas diferencias que hace que los resultados obtenidos por cada uno de estos procedimientos sean diferentes y no estrictamente comparables entre sí.

Las diferencias principales entre éstos se hallan en el número de relaciones de cointegración estimadas y el respectivo método de estimación. Mientras el primero, Engle y Granger, tan sólo permite estimar una única relación de cointegración entre varias series, la metodología de Johansen, por ser un método multivariado, permite estimar las diversas relaciones de cointegración que puedan existir de manera simultánea para un número mayor de series. En este aspecto, el método de Johansen muestra una mayor ventaja sobre el primero, ya que emplea mayor información y en consecuencia permite identificar más de una relación de equilibrio de largo plazo entre las series involucradas. Por el contrario mediante el método de Engle y Granger, como máximo se puede identificar una relación de cointegración, y en caso de encontrarla omite otras posibles relaciones de largo plazo entre las variables, omisión que puede causar sesgos en los parámetros estimados y sesgos y pérdida de eficiencia en las pruebas de hipótesis.

Con respecto al método de estimación, el de Engle y Granger se efectúa mediante mínimos cuadrados ordinarios, mientras que el procedimiento de Johansen se realiza a partir de la maximización de la función de verosimilitud del modelo, utilizando una distribución normal multivariada. Esto lleva a que en el primer método no sea necesario comprobar (garantizar) los supuestos probabilísticos de la distribución de los residuales. Es decir, mientras que en la metodología de Engle y Granger solamente es necesario probar que los residuales son estacionarios (primera etapa) y ruido blanco (segunda etapa), en la metodología de Johansen se requiere garantizar que los residuales, además de ser ruido blanco (multivariado), sean normales. Esto último hace más complejo el segundo método ya que factores como outliers, intervenciones, cambio de regímenes, muestras pequeñas, etc., inducen a que los residuales no presenten una distribución normal. Lo anterior afecta principalmente las distribuciones de frecuencia de los parámetros, y por lo tanto las pruebas estadísticas, pero no los valores puntuales de los parámetros. Afectando especialmente las distribuciones de muestra pequeña, pero no las asintóticas.

---

<sup>1</sup> El periodo de estudio depende de la disponibilidad de información para cada producto específico, de esta forma no es el mismo para todas las cadenas o relaciones. En cada método de estimación se especifica el periodo disponible por cadena.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

El método de Johansen presenta una ventaja sobre el método de Engle y Granger en la parte de estimación que lo hace más potente: la estimación de los parámetros se hace en forma más eficiente, en la medida en que lleva a una menor pérdida de información. Esto obedece a que tanto la estimación de las relaciones de cointegración como de los demás componentes del modelo de corrección de errores se realizan de manera conjunta y no en forma secuencial como sucede con Engle y Granger. En otras palabras, la estimación bietápica de Engle y Granger puede conducir a perder información en el paso de la primera a la segunda etapa, mientras la estimación de Johansen no se presenta esta pérdida en virtud a que se efectúa en una sola etapa. La metodología de estimación de cada uno de estos métodos se describe con algún detalle en el capítulo siguiente.

Una última diferencia entre ambos métodos se refiere a la determinación de cuales variables son endógenas dentro del sistema. Es decir, cual de las variables se puede considerar dependiente de las demás. En el caso de Engle y Granger, la endogenidad de la serie se define a priori, mientras que en el caso de Johansen la determinación se obtiene mediante una prueba estadística de hipótesis. Adicionalmente, en este último procedimiento es posible efectuar también una prueba de hipótesis para determinar si la variable se encuentra o no dentro de la relación de cointegración (prueba de exclusión). Estos detalles se presentan de forma más extensa en las siguientes secciones.

## **2.1 Procedimiento Bietápico de Engle y Granger**

### **2.1.1 Fuentes de Información**

Para determinar la existencia de una relación entre las diferentes series de precios consideradas, se optó por realizar pruebas de cointegración entre las series siguiendo el Procedimiento Bietápico de Engle y Granger, **PBE&G**. En el anexo 1.1 se hace una breve descripción de esta metodología.

Para este ejercicio se emplearon datos de IPP e IPC como Proxy de los precios al productor y al consumidor. Estas series inician en diciembre de 1990 y terminan en Noviembre de 2003. Como se mencionó anteriormente, esta muestra es considerada como pequeña para propósitos de análisis de equilibrio de largo plazo de series de tiempo y por lo tanto limita el alcance de las conclusiones.

Las series del IPC y del IPP se obtuvieron del DANE y el Banco de la República, respectivamente. En ambos casos, para tener la información completa de todo el periodo (Diciembre de 1990 – Noviembre de 2003) fue necesario empalmar las series correspondientes a dos metodologías distintas.

En el caso del IPP, para cada producto seleccionado, se empalmó la serie de IPP total nacional base diciembre de 1990 con la serie IPP clasificación CIIU base junio de 1999. En el caso del IPC se hizo lo propio con el IPC base diciembre de 1988 y el IPC base diciembre de 1998. En todos los casos se tuvo en cuenta que las series empalmadas correspondieran al mismo producto o al mismo grupo de productos.

En algunos casos no se encontró el mismo producto, razón por la cual el empalme se hizo entre productos similares, tal es el caso del alimento balanceado para aves, el cual se empalmo con el alimento preparado para aves y peces. Cuando se encontró que un producto en una base estaba más desagregado que en otra, se emplearon los ponderadores del IPP para obtener una serie ponderada comparable con la de mayor nivel de agregación. En el cuadro 1 se muestran los productos para los cuales no se encontró el mismo producto para realizar el empalme:

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Cuadro 1**  
**Empalme IPP**

Producto	IPP Total Nacional Base Dic 1990	IPP Clasificación CIU Base Jun 1999
Harina de trigo	Harina fina de trigo	Harina de cereales
Pan trigo	Pan trigo	Pan
Alimentos balanceados para aves	Alimentos balanceados para aves	Alimentos preparados para aves y peces
	Alimentos balanceados para animales	Alimentos preparados para animales
Aceite de palma sin refinar	Aceite de palma sin refinar	Aceite crudo de palma
Aceites mezclados para mesa y cocina	Aceites mezclados de mesa y cocina	Aceites
Tabaco	Tabaco rubio Tabaco negro	Tabaco
Cigarrillos	Cigarrillos sin filtro Cigarrillos con filtro	Productos de tabaco
Arroz	Arroz Trillado	Arroz Trillado, pulido y pilado
Azúcar	Azúcar cruda Azúcar refinada Azúcar sulfitada Azúcar blanca	Azúcar
Leche	Leche pasteurizada	Leche líquida procesada

**Empalme IPC**

Producto	IPC Total Nacional	
	Base Dic 1988	Base Dic 1998
Carne de pollo	Carne de pollo	Pollo
Aceites	Aceite vegetal	Aceites
Arroz	Arroz seco	Arroz
Leche	Leche pasteurizada	Leche
Carne de cerdo	Carne de cerdo sin hueso	Cerdo

En estos casos la heterogeneidad de la información básica puede producir problemas adicionales en las estimaciones, el problema de los llamados 'errores en las variables', sobre el cual no conocemos tratamiento adecuado para estimación de relaciones de cointegración.

Si bien se buscó emplear el precio del producto importado, en este caso el IPP de los productos de origen extranjero, esto no fue posible debido a la falta de información. Para superar este problema se calcularon índices para el costo de importación de los productos marcadores de las franjas de precios como maíz amarillo, trozos de pollo, carne de cerdo, arroz blanco, azúcar blanco y leche. Por lo tanto, solo existe información disponible desde junio de 1991 para arroz, maíz y carne de pollo; Julio de 1991 para azúcar, leche en polvo y desde abril de 1995 para carne de cerdo.

De igual forma se construyó un índice de precios ponderado de las materias primas empleadas en la fabricación de alimentos balanceados (IPMP) y un índice de precios ponderado de aceite de palma y aceite de soya importado. Para el primero se empleó información de IPP de sorgo, índice de costo de importación de soya e índice de costo de importación de maíz amarillo. Los cuales fueron ponderados de acuerdo con los porcentajes reportados por el Observatorio Agrocadenas en el documento de caracterización de la cadena de Cereales, Avicultura y Porcicultura<sup>2</sup>, de la siguiente forma: ICI maíz amarillo 78.5%, ICI soya 12.3% e IPP sorgo 9.2%. En cuanto al índice ponderado de aceites de palma y de soya se emplearon los siguientes ponderadores: 52% IPP de aceite crudo de Palma y el 48% restante índice de costo de importación del Aceite Crudo de Soya.

Para el caso del Algodón no se emplearon índices de precios, puesto que se contaba con información de precio nacional e internacional desde diciembre de 1993 hasta noviembre de 2003. En este caso se utilizó el precio nacional de fibra de algodón reportado por la Bolsa Nacional

<sup>2</sup> Martínez Covalada, Héctor J. y Acevedo, Ximena. La cadena de alimentos balanceados para animales (aba) en Colombia: una mirada global de su estructura y dinámica. Documento de trabajo No. 01, Ministerio de Agricultura – Observatorio Agrocadenas Colombia, Febrero 2003, <http://www.agrocadenas.gov.co>

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Agropecuaria y el precio internacional de la fibra medido por el Index A. Este último se convirtió en pesos por toneladas por medio de la tasa de cambio representativa del mercado promedio mensual.

### 2.1.2. Procedimiento de Estimación

El ejercicio se realizó para nueve cadenas de productos, las cuales se caracterizan por tener un componente primario (producto agrícola) importado. Estas cadenas son: Arroz, Algodón, Azúcar, Tabaco, Aceites, Leche, Carne de Pollo, Huevos y Carne de Cerdo.

En la cadena de Arroz se incluyeron 4 precios: arroz importado, arroz con cáscara y arroz trillado al productor y arroz blanco al consumidor. Se empleó el IPP correspondiente a arroz con cáscara y trillado y el IPC de arroz blanco. El arroz importado hace referencia al índice de costo de importación.

La cadena de Algodón esta conformada por el precio nacional de fibra de algodón reportado por la Bolsa Nacional Agropecuaria y por el precio internacional de la fibra medido por el Index A.

La cadena de Azúcar incluye el precio al productor y al consumidor de azúcar y el índice de costo de importación de azúcar blanco.

La cadena del tabaco se conformó con el tabaco y los cigarrillos. En este caso se hizo uso del IPP del tabaco y el IPP e IPC de los cigarrillos.

La cadena de Aceites contiene cinco productos: IPP de aceite de palma sin refinar, IPP de aceites mezclados para mesa y cocina, IPC de aceites, el índice de costo de importación de aceite crudo de palma y el índice ponderado de aceites de palma y soya.

La cadena de leche esta compuesta por cinco productos: índice de costo de importación de leche en polvo, IPP de leche cruda, IPP de leche pasteurizada, IPP de leche en polvo e IPC de leche líquida.

Las cadenas de carne de pollo y de huevos tienen tres productos en común, índice de costo de importación de maíz, el índice ponderado de materias primas empleadas en la fabricación de alimentos balanceados y el IPP de alimentos balanceados para aves.

La cadena de carne de pollo incluye además, el índice de costo de importación de carne de pollo y el IPP e IPC de carne de pollo. Por su parte la cadena de huevos incluye el IPP e IPC de huevos, adicionalmente a los tres primeros índices contemplados anteriormente.

La cadena de carne de cerdo esta compuesta por siete productos, índice de costo de importación de carne de cerdo, índice de costo de importación de maíz, índice ponderado de materias primas de balanceados, IPP alimentos balanceados para animales, IPP ganado porcino, IPP carne de cerdo y el IPC de carne de cerdo.

Para determinar si existe alguna relación de equilibrio de largo plazo entre los diferentes eslabones de las respectivas cadenas, en cada una se definieron los siguientes sistemas bivariados de cointegración. En total, como se puede apreciar en los siguientes diagramas, se consideraron 46 relaciones o parejas de análisis.

<p><b>Cuadro 2</b> <b>Arroz</b></p> $ICI_{arroz} - \left\{ \begin{array}{l} IPP_{papaddy} - IPP_{ablanco} \\ IPP_{ablanco} \end{array} \right\} - IPC_{ablanco}$
--

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Algodón**

*PnalBNA – IndexA*

**Azúcar**

*IClazúcar – IPPazúcar – IPCazúcar – IClazúcar*

**Tabaco**

*IPPTabaco – IPPcigarrillos – IPCtabaco – IPPtabaco*

**Aceites**

$\left. \begin{matrix} \{ ICIpalma \\ \{ IPalmasoya \} \end{matrix} \right\} - IPPa \text{ sin refinar} - IPPamezcla - IPCaceites - \left. \begin{matrix} \{ IPPa \text{ sin refinar} \\ \{ ICIpalma \\ \{ IPalmasoya \} \} \end{matrix} \right\} - IPPamezcla$

**Leche**

$ICllechepolvo - \left. \begin{matrix} \{ IPPlechepolvo \\ \{ IPPlcruda - IPPlpasteurizada \} \end{matrix} \right\} - IPCleche - ICllechepolvo$

**Carne de Pollo**

$\left. \begin{matrix} \{ ICIMaíz \\ \{ IPMPbalanceados \} \end{matrix} \right\} - IPPaliaves - IPPpollo - IPCpollo - \left. \begin{matrix} \{ ICIMaíz \\ \{ IPMPbalanceados \\ \{ ICicarnepollo \} \} \end{matrix} \right\}$

**Huevos**

$\left. \begin{matrix} \{ ICIMaíz \\ \{ IPMPbalanceados \} \end{matrix} \right\} - IPPaliaves - IPPhuevos - IPChuevos - \left. \begin{matrix} \{ ICIMaíz \\ \{ IPMPbalanceados \} \end{matrix} \right\}$

**Carne de Cerdo**

$\left. \begin{matrix} \{ ICIMaíz \\ \{ IPMPbalanceados \} \end{matrix} \right\} - IPPalanimales - IPPganadoporcino - IPPCcerdo - IPCCcerdo - \left. \begin{matrix} \{ IPMPbalanceados \\ \{ ICicarnecerdo \} \end{matrix} \right\}$

donde:

*IPP* Índice de Precios al Productor  
*IPC* Índice de Precios al Consumidor  
*ICI* Índice de Costo de Importación

*IPPapaddy* Índice de Precios al Productor de Arroz con Cáscara  
*IPPablanco* Índice de Precios al Productor de Arroz Trillado  
*IPCablanco* Índice de Precios al Consumidor de Arroz Blanco  
*PnalBNA* Precio Nacional de Fibra de Algodón  
*Index A* Precio Internacional de Fibra de Algodón  
*IPalmasoya* Índice de Precios Ponderado de Aceites de Palma y Soya  
*IPMPbalanceados* Índice Ponderado de Materias Primas de Alimentos Balanceados  
*IPPaliaves:* Índice de Precios al Productor de Alimentos Balanceados para Aves.  
*IPPalanimales* Índice de Precios al Productor de Alimentos Balanceados para Animales.  
*IPPpollo:* Índice de Precios al Productor de Carne de Pollo.  
*IPCpollo:* Índice de Precios al Consumidor de Carne de Pollo.  
*IPPhuevos:* Índice de Precios al Productor de Huevos.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

<i>IPC</i> huevos:	<i>Índice de Precios al Consumidor de Huevos.</i>
<i>IPP</i> asinrefinar:	<i>Índice de Precios al Productor de Aceite de Palma sin Refinar.</i>
<i>IPP</i> amezcla:	<i>Índice de Precios al Productor de Aceites Mezclados para Mesa y Cocina.</i>
<i>IPC</i> aceites:	<i>Índice de Precios al Consumidor de Aceites.</i>
$Y_t - X_t$	Significa que se realiza un sistema bivariado (dupla) entre $Y_t$ y $X_t$

Los índices se consideraron en logaritmos y no en niveles, lo cuál mejora la aproximación lineal del modelo y disminuye la heterogeneidad de las varianzas.

Ahora, antes de efectuar el **PBE&G**, se analizaron los diferentes índices (transformados mediante logaritmos) por medio de las pruebas de raíz unitaria KPSS y Dickey – Fuller (1978,1981) para evaluar si éstos son o no estacionarios. Debido a que el comportamiento de éstos aparentemente presenta tendencia lineal, se efectuaron sobre ellos la prueba Dickey - Fuller con componente de intercepto, e intercepto con tendencia determinista<sup>3</sup> y la prueba KPSS con un componente de tendencia. Estas pruebas son complementarias: la de Dickey y Fuller usa como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria, la KPSS la no existencia. No es necesario que el par de pruebas sea concluyente, en particular se pueden rechazar las dos hipótesis nulas con alguna probabilidad, o aún aceptarlas, si la precisión de las estimaciones es baja. Los resultados se pueden observar en el Anexo 2.

Un vez probada la no estacionaridad de las series es posible aplicar el **PBE&G** para las diferentes parejas establecidas en este estudio.

Con respecto a la primera etapa del **PBE&G**, lo importante en ella, es que los residuales obtenidos sean estacionarios. La estacionariedad se evaluó con la pruebas Dickey – Fuller, aplicando los modelos con intercepto y sin ningún componente determinístico, esto debido a que ninguno de ellos presenta tendencia lineal.

Para las parejas de series que presentaron evidencia de cointegración se continuó con la segunda etapa del **PBE&G**, para la cual se busco un número de rezagos de tal forma que se cumpliera con la no autocorrelación en los residuales derivados de cada uno de los Modelos de Corrección de Errores (**MCE**). Para ello se empleó la prueba de autocorrelación Ljung – Box. El rezago seleccionado para esta prueba es igual a la cuarta parte de las observaciones disponibles en el MCE.

Finalmente, para los sistemas que no manifestaron evidencia de estar cointegrados se efectuó una prueba de causalidad en el sentido de Granger mediante análisis de Vectores Autorregresivos (VAR) sobre las diferencias de las series. La prueba se aplicó dependiendo del orden de rezago óptimo, el cual fue determinado mediante los criterios de información de Hannan-Quinn (HQ), Schwarz ó Bayesiano (SIC/BIC), Error de Predicción Final (FPE) y Akaike (AIC).

## 2.2 Método de Cointegración de Johansen

### 2.2.1 Procedimiento de Estimación

El método de Johansen permite determinar más de una relación de cointegración o de largo plazo entre las variables de estudio. En este caso, el ejercicio ya no se realiza por pares de precios, sino simultáneamente para el todo el conjunto de la cadena. A diferencia de la metodología del acápite anterior no fue posible determinar el sentido de la causalidad entre las variables estudiadas. En el anexo 1.2 se hace una descripción más detallada del método.

<sup>3</sup> Para mayor detalles véase Enders (1995)

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Al igual que en la metodología de Engle y Granger se debe probar si las series tiene o no raíz unitaria. En la sección anterior se probó la hipótesis de estacionariedad en tendencia mediante la prueba KPSS y la hipótesis de existencia de raíz unitaria para cada serie a través de la prueba de Dickey-Fuller. Para concluir sobre la existencia o no de raíces unitarias se utilizaron las dos pruebas. Los resultados se muestran en el Anexo 2.

Dado que los índices de precios presentan un componente de tendencia a lo largo del periodo, los modelos evaluados corresponden a aquellos que incluyen este componente. Específicamente, estos modelos consideran la tendencia dentro o fuera de la relación de cointegración (Hansen & Juselius, 1995, Pág.14), los cuales de manera convencional se les ha denominado CIDRIFT y DRIFT, respectivamente. Esto implica que a diferencia de Engle y Granger cuya representación estaba definida a priori, en Johansen es necesario identificar la mejor representación del comportamiento multivariado de las series en estudio. Es decir, se identifica si la tendencia se encuentra o no dentro de la relación de cointegración junto con el orden de rezago óptimo.

Para el proceso de identificación, en primer lugar, se efectuaron análisis sobre los primeros 12 rezagos para cada uno de los modelos, produciendo en total 24 candidatos, de los cuales la selección del rezago óptimo correspondería a aquellos cuyos residuales satisfagan las pruebas multivariadas de autocorrelación y normalidad. Es decir, en donde estos últimos presenten no autocorrelación y normalidad multivariada. Con respecto a las primeras, las pruebas corresponden a la LM evaluada en las correlaciones 1 y 4. Con respecto a la segunda, la prueba de normalidad es la de Doornik & Hansen (1994).

En el análisis realizado, la prueba de normalidad no se cumple en la mayoría de los modelos, lo cual se puede explicar por el problema de la longitud de las series y por los cambios metodológicos en su construcción. En general, el supuesto de normalidad multivariada es una propiedad asintótica, por tanto funciona para muestras grandes. En muestras pequeñas, el cumplimiento de este supuesto no garantiza que las pruebas de hipótesis sustentadas en este tengan una potencia alta. En consecuencia, las pruebas de hipótesis utilizadas en este análisis de cointegración tienen bajo poder, aún mas bajo que el usual bajo normalidad y por lo tanto tienden a rechazar más fácilmente la hipótesis de no cointegración. En esta perspectiva, los resultados encontrados señalan la existencia de cointegración en un número importante de relaciones.

Es necesario señalar que si los residuales no cumplen este supuesto, no implica que el método de Johansen no aplique, ya que esta metodología se soporta sobre un método de estimación de máxima verosimilitud, y esto último garantiza que los residuales de manera asintótica converjan a la normalidad. Las pruebas sobre los residuos se pueden ver en el Anexo 4.

En un segundo lugar, si el resultado del análisis anterior identifica la existencia de más de un modelo que satisfacen los supuestos sobre los residuos, la elección de la mejor representación se realiza mediante el análisis de los criterios de información Hannan-Quinn (HQ) y Schwarz (SC).

En tercer lugar, se evalúa el número de vectores o relaciones de cointegración existente entre el conjunto de variables en estudio. Para ello, se emplea la prueba de la traza. Es necesario que para que exista cointegración entre las diferentes variables, ésta última prueba debe considerar entre 1 y el número de variables menos 1,  $(r - 1)$ , vectores de cointegración. De lo contrario, es decir, si la prueba de la traza considera la existencia de 0 o  $r$  vectores de cointegración, implica que dichas variables no están cointegradas. En estos casos se procede a realizar el análisis a través Vectores Autorregresivos, con las series en diferencias si el resultado es 0 vectores de cointegración y con las variables en niveles cuando el resultado es  $r$  vectores.

Ya definido el modelo, y el número de vectores de cointegración, se procede a identificar cuatro aspectos: (i) que variables se encuentran en la relación de cointegración, a partir de la prueba estadística de hipótesis de exclusión, (ii) que variables son exógenas o endógenas dentro de los vectores de cointegración, (iii) que variable(s) se ajusta con mayor velocidad a la relación de

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

equilibrio, y (iv) se establecen las posibles relaciones de corto plazo entre las variables del sistema a partir del modelo de corrección de errores derivado del modelo de cointegración escogido.

Por último, en todos los modelos se incorporaron dummies estacionales para modelar componentes estacionales de periodicidad de un año.

### **2.2.2. Fuentes de Información**

El ejercicio se realizó para once cadenas de productos, las cuales se caracterizan por tener un componente primario (producto agrícola) importado. Estas cadenas son: Pan, Pastas, Arroz, Algodón, Azúcar, Tabaco, Aceite crudo de palma, Leche, Carne de pollo, Huevos y Carne de cerdo. Se emplearon datos de IPP e IPC como Proxy de los precios al productor y al consumidor.

Por disponibilidad de información el ejercicio se realizó para periodos diferentes entre cadenas, dado que algunas de ellas incluyen productos que pertenecen a franjas de precios y estas solo comenzaron a funcionar en junio de 1991 o en abril de 1995. De esta forma, para las cadenas de tabaco, pan y pastas las series inician en diciembre de 1990. Las series de las cadenas de arroz, huevos y carne de pollo inician en junio de 1991, las de las cadenas de leche y azúcar en julio de 1991 y para las cadenas de aceite de palma y carne de cerdo se tienen datos desde abril de 1995. Todas las series finalizan en Noviembre de 2003. Las advertencias realizadas sobre la longitud de las series deben tenerse en cuenta con mayor fuerza para las cadenas cuya información empieza aún más tarde.

Para el análisis de cointegración se emplearon las mismas series de precios que en el **PBE&G**. Adicionalmente se incluye las cadenas de pan y de pastas, para las cuales se tiene información del IPP de trigo importado, IPP harina de trigo, IPP e IPC de pan, IPP de Fideos e IPC de pastas. Las series del IPC y del IPP se obtuvieron del DANE y el Banco de la República, respectivamente. Dado que en el periodo de estudio existen dos metodologías de cálculo de los índices de precios al productor y al consumidor, se realizaron los respectivos empalmes, teniendo en cuenta que las series empalmadas correspondían al mismo producto o al mismo grupo de productos. En algunos casos, el cambio de metodología solo implicó un cambio de nombre en la clasificación del producto. En el cuadro 1 de la sección 2.1.1 se muestran los productos para los cuales las dos metodologías de construcción de índices de precios no reportaron el mismo producto.

Como se mencionó anteriormente, en los casos en que no se contaba con el índice requerido se procedió a construirlos. De esta forma, se construyó el índice de costo de importación de carne de pollo, carne de cerdo, arroz blanco, leche en polvo y azúcar, empleando información de franjas de precios.

De igual forma se construyó un índice de precios ponderado de las materias primas empleadas en la fabricación de alimentos balanceados (IPMP) y un índice de precios ponderado de aceite de palma y aceite de soya importado.

Para el caso del Algodón, no se emplearon índices de precios, puesto que se contaba con información de precio nacional e internacional desde diciembre de 1993 hasta noviembre de 2003.

## **3. Resultados**

A continuación se presentan los resultados obtenidos mediante el procedimiento bietápico de Engle y Granger. La interpretación de los mismos se realiza por cadena en la siguiente sección. Los resultados derivados del método de cointegración de Johansen y su respectiva interpretación también se presentan en la siguiente sección.

El cuadro 3 recoge los resultados de la prueba de raíz unitaria aplicada sobre los residuos de las regresiones efectuadas en la primera etapa del procedimiento de Engle y Granger.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Cuadro 3**

Prueba de Raíz Unitaria - Dickey - Fuller Aumentada Aplicada sobre los residuos de los diferentes sistemas

Cadena	Sistema <sup>1</sup>	Modelo <sup>2</sup>	0	1	2	3	4	Conclusión <sup>3</sup>	
Arroz	Yt IPP Arroz Blanco (Trillado)	ADF1	-2.50	-2.98	-3.23	-2.68	-2.83	I(0)	
	Xt ICI de Arroz Blanco	ADF2	-2.50	-2.98	-3.25	-2.69	-2.85	I(1)	
	Yt IPP Arroz Trillado	ADF1	-5.35	-4.41	-4.07	-4.26	-4.28	I(0)	
	Xt IPP Arroz Paddy (Cáscara)	ADF2	-5.33	-4.40	-4.05	-4.24	-4.26	I(0)	
	Yt IPC Arroz Blanco	ADF1	-4.36	-4.65	-4.05	-3.95	-3.79	I(0)	
	Xt IPP Arroz Blanco (Trillado)	ADF2	-4.34	-4.63	-4.04	-3.94	-3.78	I(0)	
	Yt IPC Arroz Blanco	ADF1	-2.60	-3.18	-3.62	-2.93	-3.23	I(0)	
	Xt ICI de Arroz Blanco	ADF2	-2.60	-3.18	-3.63	-2.94	-3.25	I(0)	
Algodón	Yt Precio Nacional de Fibra de Algodón BNA	ADF1	-6.26	-4.67	-4.82	-5.02	-4.22	I(0)	
	Xt Index A	ADF2	-6.24	-4.65	-4.80	-5.00	-4.20	I(0)	
Azúcar	Yt IPP Azúcar	ADF1	-3.61	-4.41	-3.76	-3.92	-3.90	I(0)	
	Xt ICI de Azúcar	ADF2	-3.60	-4.42	-3.77	-3.94	-3.94	I(0)	
	Yt IPC Azúcar	ADF1	-1.48	-1.32	-0.66	-0.84	-0.37	I(1)	
	Xt IPP Azúcar	ADF2	-1.46	-1.30	-0.63	-0.80	-0.31	I(1)	
Aceite de Palma	Yt IPP Aceite de Palma sin refinar	ADF1	-1.14	-1.23	-1.02	-1.05	-1.57	I(1)	
	Xt ICI de Aceite de Palma	ADF2	-1.12	-1.21	-0.99	-1.02	-1.53	I(1)	
	Yt IPP Aceites Mezclados	ADF1	-2.20	-2.26	-2.10	-1.71	-1.32	I(1)	
	Xt ICI de Aceite de Palma	ADF2	-2.18	-2.24	-2.08	-1.68	-1.27	I(1)	
	Yt IPP de Aceite sin Refinar	ADF1	-2.82	-3.00	-2.81	-2.60	-2.50	I(0)	
	Xt IPP de Aceites mezclados	ADF2	-2.81	-2.99	-2.80	-2.59	-2.49	I(1)	
	Yt IPC de Aceites	ADF1	-4.46	-4.03	-3.62	-3.47	-3.47	I(0)	
	Xt IPP de Aceites mezclados	ADF2	-4.45	-4.02	-3.61	-3.46	-3.46	I(0)	
	Yt IPP de Aceite sin Refinar	ADF1	-2.75	-3.34	-2.92	-2.88	-3.00	I(0)	
	Xt IPC de Aceites	ADF2	-2.74	-3.32	-2.90	-2.86	-2.99	I(1)	
	Yt ICI Aceite de Palma	ADF1	-2.06	-2.74	-2.16	-1.98	-1.78	I(0)	
	Xt IPC Aceites	ADF2	-2.05	-2.73	-2.15	-1.97	-1.76	I(1)	
	Yt IPP Aceite de Palma sin refinar	ADF1	-1.52	-1.58	-1.54	-1.60	-1.99	I(1)	
	Xt Índice Ponderado de Aceite de Palma y Soya	ADF2	-1.51	-1.57	-1.53	-1.59	-1.98	I(1)	
	Yt IPP Aceites Mezclados	ADF1	-3.15	-3.41	-3.22	-2.88	-2.25	I(0)	
	Xt Índice Ponderado de Aceite de Palma y Soya	ADF2	-3.14	-3.39	-3.20	-2.87	-2.24	I(0)	
	Yt IPC Aceites	ADF1	-2.74	-3.85	-3.18	-3.28	-3.11	I(0)	
	Xt Índice Ponderado de Aceite de Palma y Soya	ADF2	-2.72	-3.83	-3.16	-3.27	-3.10	I(0)	
	Leche	Yt IPP Leche en Polvo	ADF1	-3.31	-3.29	-3.75	-3.79	-4.27	I(0)
		Xt ICI de Leche en Polvo	ADF2	-3.30	-3.28	-3.75	-3.80	-4.29	I(0)
Yt IPC Leche Líquida		ADF1	-2.64	-2.79	-2.95	-3.03	-3.11	I(0)	
Xt IPP Leche en Polvo		ADF2	-2.63	-2.77	-2.94	-3.02	-3.10	I(0)	
Yt IPC Leche Líquida		ADF1	-3.23	-3.33	-3.75	-3.62	-3.93	I(0)	
Xt ICI de Leche en Polvo		ADF2	-3.22	-3.33	-3.75	-3.64	-3.96	I(0)	
Yt IPP Leche cruda		ADF1	-2.38	-2.46	-2.75	-2.71	-2.88	I(0)	
Xt ICI de Leche en Polvo		ADF2	-2.38	-2.47	-2.76	-2.73	-2.92	I(1)	
Yt IPP Leche Pasteurizada		ADF1	-1.25	-1.21	-1.08	-1.26	-1.49	I(1)	
Xt IPP Leche Cruda		ADF2	-1.24	-1.20	-1.07	-1.25	-1.48	I(1)	
Yt IPC Leche Líquida		ADF1	-3.00	-2.43	-2.56	-2.91	-2.61	I(0)	
Xt IPP Leche Pasteurizada		ADF2	-2.99	-2.41	-2.54	-2.89	-2.59	I(1)	
Tabaco	Yt IPP Cigarrillo	ADF1	-3.88	-3.98	-3.67	-3.73	-3.66	I(0)	
	Xt IPP Tabaco	ADF2	-3.87	-3.96	-3.66	-3.72	-3.65	I(0)	
	Yt IPC Cigarrillo	ADF1	-2.77	-3.58	-3.61	-3.52	-4.00	I(0)	
	Xt IPP Cigarrillos	ADF2	-2.76	-3.56	-3.60	-3.51	-3.99	I(0)	
	Yt IPC Cigarrillo	ADF1	-2.53	-2.67	-2.82	-2.66	-2.64	I(0)	
	Xt IPP Tabaco	ADF2	-2.52	-2.66	-2.81	-2.65	-2.62	I(1)	

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Prueba de Raíz Unitaria - Dickey - Fuller Aumentada Aplicada sobre los residuos de los diferentes sistemas

Cadena	Sistema <sup>1</sup>	Modelo <sup>2</sup>	0	1	2	3	4	Conclusión <sup>3</sup>
<b>Alimentos Balanceados</b>	Yt IPP Maíz	ADF1	-4.05	-4.79	-5.27	-4.65	-4.07	I(0)
	Xt ICI de Maíz	ADF2	-4.04	-4.77	-5.25	-4.64	-4.07	I(0)
	Yt IPP de Alimentos Balanceados para Aves	ADF1	-3.32	-3.55	-4.00	-4.27	-3.86	I(0)
	Xt Índice Ponderado de Materias Primas	ADF2	-3.31	-3.54	-3.99	-4.26	-3.86	I(0)
	Yt IPP Alimentos balanceados para aves	ADF1	-2.97	-3.39	-4.31	-4.53	-3.84	I(0)
	Xt ICI de Maíz	ADF2	-2.96	-3.38	-4.30	-4.52	-3.83	I(0)
<b>Carne de Pollo</b>	Yt IPP Carne de Pollo	ADF1	-3.22	-3.66	-3.63	-3.25	-2.98	I(0)
	Xt IPP Alimentos balanceados para aves	ADF2	-3.21	-3.65	-3.63	-3.26	-2.98	I(0)
	Yt IPP Carne de Pollo	ADF1	-3.51	-3.23	-2.94	-2.60	-2.10	I(0)
	Xt IPC Carne de Pollo	ADF2	-3.50	-3.22	-2.92	-2.59	-2.09	I(0)
	Yt IPC Carne de Pollo	ADF1	-3.00	-3.29	-3.39	-3.45	-3.29	I(0)
	Xt Índice Ponderado de Materias Primas	ADF2	-2.99	-3.28	-3.39	-3.44	-3.29	I(0)
	Yt ICI de Maíz	ADF1	-2.54	-3.15	-3.64	-3.58	-3.14	I(0)
	Xt IPC Carne de Pollo	ADF2	-2.53	-3.14	-3.63	-3.57	-3.13	I(0)
	Yt IPC Carne de Pollo	ADF1	-1.39	-1.51	-1.41	-1.34	-1.09	I(1)
	Xt ICI de Carne de Pollo	ADF2	-1.38	-1.50	-1.41	-1.34	-1.10	I(1)
<b>Huevos</b>	Yt IPP Alimentos balanceados para aves	ADF1	-3.33	-4.68	-3.83	-3.67	-3.73	I(0)
	Xt IPP Huevos	ADF2	-3.32	-4.66	-3.82	-3.66	-3.71	I(0)
	Yt IPP Huevos	ADF1	-4.60	-6.00	-5.25	-4.64	-4.18	I(0)
	Xt IPC Huevos	ADF2	-4.59	-5.98	-5.23	-4.63	-4.16	I(0)
	Yt IPC de Huevos	ADF1	-3.38	-3.61	-3.63	-3.81	-3.63	I(0)
	Xt Índice Ponderado de Materias Primas	ADF2	-3.37	-3.60	-3.63	-3.80	-3.63	I(0)
	Yt ICI de Maíz	ADF1	-2.81	-3.33	-3.88	-4.00	-3.54	I(0)
	Xt IPC Huevos	ADF2	-2.80	-3.32	-3.87	-3.99	-3.54	I(0)
<b>Carne de Cerdo</b>	Yt IPP Alimentos Balanceados para Animales	ADF1	-2.99	-3.44	-4.37	-4.58	-3.91	I(0)
	Xt ICI de Maíz	ADF2	-2.98	-3.43	-4.36	-4.57	-3.91	I(0)
	Yt IPP Alimentos Balanceados para Animales	ADF1	-3.38	-3.62	-4.05	-4.31	-3.93	I(0)
	Xt Índice Ponderado de Materias Primas	ADF2	-3.37	-3.62	-4.05	-4.30	-3.93	I(0)
	Yt IPP de Ganado Porcino	ADF1	-2.29	-2.85	-2.55	-3.11	-2.83	I(0)
	Xt IPP Alimentos Balanceados para Animales	ADF2	-2.29	-2.85	-2.54	-3.10	-2.82	I(1)
	Yt IPP de Carne de Cerdo	ADF1	-3.78	-3.28	-2.83	-2.65	-2.58	I(0)
	Xt IPP de Ganado Porcino	ADF2	-3.77	-3.27	-2.81	-2.64	-2.57	I(1)
	Yt IPC de Carne de Cerdo	ADF1	-3.31	-2.90	-2.96	-3.25	-3.20	I(0)
	Xt IPP de Carne Porcino	ADF2	-3.31	-2.90	-2.97	-3.28	-3.23	I(0)
	Yt IPC de Carne de Cerdo	ADF1	-3.77	-3.99	-4.12	-4.27	-4.23	I(0)
	Xt Índice Ponderado de Materias Primas	ADF2	-3.77	-4.00	-4.13	-4.30	-4.29	I(0)
	Yt IPC de Carne de Cerdo	ADF1	-3.10	-3.78	-4.50	-4.44	-4.10	I(0)
	Xt ICI de Maíz	ADF2	-3.09	-3.78	-4.50	-4.46	-4.15	I(0)
	Yt IPC de Carne de Cerdo	ADF1	-3.25	-3.47	-3.43	-3.94	-3.67	I(0)
	Xt ICI de Carne de Cerdo	ADF2	-3.24	-3.45	-3.41	-3.92	-3.65	I(0)

**Notas:**

1. Variables transformadas mediante logaritmos.
2. ADF1: Modelo sin componentes determinísticos. Valor crítico 5%: -1.942  
ADF2: Modelo con intercepto. Valor crítico 5%: -2.880
3. I(0) indica que la variable es estacionaria. I(1) indica que el residuo tiene raíz unitaria

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Los resultados de las pruebas KPSS<sup>4</sup> y de Dickey Fuller<sup>5</sup> sugieren la existencia de suficiente evidencia estadística para considerar las series estudiadas como realizaciones de procesos no estacionarios, al menos integrados de orden uno. En el Anexo 2 se presentan los resultados obtenidos al aplicar estas pruebas.

Con estos resultados es factible la estimación de la primera etapa del **PBE&G**, los resultados de la prueba de raíz unitaria sobre el error se presentan en el cuadro 3. Para observar en mayor detalle los resultados del procedimiento ver Anexo 3.

En el caso en que las pruebas arrojen resultados contradictorios, se evaluó además la prueba KPSS para determinar si efectivamente los residuos son estacionarios. Como se observa en el cuadro 3, de los 46 sistemas bivariados definidos, 37 cumplieron con el requisito de estacionariedad en el error. Cabe aclarar que lo anterior no garantiza que las variables estén realmente cointegradas. Los sistemas para los cuales, en esta primera etapa, se considera que no hay cointegración se resaltan en otro color<sup>6</sup>.

Para los sistemas que cumplieron con la estacionariedad en los residuos, se procedió a estimar el MCE. En el cuadro 4 se presentan los resultados de la estimación de la segunda etapa del **PBE&G**.

El MCE permite determinar si las parejas de series están efectivamente cointegradas. En caso de estarlo, el MCE proporciona dos conclusiones adicionales. En primer lugar, permite ver en que sentido se da la causalidad entre las dos variables, y en segundo lugar, la velocidad de ajuste del sistema hacia el equilibrio. Para ello se debe observar la significancia del parámetro de ajuste<sup>7</sup>.

Si el parámetro resulta no significativo no se evidencia relación de causalidad. Cuando en un sistema no se encuentra relación de causalidad en ninguno de los sentidos, se dice que las variables no están cointegradas. Por último, si el parámetro es significativo, la causalidad se da en el sentido indicado y el parámetro resultante indica la velocidad a la que converge el sistema al equilibrio, en este caso, entra más alto el parámetro en valor absoluto, mayor es la velocidad de ajuste.

---

<sup>4</sup> Este estadístico prueba la hipótesis de que las series son por lo menos estacionarias en tendencia contra una hipótesis alternativa de que las series son estacionarias en diferencias. Esta prueba se evaluó con el parámetro de truncamiento igual a 8 y con un componente de tendencia.

<sup>5</sup> Para determinar si la serie presenta raíz unitaria, se calculó la estadística de prueba para los rezagos desde 0 hasta 4 y en estos cinco casos se observa la frecuencia del resultado de la prueba, es decir, si en la mayoría rechaza o acepta la hipótesis nula, con lo cual se determina si es estacionaria o no estacionaria la serie.

<sup>6</sup> Entre el índice de costo de importación de aceite de palma con IPP de aceite sin refinar, IPP aceites mezclados e IPC de aceites; índice ponderado de aceites de palma y soya con IPP de aceite sin refinar; índice de costo de importación de carne de pollo con IPC de carne de pollo; IPP con IPC de azúcar; IPP de leche cruda con IPP de leche pasteurizada; e IPP de tabaco con IPC de cigarrillos no se encontró evidencia de cointegración. Para estos sistemas se empleó otra metodología cuyos resultados se presentan más adelante.

<sup>7</sup> El parámetro de velocidad de ajuste funciona como un indicador, más no como una medida de ajuste en el tiempo, es decir, entre mayor sea éste, significa que la variable se ajusta más rápido a la senda de equilibrio de largo plazo. Una utilidad del parámetro consiste en comparar las velocidades de ajuste entre diferentes sistemas, y determinar cual de ellos converge más rápido al equilibrio.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Cuadro 4**  
**SEGUNDA ETAPA PROCEDIMIENTO BIETAPICO DE ENGLE Y GRANGER**

Cadena	Hipótesis	Procedimiento de Engle y Granger				
		Etapa I	Etapa II			
			Velocidad de Ajuste <sup>2</sup>	Estadístico	Probabilidad	Causalidad
<b>CARNE DE POLLO</b>	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPP Maíz	I(0)	-0,17	-3,06	0,00	Si
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPP Alimento Balanceado para Aves	I(0)	-0,03	-2,13	0,04	Si
	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPP Alimento Balanceado para Aves	I(0)	-0,03	-2,21	0,03	Si
	IPP Alimento Balanceado para Aves causa IPP Carne de pollo	I(0)	-0,08	-2,94	0,00	Si
	IPP Carne de Pollo causa IPC Carne de Pollo	I(0)	-0,01	-0,22	0,82	No
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPC Carne de Pollo	I(0)	-0,01	-0,74	0,46	No
	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPC de Carne de Pollo	I(0)	0,00	0,30	0,77	No
	Indice de Costo de Importación de Carne de Pollo causa IPC de Carne de Pollo	I(1)	N.A			No Cointegradas
<b>HUEVOS</b>	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPP Maíz	I(0)	-0,17	-3,06	0,00	Si
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPP Alimento Balanceado para Aves	I(0)	-0,03	-2,13	0,04	Si
	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPP Alimento Balanceado para Aves	I(0)	-0,03	-2,21	0,03	Si
	IPP Alimento Balanceado para Aves causa IPP Huevos	I(0)	0,14	3,31	0,00	Si
	IPP Huevos causa IPC Huevos	I(0)	-0,04	-0,86	0,39	No
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPC Huevos	I(0)	-0,01	-0,35	0,73	No
	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPC de Huevos	I(0)	0,00	0,06	0,95	No
<b>CARNE DE CERDO</b>	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPP Alimento Balanceado para Animales	I(0)	-0,02	-1,83	0,07	No
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPP Alimento Balanceado para Animales	I(0)	-0,02	-1,78	0,08	No
	IPP Alimento Balanceado para Animales causa IPP Ganado de Cerdo*	I(0)	-0,13	-3,21	0,00	Si
	IPP Ganado de Cerdo causa IPP Carne de Cerdo	I(0)	-0,03	-0,52	0,61	No Cointegradas
	IPP Carne de Cerdo causa IPC Carne de Cerdo	I(0)	0,02	0,85	0,40	No
	Indice Ponderado de Materias Primas de Balanceados causa IPC Carne de Cerdo	I(0)	-0,03	-2,12	0,04	Si
	Indice de Costo de Importación de Maíz causa IPC Carne de Cerdo	I(0)	-0,01	-0,91	0,37	No
	Indice de Costo de Importación de Carne de Cerdo causa IPC de Carne de Cerdo	I(0)	-0,04	-2,89	0,00	Si

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Cadena	Hipótesis	Procedimiento de Engle y Granger				
		Etapa I	Etapa II			
			Velocidad de Ajuste <sup>2</sup>	Estadístico	Probabilidad	Causalidad
ARROZ	Índice de Costo de Importación de Arroz Blanco causa IPP Arroz Blanco	I(0)	-0,02	-0,68	0,50	No
	IPP Arroz Cáscara causa IPP Arroz Trillado	I(0)	-0,16	-0,68	0,50	No Cointegradas
	IPP Arroz Trillado causa IPC Arroz Blanco	I(0)	-0,13	-2,31	0,02	Si
	Índice de Costo de Importación de Arroz Blanco causa IPC Arroz Blanco	I(0)	-0,01	-0,91	0,36	No Cointegradas
LECHE	Índice de Costo de Importación de Leche en Polvo causa IPP Leche en Polvo	I(0)	-0,06	-2,57	0,01	Si
	IPP Leche en Polvo causa IPC Leche Líquida	I(0)	0,01	0,33	0,74	No Cointegradas
	Índice de Costo de Importación de Leche en Polvo causa IPC Leche Líquida	I(0)	0,00	-0,15	0,88	No
	Índice de Costo de Importación de Leche en Polvo causa IPP Leche Cruda *	I(0)	-0,02	-1,31	0,19	No Cointegradas
	IPP Leche en Cruda causa IPP Leche Pasteurizada	I(1)		N.A		No Cointegradas
	IPP Leche Pasteurizada causa IPC Leche Líquida	I(0)	-0,09	-1,27	0,21	No Cointegradas
AZUCAR	Índice de Costo de Importación de Azúcar Blanco causa IPP Azúcar	I(0)	-0,03	-2,00	0,05	Si
	IPP Azúcar causa IPC Azúcar	I(1)		N.A		No Cointegradas
	Índice de Costo de Importación de Azúcar Blanco causa IPC Azúcar	I(0)	-0,02	-2,37	0,02	Si
TABACO	IPP Tabaco causa IPP Cigarrillo	I(0)	-0,14	-3,61	0,00	Si
	IPP Cigarrillo causa IPC Cigarrillo	I(0)	-0,12	-4,98	0,00	Si
	IPP Tabaco causa IPC Cigarrillo	I(1)		N.A		No Cointegradas
ACEITE DE PALMA	Índice de Costo de Importación de Aceite de Palma causa IPP Aceite de Palma sin Refinar	I(1)		N.A		No Cointegradas
	Índice de Costo de Importación de Aceite de Palma causa IPP Aceites Mezclados	I(1)		N.A		No Cointegradas
	IPP Aceite de Palma sin Refinar causa IPP Aceites Mezclados para Mesa y Cocina	I(0)	-0,08	-1,80	0,07	No Cointegradas
	IPP Aceites Mezclados para Mesa y Cocina causa IPC Aceites	I(0)	-0,08	-2,01	0,05	Si
	IPP Aceite de Palma sin Refinar causa IPC Aceites	I(0)	-0,08	-1,73	0,09	No Cointegradas
	Índice de Costo de Importación de Aceite de Palma causa IPC Aceites	I(1)		N.A		No Cointegradas
	Índice Ponderado de Aceite de Palma y Soya causa IPP Aceites Mezclados	I(0)	-0,05	-1,01	0,31	No Cointegradas
	IPP Aceite de Palma sin Refinar causa IPP Aceites Mezclados para Mesa y Cocina	I(0)	-0,08	-1,80	0,07	No Cointegradas
	IPP Aceites Mezclados para Mesa y Cocina causa IPC Aceites	I(0)	-0,08	-2,01	0,05	Si
	IPP Aceite de Palma sin Refinar causa IPC Aceites	I(0)	-0,08	-1,73	0,09	No Cointegradas
	Índice Ponderado de Aceite de Palma y Soya causa IPC Aceites	I(0)	-0,06	-2,43	0,02	Si
ALGODÓN	Index A causa Precio Nacional de Fibra de Algodón	I(0)	-0,37	-4,64	0,00	Si

**Nota:**  
1. Las variables están expresadas en logaritmos

Como se mostró en los cuadros 3 y 4 no todos los pares de series analizados mostraron evidencia de cointegración. En total 17 sistemas resultaron no cointegrados. Para estos sistemas realizó la prueba de causalidad en el sentido de Granger sobre las series en diferencias. Esta prueba permite evaluar si entre los pares de precios existe causalidad en el corto plazo en el sentido especificado, es decir, si la información de una de las series me mejora la predicción del comportamiento de la otra serie en el corto plazo.

Esta prueba evalúa la hipótesis de no causalidad, los resultados se muestran a continuación:

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**Cuadro 5**

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Ho: X no causa a Y

Cadena	Hipótesis	Estadístico	Probabilidad	Causalidad
<b>CARNE DE POLLO</b>	Indice de Costo de Importación de Carne de Pollo no causa IPC de Carne de Pollo	3,50	0,03	Si
<b>CARNE DE CERDO</b>	IPP Ganado de Cerdo no causa IPP Carne de Cerdo	6,91	0,00	Si
<b>ARROZ</b>	IPP Arroz Cáscara no causa IPP Arroz Trillado	8,16	0,00	Si
	Indice de Costo de Importación de Arroz Blanco no causa IPC Arroz Blanco	0,02	0,98	No
<b>LECHE</b>	IPP Leche en Polvo no causa IPC Leche Líquida	5,28	0,02	Si
	Indice de Costo de Importación de Leche en Polvo no causa IPP Leche Cruda *	0,30	0,58	No
	IPP Leche en Cruda no causa IPP Leche Pasteurizada	2,28	0,13	No
	IPP Leche Pasteurizada no causa IPC Leche Líquida	5,95	0,02	Si
<b>AZUCAR</b>	IPP Azúcar no causa IPC Azúcar	43,13	0,00	Si
<b>TABACO</b>	IPP Tabaco no causa IPC Cigarillo	0,27	0,61	No
<b>ACEITE DE PALMA</b>	Indice de Costo de Importación de Aceite de Palma no causa IPP Aceite de Palma sin Refinar	1,23	0,27	No
	Indice de Costo de Importación de Aceite de Palma no causa IPP Aceites Mezclados	1,01	0,32	No
	IPP Aceite de Palma sin Refinar no causa IPP Aceites Mezclados para Mesa y Cocina	15,07	0,00	Si
	IPP Aceite de Palma sin Refinar no causa IPC Aceites	20,31	0,00	Si
	Indice de Costo de Importación de Aceite de Palma no causa IPC Aceites	1,97	0,14	No
<b>ACEITE DE PALMA Y SOYA</b>	Indice Ponderado de Aceite de Palma y Soya no causa IPP Aceite de Palma sin Refinar	2,59	0,11	No
	Indice Ponderado de Aceite de Palma y Soya no causa IPP Aceites Mezclados	8,5271	0,00	Si

#### 4. Interpretación de los resultados por Cadena

Los siguientes resultados se derivan de la aplicación de los métodos de cointegración de Engle y Granger y de Johansen descritos anteriormente. Existen dos factores que limitan el alcance de las conclusiones: (i) El tamaño de muestra es muy pequeño, abarcando en el mejor de los casos 13 años, lo cual no se puede considerar como largo plazo, (ii) los procedimientos empleados producen estimaciones estáticas del comportamiento de los precios, es decir, se asume que las condiciones bajo las cuales se realizaron las estimaciones no cambian en el tiempo.

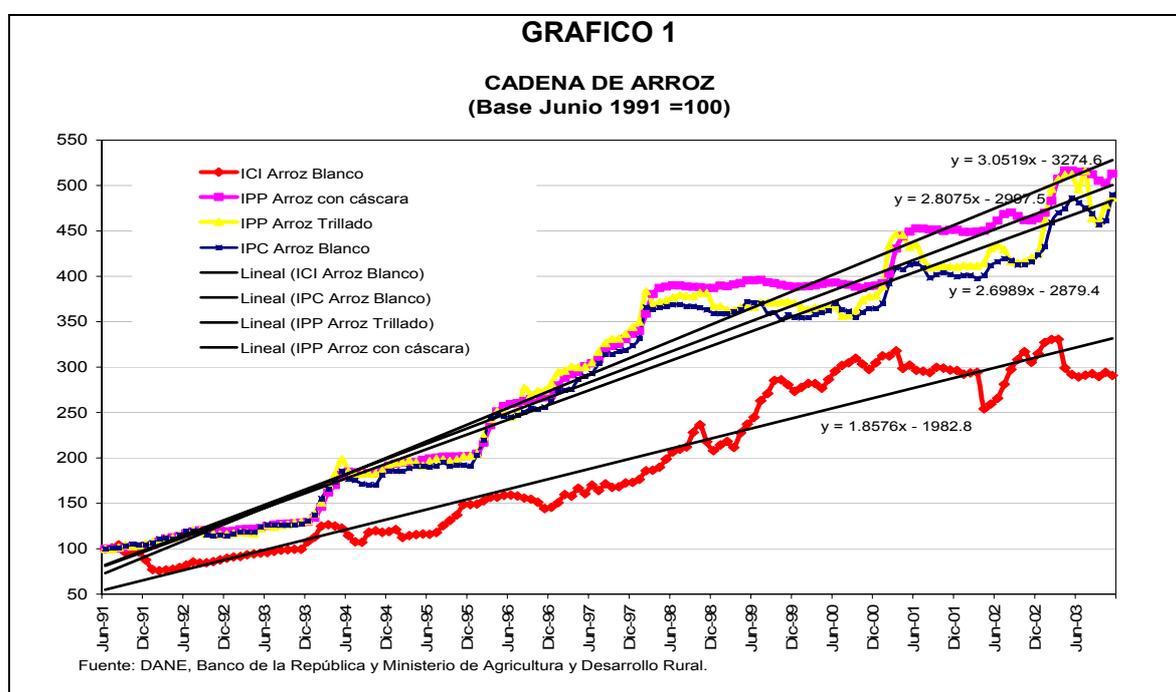
Por tanto, en la medida en que el mercado de diversos productos de las cadenas se encuentra intervenido por mecanismos diferentes al arancelario (restricciones cuantitativas, y otras), los resultados solo permiten entender la estructura actual del mercado interno y sus problemas, pero no proporciona información acerca del comportamiento de los precios cuando las condiciones bajo las cuales se realizó la estimación cambia, como por ejemplo, una reducción de los aranceles como efecto, por ejemplo, de un tratado de libre comercio. No obstante, en los casos en los cuales la principal o única intervención se refiere a los aranceles (Sistema de franja de precios o arancel NMF), puede suministrar información acerca de los efectos de los cambios en los mismos.

#### 4.1. Cadena de Arroz

Se analizó la relación existente entre el Índice de costo de importación de arroz blanco (ICI Arroz), índice de precios al productor de arroz paddy (IPP Cáscara), índice de precios al productor de arroz blanco en molino (IPP Trillado) e índice de precios al consumidor de arroz blanco (IPC Blanco).

Como se observa en el gráfico 1, el precio del arroz paddy crece en forma más que proporcional al precio del arroz blanco, tanto en molino como al consumidor. En otras palabras, en la medida en que el producto registra un mayor nivel de elaboración, los precios crecen con menor dinamismo. De esta forma, los incrementos en el precio del arroz con cáscara, aparentemente, no se están transmitiendo a los precios, tanto al consumidor como al productor, del arroz blanco.

Nótese, como el costo de importación del arroz blanco se encuentra desconectado del comportamiento de los precios en el mercado interno, ya sea el arroz blanco o paddy.



##### 4.1.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

Como se puede ver en el cuadro 4, el costo de importación de arroz blanco no tiene efecto sobre el comportamiento de los precios al productor y al consumidor de arroz blanco. Dicho de otra manera, los precios internos no responden al movimiento de los precios internacionales y sus aranceles. Esta desconexión en los precios puede obedecer a las barreras no arancelarias establecidas para las importaciones de este producto y a las políticas de intervención internas.

En el mercado interno, los precios al productor de arroz cáscara (paddy) no presenta una relación de equilibrio de largo plazo con los precios al productor de arroz blanco (en molino). Dicho de otra manera, este par de precios no se encuentran cointegrados. No obstante, como se aprecia en el cuadro 5, en el corto plazo los movimientos de precios del arroz paddy afectan los precios al productor de arroz blanco, pero esta situación tiene efectos transitorios, por lo que cada uno de ellos sigue su propio patrón de comportamiento.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

No sucede lo mismo entre el precio al productor y al consumidor de arroz blanco. Entre ellos, si existe una relación de largo plazo y se presenta una causalidad desde el arroz blanco en molino hacia el arroz del consumidor.

#### 4.1.2. Método de Cointegración de Johansen

Con este método se analizan las mismas relaciones entre precios que en el anterior procedimiento, pero se hace de forma conjunta para toda la cadena. Los resultados señalan que la mejor representación del comportamiento conjunto de las variables corresponde a un modelo DRIFT con tres rezagos, en donde las variables tienen una tendencia lineal, la cual no está presente en la relación de cointegración. Los resultados del método de cointegración de Johansen sugieren que entre estos productos existen dos vectores de cointegración, es decir, dos representaciones de su relación de equilibrio de largo plazo.

En los dos vectores se encontró que el precio al productor del arroz blanco en molino (trillado) no hace parte de la relación de equilibrio de largo plazo existente entre los demás eslabones de la cadena. Dicho de otra manera esta variable se encuentra excluida de los vectores de precios, lo cual no implica que no tenga una relación de corto plazo con las demás variables. Otra forma de leer estos resultados es que los precios al productor de arroz trillado (molino) no presentan una relación con los precios del arroz paddy, al costo de importación y al consumidor de arroz blanco.

<b>CUADRO 6</b>												
<b>RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE ARROZ</b>												
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSIÓN				EXOGENIDAD			
					ICI Arroz	IPPcáscara	IPPTrillado	IPCblanco	ICI Arroz	IPPcáscara	IPPTrillado	IPCblanco
DRIFT	3	2	1	3.84	6.30	5.07	0.01	5.47				
			2	5.99	10.32	12.88	5.09	10.43	7.76	6.40	1.53	4.79

Las pruebas de exogenidad señalan que las variaciones en el precio al productor de arroz paddy se pueden explicar por las fluctuaciones de los precios al consumidor de arroz blanco y el costo de importación de arroz blanco. Vale la pena mencionar que el costo de importación de arroz blanco resultó una variable endógena, es decir, que ella responde a los movimientos de precios del arroz paddy y blanco interno, situación que resulta poco razonable.

El siguiente cuadro suministra información sobre cada vector de cointegración, los parámetros de velocidad de ajuste y sus correspondientes valores t. Como se observa, el primer vector de cointegración fue normalizado por el precio al consumidor de arroz blanco y el segundo por el precio al productor de arroz cáscara.

<b>CUADRO 7</b>				
<b>VECTORES DE COINTEGRACIÓN</b>				
	ICI Arroz	IPPcáscara	IPPTrillado	IPCblanco
Vector de Cointegración	-0.145	-0.898	0.000	1.000
Velocidad de Ajuste	0.419	0.047	-0.096	-0.080
Valores t	3.254	0.474	-1.291	-2.396
	ICI Arroz	IPPcáscara	IPPTrillado	IPCblanco
Vector de Cointegración	-0.468	1.000	0.000	-0.567
Velocidad de Ajuste	0.091	-0.045	0.010	0.008
Valores t	2.452	-1.574	0.444	0.834

De la anterior tabla se pueden obtener las siguientes ecuaciones de los vectores de cointegración.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

$$[1] \quad IPPcáscara = 1.11IPCblanco - 0.16IClarroz$$

$$[2] \quad IPPcáscara = 0.468IClarroz + 0.567IPCblanco$$

Al resolver el sistema, las ecuaciones resultantes son las siguientes:

$$[1] \quad IPPcáscara = 1.11IPCblanco - 0.16IClarroz$$

$$[3] \quad IClarroz = 0.86IPCblanco$$

Estas ecuaciones nos indican que el precio del arroz paddy se puede explicar por el comportamiento del precio al consumidor y el costo de importación de arroz blanco, y que este último se explica por el comportamiento del precio al consumidor.

En cuanto a la velocidad de ajuste, se observa que, en el primer vector, el precio al consumidor y el índice de costo de importación de arroz blanco son las variables que se ajustan ante desequilibrios en la relación de cointegración, aunque el costo de importación converge más rápidamente. Por su parte, los parámetros de velocidad de ajuste de las demás variables no fueron significativos. En el segundo vector de cointegración la única variable que converge hacia el equilibrio es el costo de importación de arroz blanco.

Por su parte, el modelo de corrección de errores (no se muestra) permite ver de forma más específica las relaciones de corto plazo existentes entre las variables. Este modelo indica que, si bien el precio al productor de arroz trillado no está presente en la relación de equilibrio de largo plazo de la cadena, si responde de forma transitoria a movimientos en el índice de costo de importación de arroz blanco. Al mismo tiempo, sus variaciones generan movimientos temporales en el precio al productor de arroz paddy y en el precio al consumidor de arroz blanco (Ver Anexo 5).

Varios de los resultados obtenidos por este procedimiento de estimación resultan contraintuitivos como, por ejemplo, que el costo de importación de arroz blanco obedezca a los precios del arroz interno. Estos resultados pueden obedecer a que dentro de la relación de precios se incluyó el costo de importación de arroz. De hecho, las importaciones de arroz son poco frecuentes y cuando ellas se realizan provienen fundamentalmente de la Comunidad Andina de Naciones (CAN), lo que hace que el costo de importación sea solamente un precio indicativo y no refleje exactamente el precio de las importaciones. Adicionalmente, la existencia de barreras no arancelarias para la importación de arroz, tales como salvaguardias, la política de absorción de cosechas que operó hasta finales de 2003, entre otras, hace que los precios internos no sigan las señales del mercado internacional y de los aranceles derivados de la aplicación del Sistema Andino de Franjas de Precios (SAFP). En consecuencia, se decidió realizar el mismo ejercicio sin incluir la variable índice de costo de importación de arroz blanco.

#### **4.1.3. Método de Johansen sin incluir la variable costo de importación de arroz**

En este caso la mejor representación del comportamiento multivariado de las variables corresponde a un modelo DRIFT con dos rezagos, en donde las variables tienen una tendencia lineal, la cual no está presente en la relación de cointegración.

Los resultados del método de cointegración de Johansen sugieren que entre estos precios existen tres vectores de cointegración. Si se tiene en cuenta que se está analizando el mismo número de variables que vectores de cointegración, esto indica que las variables estudiadas son por lo menos estacionarias en tendencia y por tanto el procedimiento de cointegración no es procedente. Por lo tanto, la estimación más adecuada sería un VAR en niveles. Si bien este método no aclara si la

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

relación es de corto o largo plazo nos puede indicar el sentido de la causalidad entre las variables, calculada en forma simultánea.

Dado lo anterior, se procedió a encontrar el número de rezagos óptimo para la estimación del VAR y se realizó la prueba de causalidad de Granger. Los criterios de información de Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) y de Schwarz ó Bayesiano (SIC/BIC) señalan que dos es el rezago óptimo. En el siguiente cuadro se muestran los resultados obtenidos a través de la prueba de causalidad de Granger:

<b>CUADRO 8</b>			
<b>Causalidad de Granger</b>			
<i>Ho: X1 no causa X2</i>			
Efecto Causa	IPP cáscara	IPP Trillado	IPC Arroz
IPP cáscara	41.3376 (0.0000)	4.5673 (0.0119)	2.2135 (0.1130)
IPP Trillado	7.8417 (0.0006)	38.7046 (0.0000)	36.0984 (0.0000)
IPC Arroz	0.4532 (0.6365)	2.6297 (0.0755)	213.7739 (0.0000)

Los resultados señalan que el sentido de la relación de precios es la siguiente: (i) el precio al productor de arroz paddy si tiene efectos sobre el comportamiento del precio al productor de arroz blanco. (ii) A su vez este último tiene efectos sobre el precio al productor de arroz paddy y el precio al consumidor del arroz blanco. En consecuencia, movimientos en el precio al productor del arroz paddy generan cambios sobre el precio al productor de arroz trillado y viceversa, indicando que existe un mecanismo de retroalimentación entre el precio al productor del bien básico (arroz cáscara) y del producto elaborado (arroz trillado). No obstante, el precio del arroz blanco al consumidor es causado por el arroz trillado, el primero no tiene efectos sobre el segundo.

En síntesis, si incluimos el costo de importación dentro del análisis, se observa que el precio al productor de arroz trillado no presenta ninguna relación de equilibrio de largo plazo con las demás variables en estudio. Por tanto, no existe una relación de largo plazo entre los precios al productor del arroz cáscara y del arroz trillado, y entre este último y el precio al consumidor, es decir, las variaciones en el precio del arroz paddy no se pueden transmitir al consumidor a través del arroz trillado. Por otro lado, si se tiene en cuenta que el costo de importación del arroz blanco no recoge toda la política de intervención comercial, no sería relevante incorporar esta variable en la relación de precios de la cadena. Al omitirla en los cálculos no es posible encontrar las relaciones de largo plazo entre los precios del arroz paddy, blanco en molino y blanco al consumidor. Los resultados obtenidos mediante un VAR se limitan a establecer las relaciones de causalidad entre estas tres variables. Se encontró que variaciones en los precios del arroz paddy si afectan los precios de arroz blanco en molino y estos a su vez condicionan los precios al consumidor.

En general, los resultados obtenidos bajo los métodos de Engle y Granger y Johansen coinciden en que hay una ruptura en la relación entre el precio al productor de arroz paddy y el precio del arroz en el molino. No obstante, dado que el costo de importación de arroz blanco es solamente un precio indicativo, la eliminación de esta variable para los cálculos nos sugieren que si existe una relación de causalidad entre los precios arroz cáscara, arroz blanco en molino y arroz al consumidor.

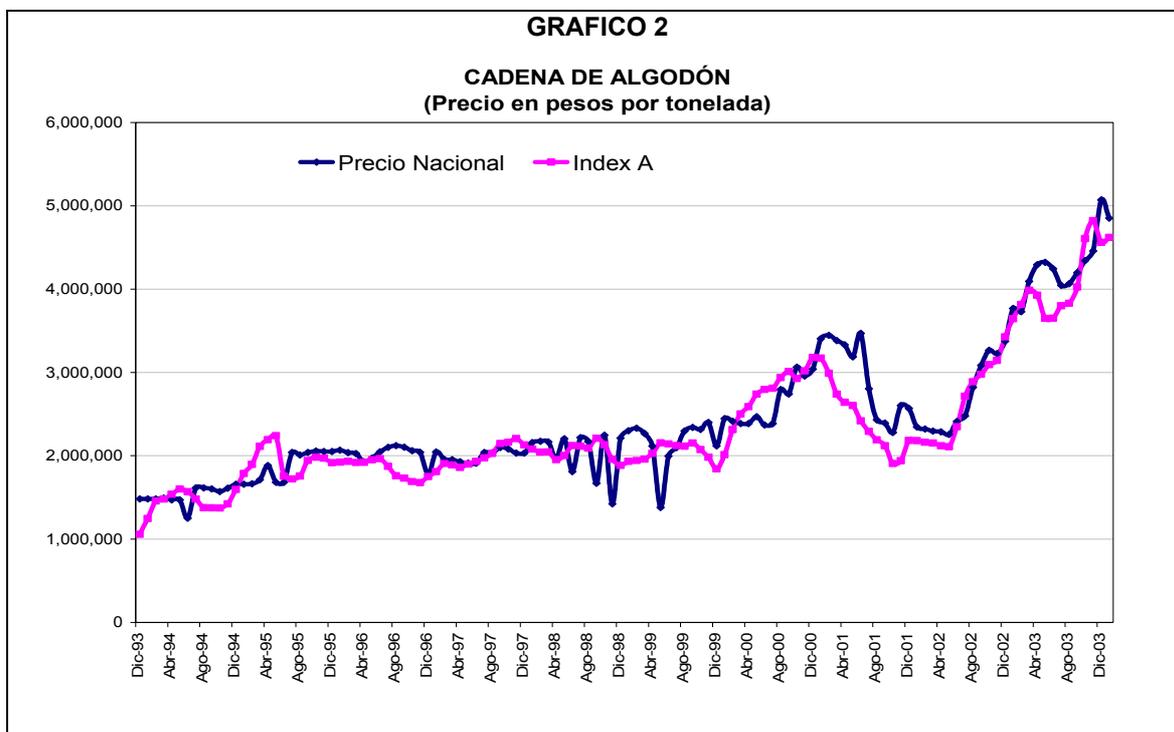
#### **4.2. Cadena de Algodón**

Se analizó la relación existente entre el precio nacional de la fibra de algodón reportado por la Bolsa Nacional Agropecuaria y el precio internacional de la fibra de algodón medido por el Index A.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

En este caso se emplearon precios corrientes (en pesos por tonelada) en lugar de índices de precios.

Como puede verse en el gráfico 2, los precios nacional e internacional se mueven por sendas similares, aunque el precio nacional presenta más fluctuaciones y en la mayoría de los casos se encuentra por encima del precio internacional.



#### 4.2.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

Como se puede ver en el cuadro 4, el resultado obtenido muestra que las dos series se mueven en la misma dirección y tienen una relación de equilibrio en el largo plazo. De la misma forma se encontró que, movimientos en los precios internacionales de la fibra de algodón tienen efectos sobre el precio nacional de la misma. En consecuencia, dado que el arancel existente para las importaciones de fibra de algodón es constante (10% advalorem), reducciones en el costo de importación implicaría reducciones en los precios internos del mismo.

#### 4.2.2. Método de Cointegración de Johansen

Con este método se concluyó que la mejor representación de la relación entre estas variables se puede obtener a través de un modelo DRIFT con cuatro rezagos, el cual como se mencionó anteriormente, presenta una tendencia lineal en las variables pero no en la relación de cointegración. De la misma forma, los resultados señalan que existe un único vector de cointegración entre el precio nacional y el internacional de fibra de algodón.

**CUADRO 9**  
**RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE ALGODÓN**

Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSIÓN		EXOGENIDAD	
				INDEX A	Precio BNA	INDEX A	Precio BNA
DRIFT	4	1	3.84	35.55	34.37	4.21	25.97

Como se observa en el cuadro 9, los precios rechazan las hipótesis de exclusión y de exógenidad, indicando que existe un mecanismo de retroalimentación entre el precio nacional y el costo internacional.

El siguiente cuadro muestra el vector de cointegración, los parámetros de velocidad de ajuste y los correspondientes valores t. El vector de cointegración se normalizó por el precio nacional de la fibra de algodón.

**CUADRO 10**  
**VECTORES DE COINTEGRACIÓN**

	INDEX A	Precio BNA
Vector de Cointegración	-1.078	1.000
Velocidad de Ajuste	0.111	-0.524
Valores t	2.073	-5.399

El vector de indica que los precios se mueven en la misma dirección, situándose el precio nacional por encima del precio internacional. El coeficiente obtenido es una elasticidad que nos indica que por ejemplo, un disminución del 10% en el precio internacional implica una disminución del 10.78% en el precio nacional.

$$BNA = 1.078IndexA$$

Por otro lado, el parámetro de velocidad de ajuste señala que el precio nacional converge más rápidamente (0.52) hacia el equilibrio en la relación de cointegración que el precio internacional (0.11). De esta manera, un choque en el precio del algodón nacional por efectos de cambios en el precio internacional, por ejemplo, implicaría que el algodón nacional se ajusta relativamente rápido a la nueva situación de equilibrio.

Finalmente, el modelo de corrección de errores muestra que en el corto plazo el precio nacional responde a movimientos en el precio internacional y en sí mismo. Mientras que variaciones en el precio nacional no tienen efectos de corto plazo sobre el internacional (Ver Anexo 5).

De acuerdo con los resultados de los dos métodos empleados en este análisis, se puede inferir que el precio internacional de la fibra de algodón condiciona el comportamiento de corto y largo plazo de los precios de la fibra nacional, por lo que movimientos en el primero implican movimientos más o menos rápidos en el segundo en la misma dirección.

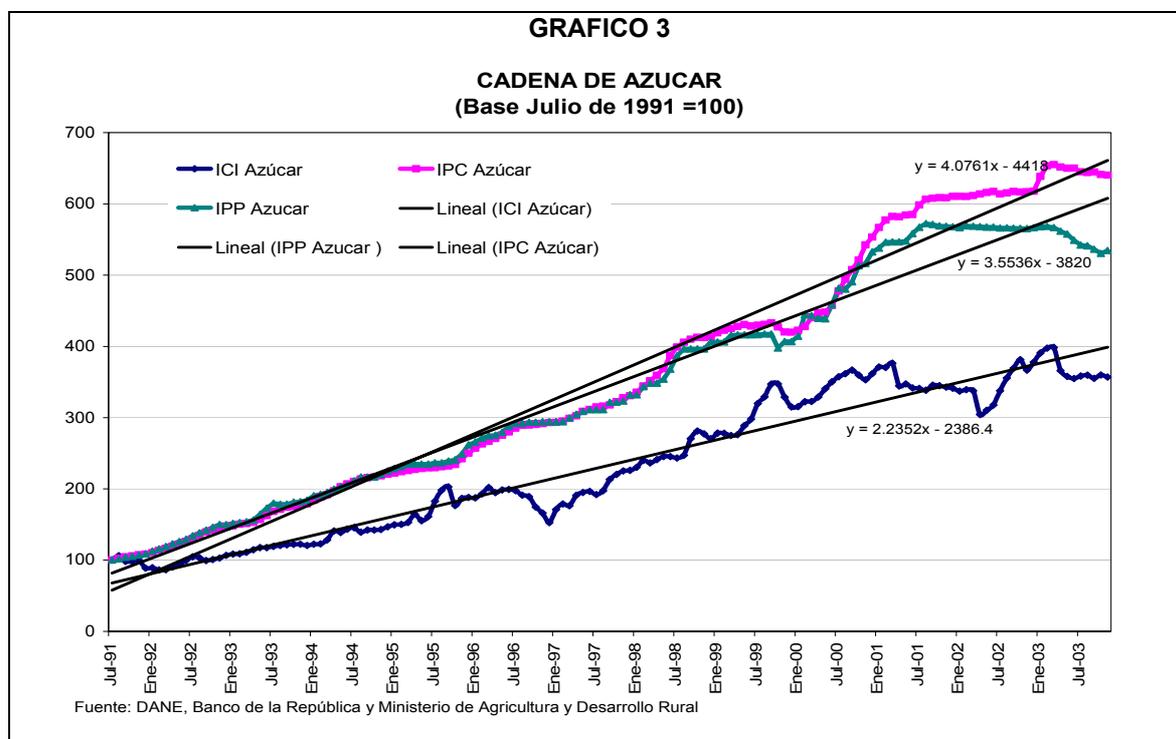
### 4.3. Cadena de Azúcar

Se analizaron las relaciones existentes entre el índice del costo de importación de azúcar blanco (ICI Azúcar), índice de precios al productor de azúcar (IPP Azúcar) y el índice de precios al consumidor de azúcar (IPC Azúcar).

Como se observa en el gráfico 3, el precio al consumidor y productor siguen sendas de comportamiento similares, aunque desde el año 2000 se separan un poco y el precio al consumidor

Observatorio Agrocadenas Colombia  
Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural

presenta un mayor crecimiento que al productor. Por su parte, el costo de importación crece menos que los precios internos, aunque sus oscilaciones son similares a la de los precios internos.



#### 4.3.1. Procedimiento Bietapico de Engle y Granger

Como se observa en los cuadros 4 y 5, el costo de importación del azúcar blanco afecta los precios al productor y al consumidor de azúcar en el mercado interno. Es decir se encuentran cointegrados con el costo de importación. No obstante, los precios al productor y al consumidor de azúcar no se encuentra relacionados en el largo plazo, aunque si en el corto plazo. Por lo tanto los cambios en el precio al productor no tienen efectos permanentes sobre el precio al consumidor. Esta última situación podría explicarse por el comportamiento de los márgenes de comercialización que se presenta en el mercado.

#### 4.3.2. Método de Coitegración de Johansen

La mejor representación de la relación entre estas variables se obtiene mediante un modelo CIDRIFT con dos rezagos, el cual incluye tendencia lineal tanto en las variables como en la relación de cointegración. Los resultados señalan la existencia de un vector de cointegración entre estos precios, en donde los precios al consumidor de azúcar se comportan como exógenos en la relación. Lo anterior indica que el precio al consumidor no responde a movimientos de los precios al productor ni a los del producto importado, pero si tiene influencia sobre estos productos. La razón de este comportamiento ya se mencionó en el numeral anterior.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**CUADRO 11**  
**RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE AZUCAR**

Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSIÓN			EXOGENIDAD		
				ICI Azúcar	IPP Azúcar	IPC Azúcar	ICI Azúcar	IPP Azúcar	IPC Azúcar
CIDRIFT	2	1	3.84	10.73	6.31	4.15	7.3	5.1	0.01

En el siguiente cuadro se puede ver el vector de cointegración, el parámetro de velocidad de ajuste y sus correspondientes valores t. El vector se normalizó por el precio al productor de azúcar.

**CUADRO 12**  
**VECTORES DE COINTEGRACIÓN**

	ICI Azúcar	IPP Azúcar	IPC Azúcar	Tendencia
Vector de Cointegración	-0.263	1.000	-0.979	0.004
Velocidad de Ajuste	0.371	-0.122	0.002	
Valores t	3.465	-3.101	0.122	

La representación del vector de cointegración es la siguiente:

$$[1] \quad IPP_{azucar} = 0.263ICI_{azucar} + 0.979IPC_{azucar} - 0.004t$$

Como se puede ver, el precio al productor de azúcar tiene una relación de largo plazo directa con el costo de importación y con el precio al consumidor de azúcar, e inversa con la tendencia. Además, el precio al consumidor se transmite al productor casi completamente (0.979), mientras que movimientos en el costo de importación afecta relativamente poco al productor.

Por otro lado, la velocidad de ajuste está indicando que el costo de importación y el precio al productor se ajustan ante desequilibrios en la relación, pero el costo de importación converge más rápidamente hacia el equilibrio (0.371) que el precio al productor (0.122).

En cuanto a las relaciones de corto plazo, el modelo de corrección de errores muestra que existe un mecanismo de retroalimentación entre el precio al productor y al consumidor de azúcar. En contraste, como era de esperarse el costo de importación de azúcar no se ve afectado por los demás precios en el corto plazo (Ver Anexo 5).

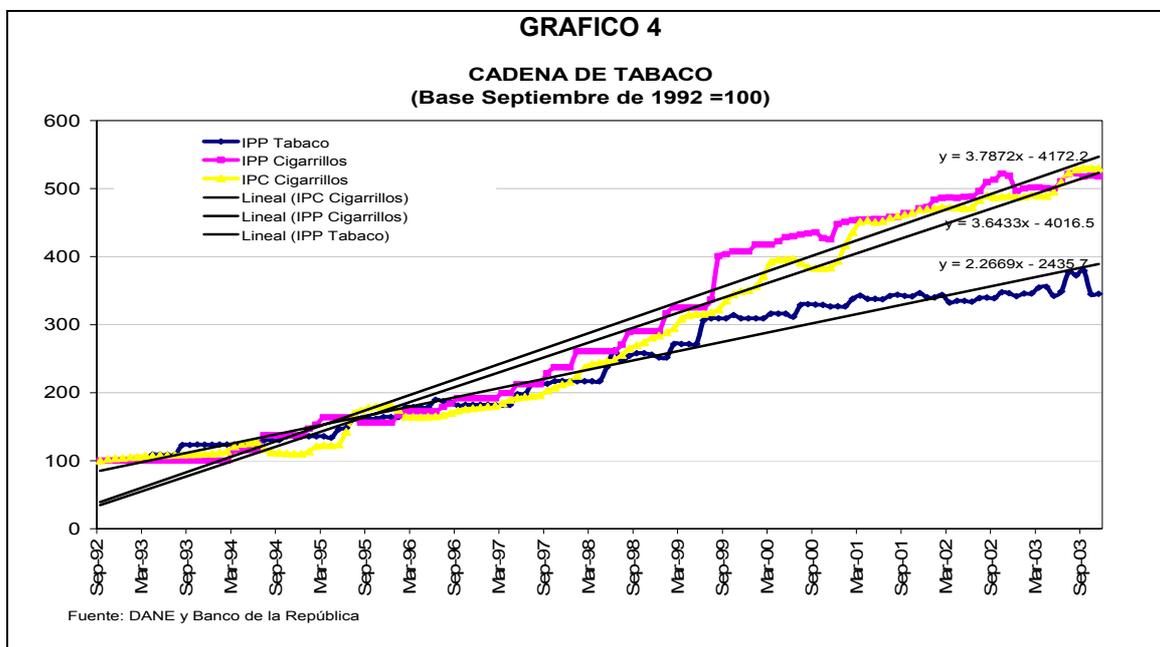
En conclusión, en el largo plazo existe una relación entre el costo de importación de azúcar, el precio al productor y al consumidor de azúcar. Los precios al productor de azúcar responden a los movimientos del costo de importación, pero el precio al consumidor no responde a los cambios en los precios al productor. Según estos resultados, en las circunstancias actuales, una reducción del costo de importación de azúcar afectaría los precios al productor pero no a los precios al consumidor.

En general los dos métodos de estimación sugieren que en el largo plazo existe una ruptura en la relación de precios entre el productor y el consumidor de azúcar, aunque en el corto plazo los precios se retroalimentan.

#### **4.4. Cadena de Tabaco**

En esta sección se analiza la relación existente entre el índice de precios al productor de tabaco (IPP Tabaco) y el índice de precios al productor y al consumidor de cigarrillos (IPP Cigarrillos, IPC Cigarrillos). Cabe aclarar, que en este caso la cadena no está completa, pues las importaciones de

tabaco y cigarrillos juegan un papel fundamental en el mercado de este producto. Estos no se incluyeron debido a la carencia de los mismos. Sin embargo se evalúa la relación existente entre las demás variables.



Como se observa en el gráfico 4 existe una diferencia sustancial entre el índice de precios al productor de tabaco y el precio de los cigarrillos. Mostrando que el menor crecimiento del precio de la materia prima<sup>8</sup> no se transmite al consumidor de cigarrillos. Los índices de precios de cigarrillos se comportan en forma similar debido a que el productor de cigarrillos controla gran parte del comercio del mismo. Aunque el precio al productor muestra una mayor dinámica de crecimiento que el precio al consumidor, señalando que este último puede estar sujeto a mayores rigideces en su precio.

#### 4.4.1. Procedimiento Bietapico de Engle y Granger

Los resultados obtenidos bajo este procedimiento (Cuadro 4) sugieren que en el mercado interno, el precio al productor de tabaco causa al precio al productor de cigarrillos y este a su vez al precio al consumidor de este producto. En otras palabras, dichos precios se encuentran cointegrados.

No sucede lo mismo entre el precio al productor de tabaco y el precio al consumidor de cigarrillos. Tampoco se encontró una relación de corto de plazo entre estas dos series. Esta última situación se puede explicar en la medida en que el tabaco solamente representa el 15% del valor de la producción de cigarrillos en el país.

#### 4.4.2. Método de Cointegración de Johansen

La mejor representación encontrada de la relación entre los precios de esta cadena se obtiene a través del modelo DRIFT con ocho rezagos, el cual incluye tendencia lineal solo en las variables. Los resultados señalan que existen dos vectores de cointegración.

<sup>8</sup> El tabaco importado representó en promedio el 39% del consumo aparente entre 1991 y 2003. En algunos años alcanzó a representar el 68%.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

<b>CUADRO 13</b>										
<b>RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE TABACO</b>										
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSIÓN			EXOGENIDAD		
					IPPTabaco	IPPCigarrillos	IPCCigarrillos	IPPTabaco	IPPCigarrillos	IPCCigarrillos
DRIFT	8	2	1	3.84	0.84	5.26	5.10			
			2	5.99	7.81	14.64	13.08	5.09	9.15	9.64

Como se puede observar en el anterior cuadro, en el primer vector, el precio al productor de tabaco esta excluido de la relación de cointegración, es decir este producto no aporta información para la determinación de los precios de los productos de la cadena. No obstante, en el segundo vector, todas las variables entran en la relación de cointegración.

De acuerdo con las pruebas de exogenidad, el precio al productor de tabaco no se ve afectado en el largo plazo por movimientos en los otros precios. Empero, en la medida en que se encuentra incluido en un vector de cointegración el comportamiento de sus precios puede explicar la dinámica de los precios de los cigarrillos, tanto al productor como al consumidor.

El siguiente cuadro suministra información sobre los parámetros de los vectores de cointegración y su velocidad de ajuste. Como se puede apreciar, el primer vector fue normalizado por el precio al consumidor de cigarrillos y el segundo vector por el precio al productor.

<b>CUADRO 14</b>			
<b>VECTORES DE COINTEGRACIÓN</b>			
		IPPTabaco	IPPCigarrillos
Vector de Cointegración		0.000	-0.900
Velocidad de Ajuste		-0.079	0.048
Valores t		-2.039	1.072
		IPPCigarrillos	IPCCigarrillos
Vector de Cointegración		1.000	0.900
Velocidad de Ajuste		-0.065	0.012
Valores t		-3.415	1.054

Los vectores de cointegración pueden expresarse de la siguiente manera:

$$[1] \quad IPCcigarrillos = 0.9IPPCigarrillos$$

$$[2] \quad IPCcigarrillos = 2.494IPPTabaco - 1.11IPPCigarrillos$$

Resolviendo el sistema, se obtienen las siguientes ecuaciones:

$$[1] \quad IPCcigarrillos = 0.9IPPCigarrillos$$

$$[3] \quad IPPcigarrillos = 1.24IPPTabaco$$

Estas dos ecuaciones nos indican que el precio al consumidor de cigarrillos esta explicado por el precio al productor del mismo y este a su vez se explica por el comportamiento del precio del tabaco en las magnitudes que indican los parámetros.

En cuanto a la velocidad de ajuste, se puede apreciar que en el primer vector el precio al consumidor de cigarrillos vuelve más rápidamente a su senda de equilibrio que las demás variables, a pesar de que su valor no es muy grande, 0.09. Por su parte, en el segundo vector la variable que se ajusta ante desequilibrios en la relación de cointegración es el precio al productor

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

de cigarrillos, pero de igual forma presenta un ajuste lento de 0.065. Para las demás variables el parámetro de velocidad de ajuste no fue significativo.

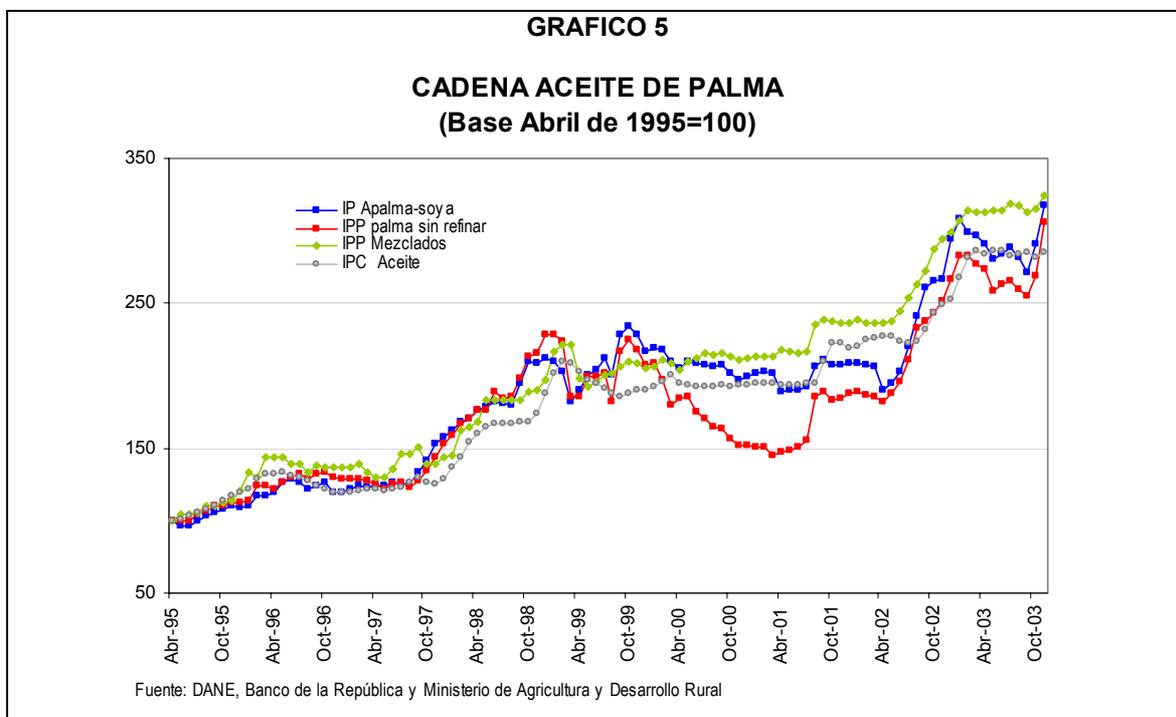
Por último, el modelo de corrección de errores (Ver Anexo 5) nos proporciona información sobre las relaciones de corto plazo entre las variables. De esta forma, movimientos en los precios al productor y al consumidor de cigarrillos generan cambios transitorios sobre el precio al productor de tabaco, a pesar de que en el largo plazo esta variable es excluida (primer vector). El precio al productor de cigarrillos solo está influenciado por si mismo, es decir, en el corto plazo no responde a los precios de las otras variables. Finalmente, el precio al consumidor de cigarrillos se mueve en el corto plazo ante cambios en su mismo comportamiento y por cambios en el precio al productor de cigarrillos.

En síntesis bajo este método, observamos que al menos en uno de los vectores de cointegración las variaciones en los precios del tabaco afectan el comportamiento de los precios de los cigarrillos, es decir, los precios del tabaco si aportan información para la determinación del comportamiento de los demás precios. Además, el precio del tabaco por su carácter de variable exógena no se ve influenciado por los precios de los cigarrillos.

En general, los dos métodos señalan que hay una relación estable entre el precio al productor y al consumidor de cigarrillos y el precio de este ultimo esta explicado por los precios al productor del mismo y este a su vez se explica por el comportamiento de los precios del tabaco.

#### 4.5. Cadena de Aceites

Se analizan las series de IPP de aceite de palma sin refinar, IPP de aceites mezclados para mesa y cocina, IPC de Aceites, Índice de Costo de Importación de aceite de palma e Índice de precios ponderado de aceite de palma y de soya.



**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Como se observa en el gráfico 5, el IPP de aceites mezclados y el IPC de aceites, los cuales son los productos finales de la cadena, tienen tendencias similares. Mientras que el IPP de Aceites de Palma y Soya y el IPP de Aceites sin Refinar presentan mayor nivel de variabilidad y por lo tanto es posible que no se encuentren relacionadas en el largo plazo con las demás.

Es necesario recordar que el período de observación de estas series es sumamente corto, solamente desde 1995. Por lo tanto, no puede esperarse que los resultados sean muy concluyentes y de buena calidad estadística.

#### **4.5.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger**

Los resultados consignados en el cuadro 4, señalan que a excepción de las relaciones entre precio al productor de aceites mezclados y el precio al consumidor de aceite y de este último con el precio ponderado de aceite de palma y soya, no se encontraron relaciones de cointegración, lo que indicaría que los precios de los demás bienes de la cadena se mueven por sendas independientes entre sí.

Es decir, no existe una relación de cointegración entre el precio ponderado de aceite crudo de palma y aceite crudo de soya con el precio al productor de aceites mezclados (en fábrica). Tampoco se encuentra una relación de largo plazo entre el precio al productor de aceite de palma sin refinar con el precio al productor de aceites mezclados, ni con el precio al consumidor de aceites. Esto se podría explicar, por cuanto el precio del aceite crudo de palma es un precio referencial para la compra de ese bien para los productores no integrados, que tienen una participación baja en la producción. Los demás, al encontrarse integrados el precio al productor de palma no hace parte del mercado de crudo y por tanto no se refleja en los precios de la palma.

En esta perspectiva se realizó un análisis a través del VAR en diferencias y la prueba de causalidad de Granger para las relaciones que no resultaron cointegradas (Cuadro 5). Se encontró que en el corto plazo el IPP de aceite de palma sin refinar causa al precio al productor de los aceites mezclados y al precio al consumidor del aceite. Por su parte, el precio al productor de aceites mezclados también es causado por el índice ponderado de aceite de palma y soya. Lo anterior sugiere que los movimientos de los aceites mezclados tienen efectos transitorios sobre el precio del aceite de palma sin refinar y el precio ponderado de aceite de palma y soya en el corto plazo. No obstante, en el largo plazo actúan como variables independientes y no existe una relación de equilibrio.

#### **4.5.2. Método de Cointegración de Johansen**

Los resultados obtenidos al aplicar la metodología de Johansen consideran que la mejor representación corresponde a un modelo DRIFT con siete rezagos; y la existencia de un vector de cointegración.

Los resultados de la estimación del modelo sugieren que las únicas variables que poseen una relación de equilibrio de largo plazo son el precio al productor de los aceites mezclados y el precio al consumidor de aceites. Además, los resultados derivados de la prueba de exogenidad consideran que estas variables son endógenas, es decir, hay retroalimentación entre ellas.

En el caso de los índices de precios ponderados de aceite de palma y soya importada e IPP de aceite de palma sin refinar, se tienen que estas no están incluidas en la relación de largo plazo, lo cual implica que ellas no inciden en la formación de precios de las demás bienes intermedios y finales de esta cadena. Los resultados se pueden apreciar en el siguiente cuadro.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

<b>CUADRO 15</b>											
<b>RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE ACEITE DE PALMA</b>											
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSIÓN				EXOGENIDAD			
				IP Aceite Palma - Soya	IPP Aceite sin Refinar	IPP Aceite Mezclado	IPC Aceites	IP Aceite Palma - Soya	IPP Aceite sin Refinar	IPP Aceite Mezclado	IPC Aceites
DRIFT	7	1	3.84	2.49	0.02	5.28	9.14	0.44	0.46	4.89	9.11

El cuadro 16 suministra el vector de cointegración estimado y las velocidades de ajustes correspondientes a cada variable. Se destaca que la velocidad de ajuste de los aceites mezclados es mayor (0.23) que la de los aceites al consumidor (0.10, en términos absolutos). Esto significa que los precios al productor de aceites mezclados retornan al equilibrio más rápidamente que los precios de los aceites al consumidor ante choques que afecten los precios.

<b>CUADRO 16</b>				
<b>VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE.</b>				
	IP Aceite Palma - Soya	IPP Aceite sin Refinar	IPP Aceite Mezclado	IPC Aceites
Vector de Cointegración	0.000	0.000	-0.984	1.000
Vector de Ajuste	-0.040	-0.065	0.231	-0.107
Valores t	-0.342	-0.467	2.928	-2.681

Dados los resultados de la tabla anterior, se presentan la representaciones del vector de cointegración.

$$[1] \quad IPCAceites = 0.98IPPMezclados$$

La anterior expresión significa que existe una relación directamente proporcional. Es decir, cambios en un 10% en uno de los precios afectan, relativamente, en un 10% en el otro precio.

Por último se presentan las conclusiones obtenidas del modelo de corrección de error derivado del modelo de cointegración definido arriba para esta cadena (Ver resultados en el Anexo 5):

- A pesar que las variables índice ponderado de aceites de palma y soya e IPP de aceites sin refinar no se hallan en el vector de cointegración, éstos afectan de manera transitoria el comportamiento del IPP de aceites de palma sin refinar y de aceites mezclados, mas no al precio al consumidor de aceites.
- Los aceites mezclados inciden sobre el comportamiento de los aceites de palma sin refinar y al consumidor.

En síntesis, por el método de Johansen no se encuentran relaciones de precios entre los aceites crudos y los aceites procesados. La única relación existente se encontró entre el precio de los aceites mezclados al productor y los aceites al consumidor. No obstante en el corto plazo si existen relaciones entre diferentes segmentos de la cadena.

En general, los dos métodos empleados coinciden en afirmar que sólo existe relación en el largo plazo entre el precio al productor de los aceites mezclados y el precio al consumidor de los aceites, por lo tanto, el precio pagado por los consumidores estaría desconectado del precio de las materias primas.

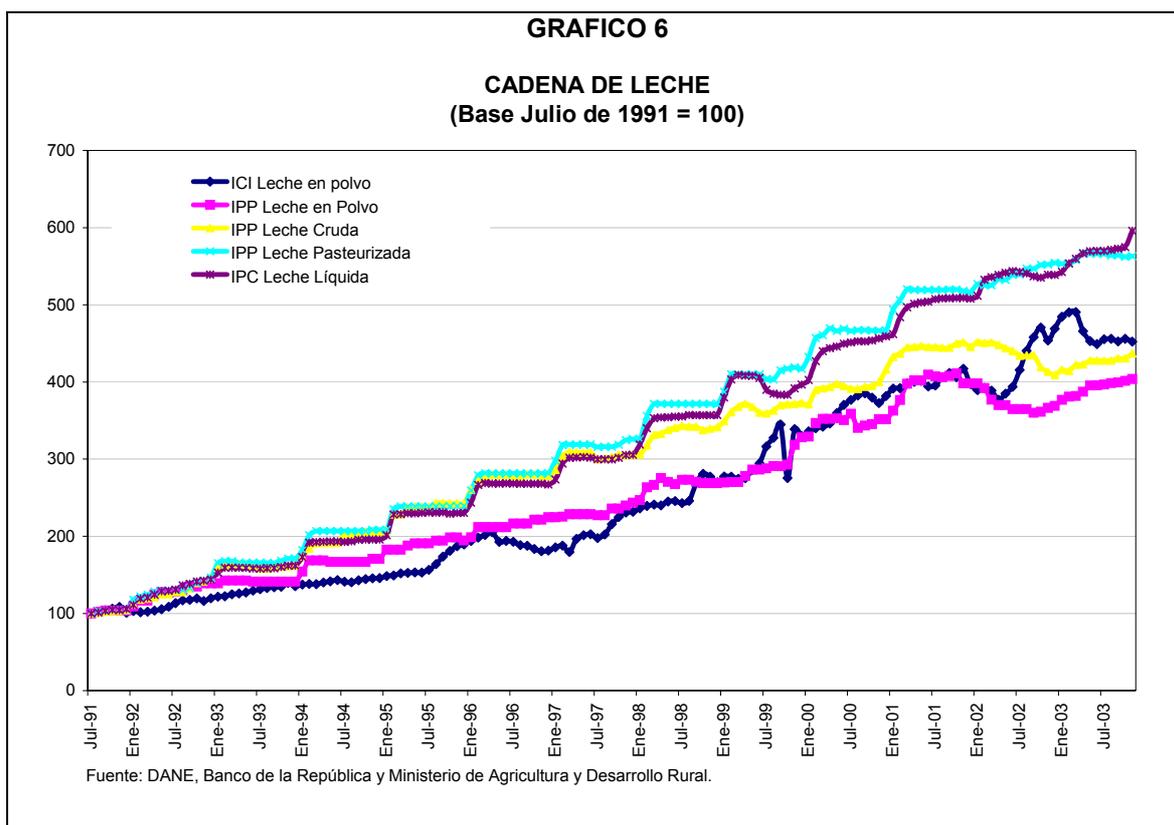
#### 4.6. Cadena de Leche

Se analizan las relaciones existentes entre el índice de costo de importación de leche en polvo (ICl leche), índice de precios al productor de leche en polvo (IPP polvo), índice de precios al productor

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

de leche cruda (IPP cruda) y de leche pasteurizada, (IPP past) y el índice de precios al consumidor de leche líquida (IPC leche).

En la cadena de la leche, el precio de los productos más elaborados como la leche en polvo tienen un ritmo de crecimiento menor que el de las leches líquidas (pasteurizada y cruda). Por otro lado, el precio al productor de leche pasteurizada y al consumidor de leche líquida se comportan de forma similar, señalando que el mayor componente en la determinación del precio al consumidor de leche líquida es el precio de la leche pasteurizada. El precio al productor de leche cruda sigue la misma senda de crecimiento que las dos anteriores hasta enero de 1999, pero a partir de esa fecha presenta una menor dinámica de crecimiento, la cual no se está transmitiendo al precio al consumidor de leche.



#### 4.6.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

En la medida en que la leche cruda no es un bien transable, se analiza la relación que existe entre leche en polvo importada y el precio al productor de leche en polvo nacional. Los ejercicios muestran que estos precios se encuentran relacionados en el largo plazo y que hay una relación de causalidad de la primera hacia la segunda (Ver Cuadro 4). No obstante, los precios al productor y el costo de importación de leche en polvo no afectan el comportamiento del precio al consumidor de la leche líquida, en la medida en que son dos mercados diferenciados y las importaciones de leche en polvo son marginales con respecto al consumo aparente total de leche líquida y derivados de la leche.

De la misma forma, no se encontraron relaciones de equilibrio en el largo plazo entre los precios al productor y al consumidor de leche líquida, ya sea cruda o pasteurizada. Esto puede obedecer a la fuerte introducción de leches con mayor valor agregado (UHT), especialmente a nivel urbano en las

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

grandes ciudades. Sin embargo, movimientos en el precio al productor de leche pasteurizada si afectan en el corto plazo el comportamiento del precio al consumidor de la leche líquida (Ver Cuadro 5).

En síntesis, en las condiciones de mercado actuales, reducciones en el costo de importación de leche en polvo solamente afectaría los precios al productor de la misma y no a los precios al productor de leche cruda y al consumidor de leche líquida. Esto bajo el supuesto de importaciones como las observadas en el lapso en estudio.

#### 4.6.2. Método de Cointegración de Johansen

La mejor representación de la relación entre estos precios se obtiene mediante un modelo DRIFT con un rezago, el cual incluye tendencia lineal en las variables, pero no en la relación de cointegración. De la misma forma, los resultados señalan la existencia de dos vectores de cointegración.

<b>CUADRO 17</b>														
<b>RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE LECHE</b>														
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSIÓN					EXOGENIDAD				
					ICleche	IPPcruda	IPPpolvo	IPPpast	IPCleche	ICleche	IPPcruda	IPPpolvo	IPPpast	IPCleche
DRIFT	1	2	1	3.84	4.63	1.32	7.13	1.02	2.75					
			2	5.99	9.04	7.13	10.17	5.19	4.57	4.22	18.86	0.03	13.84	13.40

En el primer vector se excluyen los precios al productor de leche pasteurizada y de leche cruda, y el precio al consumidor de leche líquida. Los dos restantes (costo de importación y precio al productor de leche en polvo) resultan exógenos en el modelo de cointegración. En esta perspectiva, este vector no permite identificar alguna relación entre estas cinco variables, en la medida en que las que no son excluidas son exógenas y por lo tanto no es posible establecer la forma específica en que se relacionan estas dos variables. En consecuencia, las conclusiones se derivarán únicamente de los resultados obtenidos en el segundo vector de cointegración.

En el segundo vector de cointegración se excluye el precio al productor de leche pasteurizada y el precio al consumidor de leche líquida. Es decir, las variables que presentan una relación de cointegración son el precio al productor de leche en polvo, el costo de importación de leche en polvo y el precio al productor de leche cruda. Según estos resultados, el precio de la leche cruda no se relaciona con lo precios de la leche pasteurizada. Esto puede obedecer a los cambios de política de fijación de precios establecida hace unos años en el cual los precios de la leche cruda se fijaba como una proporción de las leches procesadas, dejando al mercado su fijación de precios. Como se observa en la gráfica 6 los precios de la cruda se desconectan fuertemente de la pasteurizada desde finales de la década del noventa.

De igual manera, el precio al productor de leche pasteurizada y el precio al consumidor de leche no presenta ninguna relación con los precios de la leche cruda y en polvo.

De las tres variables cointegradas, solamente el precio al productor de la leche cruda resultó endógena. De esta forma, este vector esta explicando principalmente las variaciones en el precio al productor de leche cruda y sugiere que sus fluctuaciones se explican por los comportamientos de la leche en polvo importada y el precio al productor de la leche en polvo nacional. La anterior relación también se puede observar en la ecuación del vector que se presenta más adelante. Esto se podría explicar en la medida en que la leche en polvo importada se utiliza para la recombinación con leche cruda y de esta manera la primera puede afectar los precios de la segunda.

La siguiente tabla proporciona información sobre el segundo vector de cointegración, los parámetros de velocidad de ajuste y sus correspondientes valores t. El vector se normalizó por el precio al productor de leche cruda.

<b>CUADRO 18</b>					
<b>VECTOR DE COINTEGRACIÓN</b>					
	IClleche	IPPcruda	IPPpolvo	IPPpast	IPCleche
Vector de Cointegración	0.348	1.000	-1.093	0.000	0.000
Velocidad de Ajuste	-0.131	-0.066	0.03	-0.032	-0.037
Valores t	-3.122	-3.462	1.237	-1.516	-2.358

Este vector se puede expresar de la siguiente forma:

$$IPPcruda = 1.093IPPpolvo - 0.348IClleche$$

Como se observa en la ecuación el precio al productor de la leche cruda se explica tanto por el precio al productor como por el costo de importación de la leche en polvo.

En cuanto a la velocidad de ajuste, se observa que en el segundo vector de cointegración el costo de importación de leche en polvo y el precio al productor de la leche cruda son las variables que se ajustan ante desequilibrios en la relación de cointegración, aunque hay un mayor grado de convergencia hacia el equilibrio del costo de importación. Por su parte, el parámetro de velocidad de ajuste del precio al productor de leche en polvo no resultó significativo, por lo tanto esta variable no se ajusta para retornar al equilibrio.

Como se mencionó anteriormente la mejor representación del comportamiento multivariado de las variable se obtiene de un modelo con un solo rezago (k=1), por lo tanto, el modelo de corrección de errores, el cual realiza la estimación de los parámetros de las variables diferenciadas hasta k-1 rezagos, solo está conformado por la relación de cointegración y no es posible obtener su dinámica de corto plazo.

En síntesis, el precio al productor de la leche pasteurizada y el precio al consumidor de leche no presentan ninguna relación con el precio al productor de leche cruda y en polvo y el costo de importación de la última. En consecuencia, modificaciones en el costo de importación de la leche en polvo tendría implicaciones sobre el precio al productor de la leche cruda pero esta a su vez no tendría efectos sobre los precios de la leche en polvo y de la pasteurizada y al consumidor de leche líquida.

#### 4.6.3. Método de Johansen para leches líquidas

Dado que el mercado de leche en polvo es diferente al de las leches líquidas fue necesario construir un tercer escenario de relaciones de precios. A continuación presentamos los resultados de analizar las relaciones por el método de Johansen para la leche cruda la productor (IPP cruda), pasteurizada al productor (IPP past) y leche líquida al consumidor (IPC leche)

Los resultados indican que la mejor representación corresponde a un modelo DRIFT con un rezago, el cual presenta un vector de cointegración. Los resultados se presentan en la Tabla siguiente:

<b>CUADRO 19</b>									
<b>RELACIONES DE COINTEGRACION EN LA CADENA DE LECHE</b>									
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSION			EXOGENIDAD		
				IPP Leche Cruda	IPP Pasteurizada	IPC Leche	IPP Leche Cruda	IPP Pasteurizada	IPC Leche
DRIFT	1	1	3.84	0.8	4.61	5.08	15.76	16.5	11.28

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Como se aprecia la leche cruda resultó excluida de la relación de precios de largo plazo con las otras dos variables. Según la prueba de exogenidad las dos series incluídas en la relación de cointegración, resultaron endógenas, esto es, que el precio al productor de leche pasteurizada y al consumidor de leche líquida se retroalimentaron. Es decir, variaciones en una de ellas afecta el comportamiento de la otra.

No obstante, se observa que las velocidades de ajuste son estadísticamente significativas, pero de magnitudes muy bajas. Lo cual significa que a pesar que las variables están cointegradas, los cambios en una de ellas afectan a la otra pero de manera lenta. La siguiente tabla presenta estos resultados.

<b>CUADRO 20</b>			
<b>VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDAD DE AJUSTE</b>			
	IPP Leche Cruda	IPP Pasteurizada	IPC Leche
Vector de Cointegración	0.000	-1.113	1.000
Velocidad de Ajuste	0.111	0.115	0.072
Valores t	5.278	5.136	4.174

De la anterior se puede entonces derivar la siguiente relación de cointegración.

$$[1] \quad IPCLeche = 1,13IPPPast$$

La ecuación [1] normalizada por el IPC de la leche líquida señala que la relación entre estas dos variables es positiva. En otras palabras, un aumento en precios en cualquiera de las dos conlleva a un aumento en la otra en la magnitud indicada por la elasticidad observada en la ecuación.

Finalmente, no se puede derivar conclusiones de relaciones de corto plazo entre las variables por cuanto el modelo de cointegración es de orden uno y, por lo tanto, el orden del modelo de corrección de errores es cero.

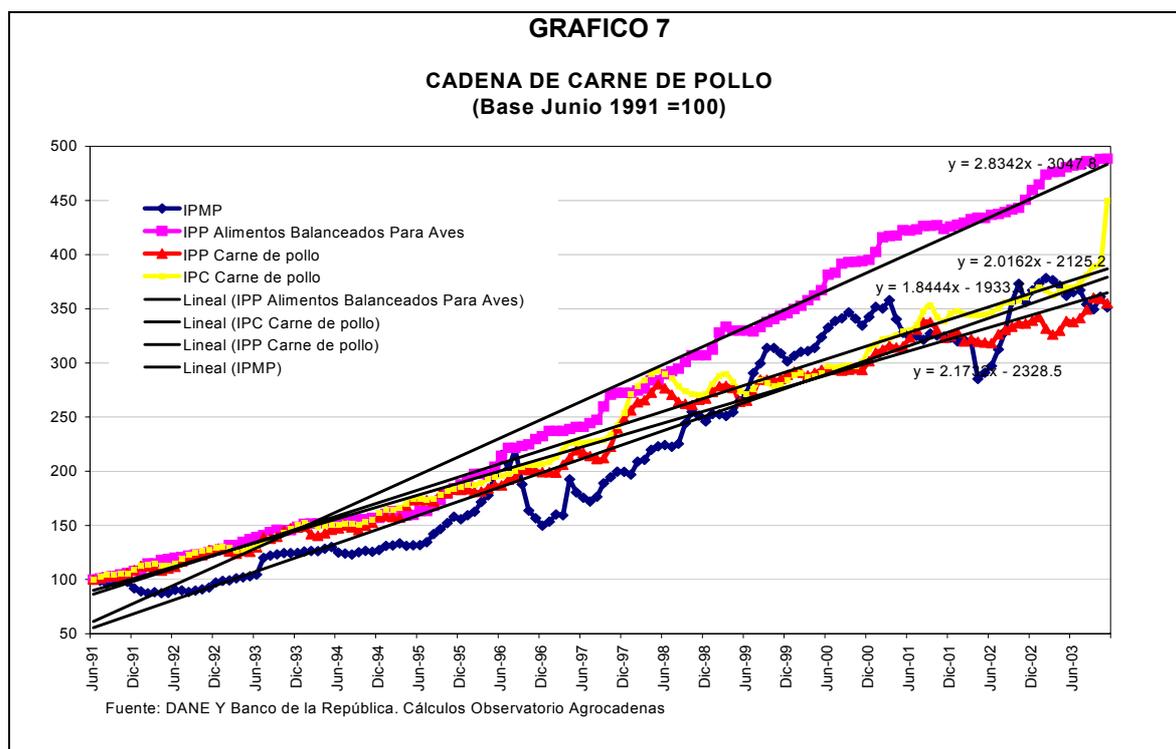
Según esta estimación, no existe relación de largo plazo entre el precio al productor de leche cruda y la leche pasteurizada y al consumidor. No obstante, entre estas dos últimas sí existe una relación clara.

En general, los tres ejercicios realizados señalan que no hay relación de largo plazo entre el precio al productor de leche cruda y pasteurizada ni entre la primera y la leche al consumidor. De igual manera el precio de la leche en polvo importada no presenta ninguna relación con el precio al consumidor de leche líquida.

#### **4.7. Cadena Maíz Amarillo - Alimento Balanceado – Carne de Pollo**

En esta sección se analizan las relaciones de precios existentes entre maíz amarillo importado, las materias primas básicas para la elaboración de alimento para aves (maíz amarillo, sorgo y soya), alimentos balanceados para aves y carne de pollo nacional e importado.

En el caso de la cadena de carne de pollo se observa que el crecimiento de los precios del alimento balanceado para aves es superior al de las materias primas básicas, a las del precio al productor y al consumidor de pollo (Gráfico 7). Aquí presenciarnos la configuración de un esquema bastante perjudicial para el productor y al consumidor de carne de pollo: alimento balanceado que crece en mayor magnitud que el precio al productor de materias primas y pollo, y precios al consumidor superior al del productor de carne de pollo.



#### 4.7.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

Previamente se realizó el ejercicio con el índice de precios al productor de maíz en Colombia, empero este incluye los precios del maíz tanto amarillo como blanco, producidos y consumidos, por lo que esta circunstancia no nos permitía discernir el efecto de los precios del maíz amarillo sobre los demás elementos de la cadena. En consecuencia, se realizó el ejercicio con el índice del costo de importación de maíz amarillo, desechando la parte de maíz amarillo nacional que puede entrar en la formulación de alimentos balanceados para aves. No obstante, esta cifra es marginal dentro del consumo aparente de maíz amarillo.

Como se puede observar en el cuadro 4, existe un vector de cointegración para cada pareja de precios, lo cual indica que en el largo plazo estos precios presentan una trayectoria común, o dicho de otra forma, mantienen una relación de equilibrio de largo plazo.

Al mismo tiempo, se verificó la relación de causalidad entre estas variables, encontrándose que existe causalidad desde las materias primas importadas y nacionales para la fabricación de alimentos para aves (maíz amarillo, sorgo y soya) hacia el precio al productor de alimento balanceado para aves, aunque débil, y de esta última hacia el precio al productor de carne de pollo. No obstante, no se observa una relación de causalidad entre los precios al productor de carne de pollo y su precio al consumidor, aunque ellos si se encuentran cointegrados. De esta forma, se rompe el sentido de la transmisión de precios de insumo a producto que se observaba hasta los productores de carne de pollo. Esto es coherente con los resultados observados al examinar la relación de causalidad entre las materias primas básicas y el precio al consumidor del bien final, en este caso, de la carne de pollo. Por lo tanto reducciones en el costo de importación de las materias primas induce a reducciones del precio del alimento balanceado y el precio al productor de pollo, el cual no se transmite al precio al consumidor.

También se evaluó la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el costo de importación de carne pollo y el precio al consumidor de este mismo producto en el mercado

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

nacional. Los resultados obtenidos indican que estos precios no siguen la misma senda de comportamiento. En términos técnicos estas variables no están cointegradas. Sin embargo, se encontró que existe una relación de causalidad en el corto plazo entre ellos, es decir, que cambios en el costo de importación tienen efectos transitorios sobre el comportamiento de los precios al consumidor.

#### 4.7.2. Método de Cointegración de Johansen

Los resultados econométricos consideran como una buena representación de la relación de estas cinco variables, un modelo DRIFT con tres rezagos y dos vectores de cointegración.

<b>CUADRO 21</b>												
<b>RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE POLLO</b>												
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSION				EXOGENIDAD			
					IPMP	IPP B Aves	IPP Pollo	IPC Pollo	IPMP	IPP B Aves	IPP Pollo	IPC Pollo
DRIFT	3	2	1	3.84	7.03	3.93	3.18	6.07				
			2	5.99	16.78	13.46	8.61	6.76	11.82	5.28	5.04	6.91

De acuerdo con los resultados, del primer vector de cointegración se excluye el precio al productor de carne de pollo, es decir, las variables que presentan una relación de equilibrio de largo plazo son las materias primas, el balanceado para aves y el precio al consumidor de pollo. Sin embargo, si se observa el modelo de corrección de errores, en el corto plazo las variaciones en el precio al productor de carne de pollo generan movimientos transitorios en el precio de las materias primas y en el precio al consumidor de carne de pollo; y a su vez estos dos últimos determinan el primero (Ver Anexo 5).

El segundo vector sugiere que todas las variables se encuentran cointegradas, es decir, todos los precios aportan información al comportamiento de los mismos.

El análisis de exogenidad indica que el precio de las materias primas y el precio al consumidor de pollo se ven influenciados por el precio al productor de pollo y el precio de los alimentos balanceados. De igual forma, los precios del balanceado no se ven afectados por los precios de las primas y a su vez el balanceado no afecta los precios del pollo al productor. Sin embargo, en el corto plazo, el precio de los alimentos balanceados no influencia el comportamiento de los demás precios de la cadena (Ver Anexo 5).

La siguiente tabla presenta las velocidades de ajustes derivadas de los vectores de cointegración. Los vectores fueron normalizados, el primero por el IPMP y el segundo por el IPC de carne de pollo.

<b>CUADRO 22</b>				
<b>VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE</b>				
	IPMP	IPP B Aves	IPP Pollo	IPC Pollo
Vector de Cointegración	1.000	-2.430	0.000	1.800
Vector de Ajuste	-0.108	0.025	-0.005	-0.020
Valores t	-3.21	2.404	-0.363	-2.11
	IPMP	IPP B Aves	IPP Pollo	IPC Pollo
Vector de Cointegración	0.364	0.891	-2.642	1.000
Vector de Ajuste	-0.167	0.001	0.038	0.012
Valores t	-3.967	0.077	2.141	1.008

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Del anterior resultado se puede derivar las ecuaciones de cointegración o de largo plazo.

$$[1] \quad IPMP = 2.43IPPBAves - 1.8IPCPollo$$

$$[2] \quad IPCpollo = 2.642IPPpollo - 0.364IPMP - 0.891IPPBAves$$

Resolviendo el sistema se obtienen las siguientes ecuaciones:

$$[1] \quad IPMP = 2.43IPPBAves - 1.8IPCPollo$$

$$[3] \quad IPCpollo = 7.66IPPpollo - 5.15IPPBAves$$

Con respecto a la velocidad con que se ajustan estas variables al equilibrio, en el primer vector todas convergen a él, aunque el precio de las materias primas lo hace con mayor rapidez. Los demás precios, a pesar de tener velocidades significativamente diferentes de cero, tienen ajustes muy lentos. En el segundo vector las variables que convergen al equilibrio son los precios de las materias primas y al productor de carne pollo, las demás tienen parámetros de ajuste no significativos. Nuevamente, son las materias primas las que se ajustan más rápidamente ante desequilibrios en la relación de largo plazo.

Por último, se realizó un ejercicio adicional que consiste en incluir el costo de importación de carne de pollo dentro del análisis de largo plazo con las otras cuatro variables (Los resultados no se muestran). Ellos señalan que esta variable hace parte del vector de cointegración pero no recibe influencia de los demás precios presentes en la relación, al igual que el precio al productor y al consumidor de carne de pollo. Esto indica que el costo de importación de carne de pollo no afecta al precio nacional de la misma. Lo anterior se explica en la medida en que no se registran importaciones de pollo, debido entre otras razones a la existencia de licencia previa para las importaciones de este bien, por lo que, el costo de importación es solo un precio indicativo y no tendría efectos sobre los precios a nivel nacional.

En síntesis, los precios de los productos de la cadena de pollo presentan una relación de equilibrio entre todas las variables analizadas, sin embargo los precios al productor de pollo en una de las relaciones de precios no se encuentra involucrada. Dada la exogenidad de los precios de los alimentos balanceados y su débil ajuste ante desequilibrios en los precios, reducciones en los precios de las materias primas no afectarían sus precios en el largo plazo. De igual manera, los movimientos en los precios de los alimentos balanceados de aves no afectan el precio al productor de pollo, aunque este último sí podría afectar los precios al consumidor.

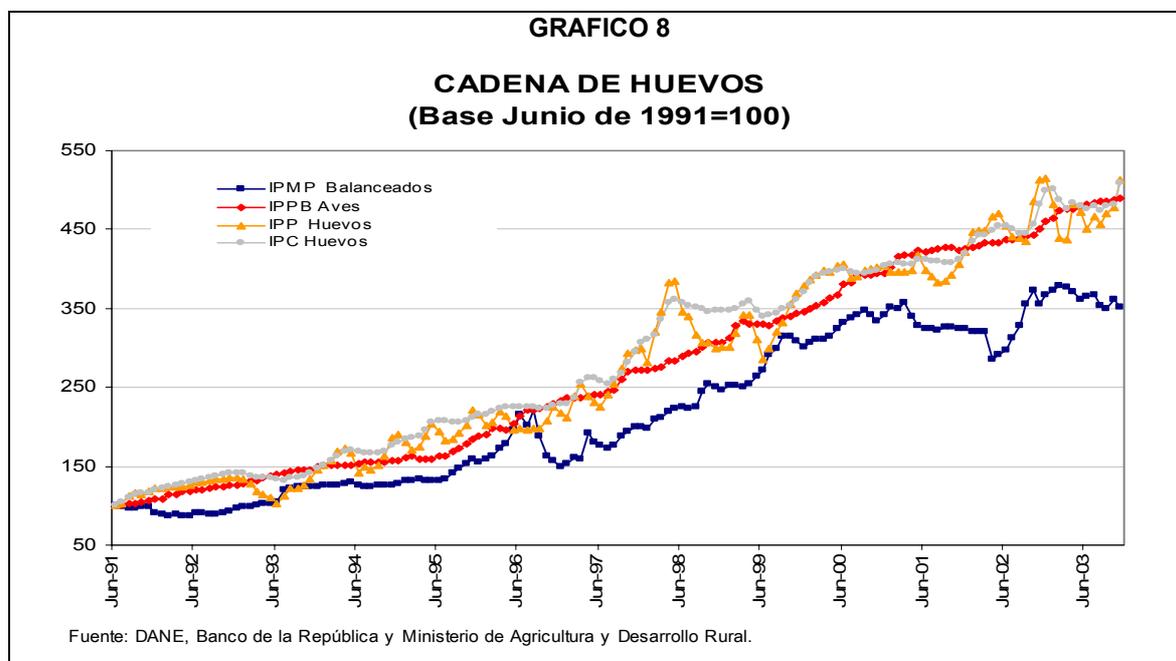
En general, los dos métodos de cointegración empleados sugieren que todas las variables tienen una relación de equilibrio de largo plazo, pero se presenta una ruptura en el sentido de la relación de precios, de insumo a producto, entre materias primas, alimento balanceado<sup>9</sup> y precio al productor de pollo. Por tanto, disminuciones en los aranceles de las materias primas no se estarían transmitiendo a los precios al productor, lo cual puede estar explicado por las estructuras de mercado prevalecientes, o por la mayor eficiencia en la utilización de alimento balanceado por parte de los productores de pollo, lo cual permite disminuir el efecto de las variaciones de las materias primas sobre los precios al productor de pollo. En la relación entre los precios al productor y consumidor de pollo, los dos métodos proporcionan diferentes resultados. Aun así, ellos sugieren que variaciones en los precios de las materias primas no tendrían efectos sobre el precio de los consumidores.

---

<sup>9</sup> Si bien en el procedimiento de Engle y Granger (Cuadro 4) la relación entre materias primas y alimento balanceado y entre este último y el precio al productor de pollo, la velocidad de ajuste resultó significativamente diferente de cero, este valor es muy pequeño y muestra que las velocidades entre estas relaciones estuvieron a punto de señalar no causalidad, por lo tanto la causalidad expresada entre ellos no es tan fuerte.

#### 4.8. Cadena Maíz Amarillo – Alimento Balanceado para Aves - Huevos

Para esta cadena se consideraron los índices de precios al productor y consumidor de huevo (IPP Huevos e IPC Huevos), el índice de precios al productor de alimentos balanceados para aves (IPP B Aves), y el índice ponderado de materias primas (IPMP).



Como se puede apreciar en el gráfico 8, el índice de precios de materias primas<sup>10</sup> se ubica por debajo de los índices de precios de los alimentos balanceados, que es el insumo básico para la elaboración de huevos, y por debajo de los precios de los huevos. De hecho se evidencia una tendencia de crecimiento menor. El IPP de Balanceados para Aves e IPC de huevos son afines, los cuales se caracterizan por presentar casi la misma tendencia de largo plazo, y poca variabilidad. Por su parte el precio de las materias primas y el precio al productor de huevos presentan mayor variabilidad que los primeros.

##### 4.8.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

En la medida en que para producir huevos se requiere alimento balanceado y este a su vez utiliza las mismas materias básicas referidas en la cadena anterior, las conclusiones obtenidas son las mismas para los primeros eslabones de la cadena.

En el cuadro 4 se observa que el precio al productor del alimento balanceado para aves además de que se encuentra cointegrado causa al precio al productor de huevo. Esto podría indicar que los productores de huevo han ganado menor eficiencia en la conversión del alimento que los productores de pollo. De hecho, el grado de integración de los huevos con la fabricación de alimentos es inferior a la de los productores de pollo.

De otra parte se encontró que los precios al productor de huevo no causan las variaciones de los precios al consumidor de este producto. Si bien ellos se encuentran en una relación de equilibrio de largo plazo (cointegrados), la causalidad de precio al productor hacia precio al consumidor no se presenta. El sentido de transmisión de precios en la cadena, de insumo a producto, no se hace

<sup>10</sup> Se refiere a un índice de precios construido con cifras precios de maíz amarillo, sorgo y soya.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

evidente a lo largo de este circuito productivo. Esto explica el hecho de que no exista una relación de causalidad desde las materias primas para la producción de balanceados hacia los precios al consumidor de huevo. Esta situación puede responder, en parte, a las imperfecciones en la comercialización de los bienes de la cadena y/o a que la producción de huevo involucra ciclos de cerca de 76 semanas entre la pollita y la terminación de postura, por tanto, la capacidad de ajuste ante variaciones en el mercado es mucho más restringida que en el mercado de pollo, donde el ciclo dura alrededor de 6 semanas.

#### 4.8.2. Método de Cointegración de Johansen

Los resultados econométricos hallados determinan como mejor representación del comportamiento de estas cuatro series un modelo DRIFT con ocho rezagos; y la existencia de una relación de cointegración o de largo plazo.

De acuerdo con la prueba de exclusión, las únicas variables que presentan dicha relación de largo plazo son los precios de las materias primas y los precios al productor de huevos. Dicho de otra manera, el precio de los alimentos balanceados y el precio al consumidor de los huevos no explican el comportamiento de los precios al productor de huevos ni el de las materias primas. En sentido contrario tampoco hay evidencia de que esto ocurra. La prueba de exogenidad sugiere que el precio al productor de huevo y de las materias primas se retroalimentan. En esta perspectiva, reducciones en los precios de las materias primas implicaría reducciones en el precio al productor de huevo, pero no tendría ningún impacto sobre el precio de los alimentos balanceados ni sobre el precio al consumidor de huevo. Estos resultados derivados de los anteriores análisis resultan contraintuitivos al funcionamiento del mercado.

Los resultados se pueden apreciar en el siguiente cuadro.

<b>CUADRO 23</b>											
<b>RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE HUEVOS</b>											
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSIÓN				EXOGENIDAD			
				IPP Huevos	IPC Huevos	IPMP	IPP B Aves	IPP Huevos	IPC Huevos	IPMP	IPP B Aves
DRIFT	8	1	3.84	6.54	1.57	5.49	0.36	5.86	0.24	3.89	0.16

Con respecto a cual de las dos variables cointegradas tiende ajustarse más rápido a la relación de equilibrio, los resultados sugieren que la velocidad de ellas es relativamente similar, a pesar que la velocidad de ajuste de las materias primas es mayor (0.119) que la del precio al productor de huevos (0.086, en valor absoluto). Para las demás variables las velocidades de ajustes no resultan estadísticamente significativas, por lo cual no se cuentan dentro del anterior análisis.

<b>CUADRO 24</b>				
<b>VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE</b>				
	IPP Huevos	IPC Huevos	IPMP	IPP B Aves
Vector de Cointegración	1.000	0.000	-1.065	0.000
Vector de Ajuste (VA)	-0.086	-0.002	0.119	-0.010
Valores t	-2.061	-0.124	3.446	-0.917

Del anterior cuadro se puede obtener la siguiente ecuación de largo plazo.

[1] 
$$IPPHuevos = 1.07IPMP$$

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

La anterior expresión sugiere que la relación es directa entre las dos variables. En otras palabras, incrementos en las materias primas inciden en incrementos para el productor de huevos.

Finalmente, a partir del modelo de corrección de errores derivado del modelo de cointegración definido arriba para esta cadena, se establecen relaciones de corto plazo entre las mismas variables (Ver resultados en el Anexo 5). De lo anterior se desprende que pese a que el alimento balanceado y el precio al consumidor de huevos no presentan una relación de largo plazo, éstas dos variables afectan y se ven afectadas por las demás. De hecho, los balanceados se encuentran afectados por el comportamiento de los precios de las materias primas y de los precios al productor y consumidor de huevos. A su vez, los precios del balanceado afectan a los precios de las materias primas, pero no a las demás variables. Adicionalmente, los resultados sugieren que en el corto plazo variaciones en los precios al productor de huevos afectan el comportamiento de los precios al consumidor.

En conclusión, si bien variaciones en el precio de las materias primas en el largo plazo no afectan los precios de los alimentos balanceados y estos a su vez no afectan los precios al productor de huevos, los resultados de los ejercicios anteriores sugieren que las variaciones en los precios de las materias primas sí tiene implicaciones directas sobre los precios al productor de huevos. En este sentido, reducciones en los precios de las materias primas implica reducciones en los precios de los huevos al productor, pero no necesariamente al consumidor. No obstante, estos resultados no son explicables dadas las características de funcionamiento del mercado de huevos.

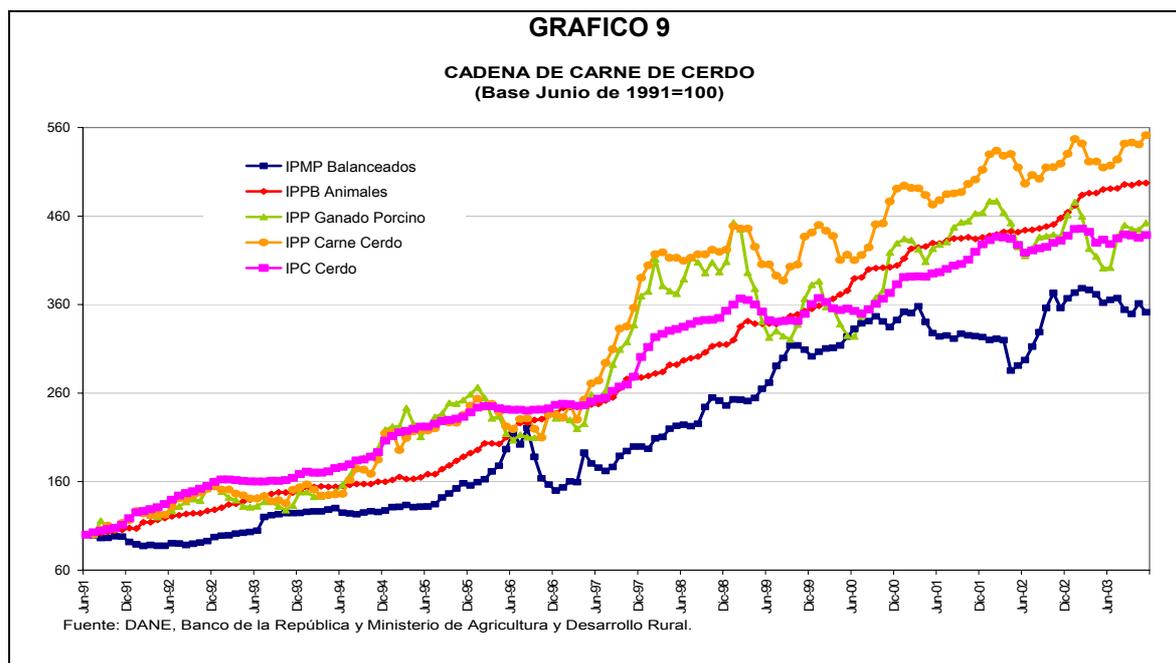
Finalmente, si descartamos los resultados obtenidos a través del método de Johansen y concluimos con el primer ejercicio, se puede deducir que no hay una relación entre el precio al productor y al consumidor de huevos, es decir, hay una ruptura en el sentido de la transmisión de los precios y por lo tanto no sería posible transmitir al consumidor las variaciones en el precio de las materias primas.

#### **4.9. Cadena Maíz Amarillo – Alimento Balanceado para Animales – Carne de Cerdo**

Para la cadena porcícola se consideraron las siguientes series:

IPMP:	Índice Ponderado de Materias Primas.
IPP B Animales:	Índice de precios al productor de alimento balanceado para animales.
IPP G Porcino:	Índice de precios al productor de ganado porcino.
IPP C Cerdo:	Índice de precios al productor de carne de cerdo.
IPC Cerdo:	Índice de precios al consumidor de carne de cerdo.

En esta cadena se evidencia que el índice de precios de las materias primas crece más lentamente que los precios del alimento balanceado para animales. Este último a su vez registra crecimientos mayores que los precios del porcino en pie y el precio al consumidor de cerdo. A su vez, el precio al productor de carne de cerdo aumenta más que los precios del porcino en pie. Igualmente se nota que la variabilidad de los precios de cada eslabón de la cadena es diferente. De hecho, el índice de precios al consumidor de la carne de cerdo tiene menor variabilidad que los precios al productor de porcino en pie y de carne.



#### 4.9.1. Procedimiento Bietápico de Engle y Granger

Como se observa en el Cuadro 4, los precios de los diferentes eslabones de la cadena se encuentran cointegrados por pares, con la excepción de la relación entre el precio al productor de ganado porcino y el precio al productor de carne de cerdo. Es decir, que los precios de estos dos últimos bienes se mueven por trayectos independientes entre si y por tanto no existe una relación de causalidad entre ellos en el largo plazo. No obstante, en el corto plazo (estimada por la prueba de causalidad en el sentido de Granger, Cuadro 5) movimientos en el precio del cerdo en pie tiene efectos transitorios sobre el precio al productor de carne de cerdo.

En los ejercicios se encontró que, a pesar de estar cointegrados, no existe una causalidad desde los precios del maíz y las demás materias primas hacia el alimento balanceado para animales. Aunque este último, si afecta al precio al productor de ganado porcino. De igual manera, no hay una transmisión (Causalidad) desde el precio al productor de carne hacia el precio al consumidor de carne de cerdo.

Pese a que existen quiebres importantes en la transmisión de precios en los diferentes eslabones, el precio al consumidor de cerdo si sigue las señales derivadas del costo de importación del mismo, a pesar de que las importaciones de este producto son marginales. En el año 2003, ellas ascendieron solamente al 1.6% del consumo aparente de carne de cerdo.

#### 4.9.2. Método de Cointegración de Johansen

La mejor representación de cointegración corresponde a un modelo CIDRIFT con cuatro rezagos y dos vectores de cointegración. Ambos vectores de cointegración señalan que todas las variables participan en la relación de equilibrio de largo plazo, es decir, todas las variables tienen el mismo patrón de comportamiento.

El análisis de exogenidad sugiere que los precios de los alimentos para animales, el precio al productor del porcino en pie y el de la carne de cerdo son variables exógenas. Mientras que el

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

precio de las materias primas y del consumidor de carne de cerdo son endógenas. Es decir, que las tres primeras participan en la definición de la formación de precios de las dos últimas.

En este sentido, las variaciones en el precio de los balanceados no están explicadas por las variaciones de los precios de las materias primas, posiblemente por las razones mencionadas en los acápite relacionados con la cadena pollo, y a su vez el balanceado no explica las variaciones de los precios al productor de ganado porcino. Adicionalmente, el precio al productor de la carne de cerdo no se explica por las variaciones en los precios del porcino en pie. Por su parte, el precio al consumidor de cerdo se explicaría por los movimientos de los precios de las otras variables.

Los resultados se pueden apreciar mejor en el siguiente cuadro.

<b>CUADRO 25</b>														
<b>RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE CARNE DE CERDO</b>														
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSIÓN					EXOGENIDAD				
					IPMP	IPP B Animales	IPP G Porcino	IPP C Cerdo	IPC Cerdo	IPMP	IPP B Animales	IPP G Porcino	IPP C Cerdo	IPC Cerdo
DRIFT	10	2	1 2	3.84 5.99	21.75	16.55	22.83	16	19.08	20.03	1.31	2.04	1.40	28.33
					23.18	16.77	23.98	21.39	26.02					

Las velocidades de ajuste son estadísticamente significativas solamente para las variables endógenas. Los resultados indican que el precio de las materias primas se ajusta con mayor rapidez que el precio al consumidor de carne de cerdo tanto en el primero como segundo vector de cointegración. Lo anterior se puede apreciar en el siguiente cuadro.

<b>CUADRO 26</b>					
<b>VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE</b>					
Primer Vector de Cointegración					
	IPMP	IPP B Animales	IPP G Porcino	IPP C Cerdo	IPC Cerdo
Vectores de Cointegración	-0.269	-0.432	-0.759	0.571	1.000
Vector de Ajuste	0.540	0.002	-0.161	-0.038	-0.151
Valores t	4.516	0.059	-1.216	-0.377	-6.065
Segundo Vector de Cointegración					
	IPMP	IPP B Animales	IPP G Porcino	IPP C Cerdo	IPC Cerdo
Vectores de Cointegración	0.094	0.093	-0.251	-0.605	1.000
Vector de Ajuste	-0.329	-0.028	-0.113	-0.085	-0.049
Valores t	-4.213	-1.313	-1.302	-1.282	-3.022

De los anteriores resultados se derivan las siguientes ecuaciones de cointegración o relaciones de largo plazo entre las variables.

$$[1] \text{ IPCCerdo} = -0.57\text{IPPCCerdo} + 0.75\text{IPPGPorcino} + 0.43\text{IPPBAnimales} + 0.26\text{IPMP}$$

$$[2] \text{ IPCCerdo} = 0.6\text{IPPCCerdo} + 0.25\text{IPPGPorcino} - 0.09\text{IPPBAnimales} - 0.09\text{IPMP}$$

Resolviendo el sistema obtenemos las siguientes ecuaciones

$$[1] \text{ IPCCerdo} = -0.57\text{IPPCCerdo} + 0.75\text{IPPGPorcino} + 0.43\text{IPPBAnimales} + 0.26\text{IPMP}$$

$$[3] \text{ IPMP} = 3.37\text{IPPCCerdo} - 1.42\text{IPPGPorcino} - 1.485\text{IPPBAnimales}$$

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Como se puede apreciar en las anteriores ecuaciones, el precio al consumidor de cerdo se relaciona con los precios al productor de carne de cerdo y del porcino en pie, al igual que con el precio de los alimentos balanceados y de las materias primas, en el sentido que indican los signos. De igual manera, el precio de las materias se relaciona con los precios al consumidor de cerdo, los precios al productor del porcino y con los precios al productor de los alimentos balanceados.

Los resultados derivados del modelo de corrección de errores señalan una mutua retroalimentación entre todas las variables del sistema en el corto plazo (Ver Anexo 5), excepto entre el precio al productor de ganado porcino y de carne de cerdo.

Finalmente, se efectuó un ejercicio de cointegración incorporando al sistema anterior un índice de costo de importación de carne de cerdo (resultados que no se presentan) en éste se encuentra dos vectores de cointegración definidos en un modelo CIDRIFT con cuatro rezagos. Lo relevante es señalar que este costo tiene una relación de largo plazo con las demás variables. Por lo tanto variaciones en el comportamiento de éste tiene implicaciones en la formación de precios de los demás bienes intermedios y finales de esta cadena.

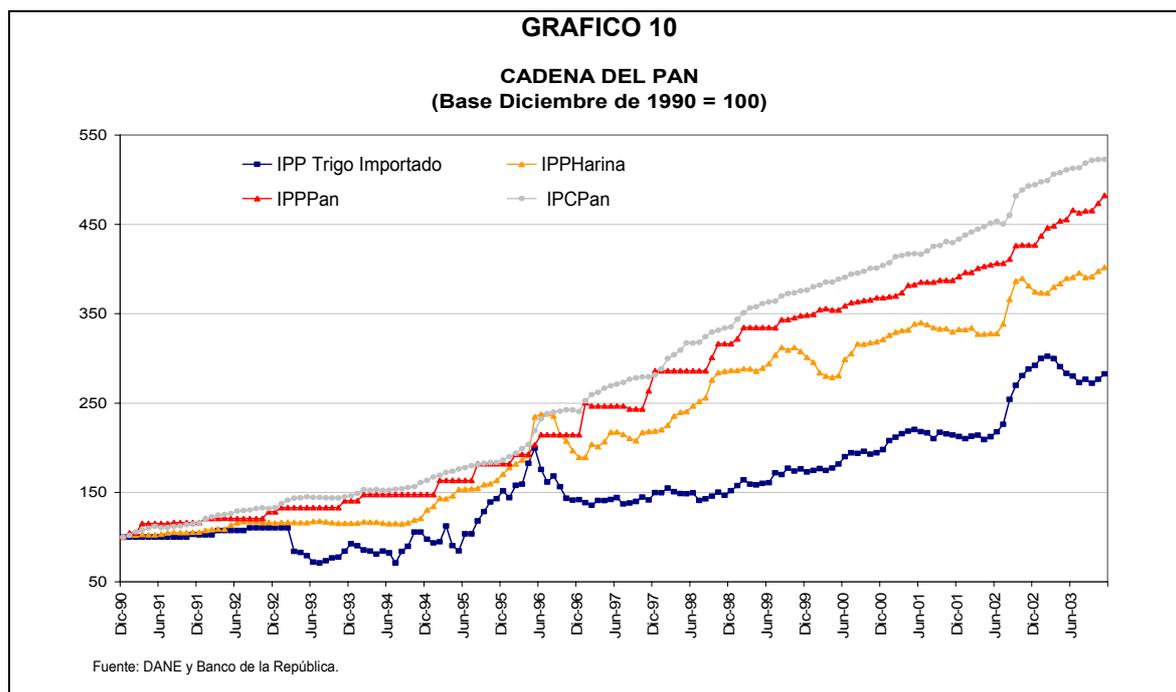
En conclusión, si bien todas las variables mantienen una relación de largo plazo, no existe una dependencia del precio de los balanceados para animales con el comportamiento de las materias primas, ni el ganado porcino depende del balanceado, ni la carne de cerdo del porcino en pie. En consecuencia, se puede inferir, que reducciones en las materias primas no afectarían a los demás eslabones de la cadena, excepto al precio al consumidor de carne de cerdo.

Una conclusión general obtenida por los dos métodos de estimación consiste en que se evidencia una ruptura entre los precios de las materias primas y el alimento balanceado para animales, al igual que entre los precios del cerdo en pie y los de la carne de cerdo al productor. En consecuencia, reducciones en los precios de las materias primas, siguiendo la lógica de insumo a producto, no implican reducciones en los precios al consumidor de cerdo.

#### **4.10. Cadena del Pan**

Para esta cadena se consideraron los índices de precio al productor de trigo importado (IPP Trigo Importado), el índice de precios al productor de harina y de pan (IPP Harina, IPP Pan), y el índice de precios al consumidor de pan (IPC Pan).

Como se puede apreciar, el comportamiento del IPP de trigo importado no es similar al de las demás variables. Es más, mientras que los otros tres índices crecieron de manera similar, en promedio anual alrededor del 12,3% durante los últimos 12 años, el IPP de trigo importado creció en el mismo periodo en promedio anual en un 10%. De tal forma que podríamos estar considerando de manera intuitiva que este índice no se encuentra cointegrado con las demás. Sin embargo, para evitar subjetividades a partir de diagnósticos visuales y de estadísticas descriptivas, a continuación se presenta los resultados efectuados a partir de la metodología de Johansen.



#### 4.10.1. Método de Cointegración de Johansen

Los resultados econométricos muestran como mejor modelo la representación DRIFT con dos rezagos, el cual considera la existencia de dos vectores de cointegración.

De acuerdo con los mismos resultados, tanto en el primero como en el segundo vector de cointegración el precio del trigo importado se considera como variable excluida de la relación de cointegración. En otras palabras, esta variable no presenta una relación de largo plazo afín a la de las demás, lo cual implica que el precio del trigo importado no hace parte de la relación de precios de la cadena. En el largo plazo, las variaciones en el precio del trigo importado no influyen en el comportamiento de los precios de los demás productos de la cadena, y por tanto, reducciones en ésta no conllevan necesariamente a reducciones en los precios a los productores y consumidores. No obstante, en el corto plazo, como se indica más adelante, el precio del trigo importado si tiene efectos temporales sobre la harina y el precio al consumidor de pan.

Los resultados derivados del modelo de cointegración llevan a concluir que tanto en el primero como en el segundo vector, los índices de precios al productor y consumidor de pan se encuentran cointegrados, es decir, estos precios sostienen una relación de equilibrio en el largo plazo.

Con respecto a la harina de trigo, los resultados sugieren que al menos en un vector de cointegración, su precio se encuentra dentro de la relación de equilibrio con los precios al productor y al consumidor de pan. No obstante, dentro del primer vector no hay evidencia que confirme esta hipótesis. Dicho de otra manera, existe menos evidencia de la relación entre la harina de trigo y el precio al productor y al consumidor de pan, que entre estos dos últimos. Estos resultados tienen sentido en la medida en que menos de una tercera parte de los costos de producción de pan corresponden a la harina.

Con respecto a la exogenidad, los ejercicios muestran que todas las variables no excluidas de la relación de cointegración son endógenas y por lo tanto existe un mecanismo de retroalimentación entre ellas. Los resultados se pueden apreciar mejor en el siguiente cuadro.

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

**CUADRO 27**  
**RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE PAN**

Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Vector	Valor Crítico	EXCLUSIÓN				EXOGENIDAD			
					IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pan	IPC Pan	IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pan	IPC Pan
DRIFT	2	2	1	3.84	0.94	3.08	12.36	7.57	0.81	6.42	19.66	5.27
			2	5.99	0.95	11.73	23.21	18.02				

Los siguientes resultados presentan las respectivas velocidades de ajuste para las cuatro variables en estudio. La velocidad de ajuste se refiere a la rapidez con que una variable retorna a su equilibrio de largo plazo con las demás, cuando se presenta un choque sobre ella.

Es importante anotar que estas velocidades dependen del vector de cointegración que se este analizando. Por ejemplo, en el primer vector, el IPP Pan aparece como única variable cuya velocidad (0.28) es estadísticamente diferente de cero, es decir, es la variable que se ajusta a la senda de equilibrio de largo plazo ante variaciones en las demás variables. Con respecto al segundo vector, el IPP de Harina e IPC de Pan son las variables que presentan velocidades diferentes de cero (0.04, 0.01, respectivamente). Finalmente, se puede decir, que a pesar que estas últimas velocidades son estadísticamente diferentes de cero, los ajustes de estas dos son demasiado lentos si se compara con la velocidad del IPP de Pan.

**CUADRO 28**  
**VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE**

Primer Vector de Cointegración

	IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pan	IPC Pan
Vectores de Cointegración	0.000	0.000	1.000	-0.955
Vector de Ajuste (VA)	0.189	0.043	-0.283	0.031
Valores t del VA	1.170	0.607	-4.669	1.219

Segundo Vector de Cointegración

	IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pan	IPC Pan
Vectores de Cointegración	0.000	-2.001	0.955	1.000
Vector de Ajuste (VA)	0.021	0.042	-0.023	-0.015
Valores t del VA	0.566	2.578	-1.694	-2.571

Dado los anteriores resultados, se puede establecer las siguientes ecuaciones de largo plazo.

[1]  $IPC_{Pan} = 1.05IPP_{Pan}$

[2]  $IPC_{Pan} = -0.96IPP_{pan} + 2.00IPPHarina$

Reemplazando la ecuación [1] en la [2] se obtiene el siguiente sistema

[1]  $IPC_{Pan} = 1.05IPP_{Pan}$

[3]  $IPP_{Pan} = 0.99IPPHarina$

La ecuación [1] nos sugiere que el precio al consumidor del pan se encuentra directamente relacionado con el precio al productor del pan en una proporción cercana a la unidad (1.05). De

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

esta forma, una variación del 10% en el precio al productor del pan implica un cambio de 10.5% en el precio al consumidor del mismo. Cabe aclarar que los parámetros son elasticidades precio – precio en forma directa en la medida en que las series fueron transformadas mediante logaritmos.

La ecuación [3] nos indica que el precio al productor del pan está directamente relacionado con el precio al productor de la harina, igualmente, en una magnitud cercana a la unidad (0.99). Por lo tanto, las variaciones en el precio de la harina conducen a una variación casi proporcional.

Por último, con respecto al modelo de corrección de error se establecen las siguientes relaciones de corto plazo (Ver Anexo 5):

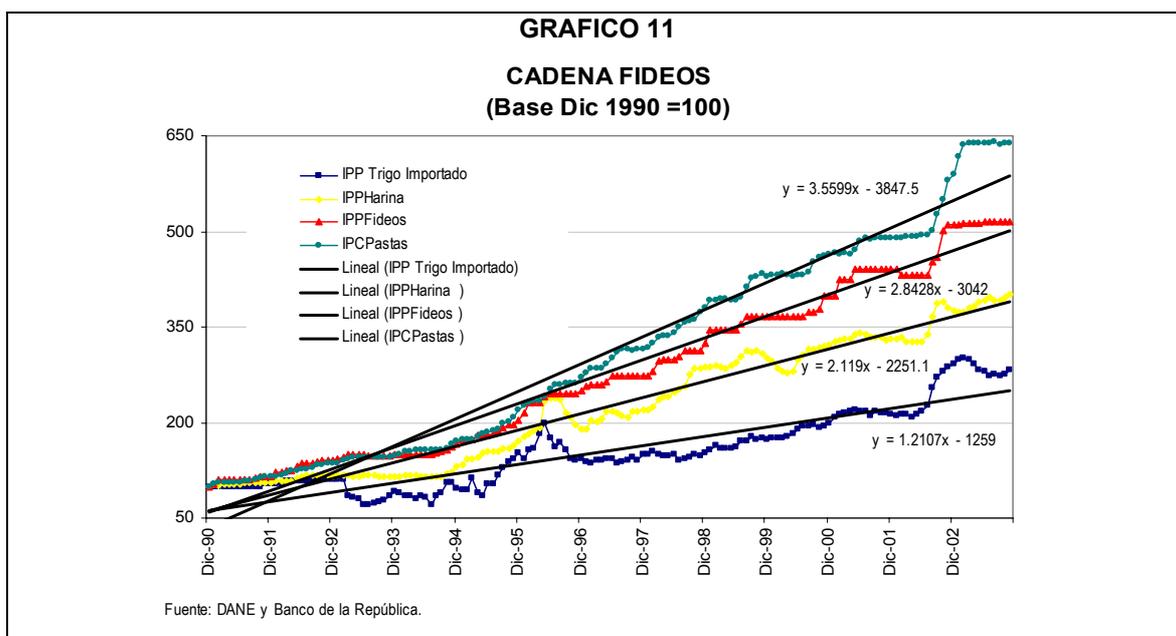
- A pesar que el IPP de Trigo Importado no presenta una relación de largo plazo con las demás, ésta afecta en el corto plazo el IPP de Harina e IPC de Pan.
- El IPP de harina afecta el comportamiento del IPP e IPC de pan.

En síntesis, los precios del trigo importado no presentan una relación de largo plazo con los precios de la harina y los precios al productor y al consumidor de pan. No obstante, en el corto plazo ella sí afecta a los demás precios. En consecuencia, si el patrón de comportamiento de los precios continúa como los observados, reducciones en el precio del trigo importado no afectan los precios de los demás eslabones de la cadena.

#### 4.11. Cadena de Fideos

Para esta cadena se consideraron los índices de precio al productor de trigo importado (IPP Trigo importado), el índice de precios al productor de harina y de pastas (IPP Harina, IPP Pastas) y el índice de precios al consumidor de fideos (IPC Fideos).

Como se observa en el gráfico 11, los precios nominales del trigo importado, materia prima básica para al elaboración de bienes intermedios (harina de trigo) y finales (fideos y pastas para seco), crecieron a un ritmo mucho menor que los precios de los bienes derivados en la producción y al consumidor.



**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

Obsérvese que la pendiente del IPP del trigo importado es inferior al del IPP de la harina de trigo, que esta última es inferior a la del IPP de los fideos y esta a la de pasta al consumidor final (IPC). Esto sugiere que el menor crecimiento de la materia prima básica importada no se traslada totalmente en la cadena hasta el consumidor final: A lo largo de la cadena deben jugar otros factores que determinan el comportamiento de los precios de cada eslabón de la misma.

#### 4.11.1. Método de Cointegración de Johansen

Los resultados muestran como mejor modelo la representación CIDRIFT con tres rezagos y un vector de cointegración. De acuerdo con estos resultados, las variables trigo importado y precio al consumidor de fideos resultan no cointegradas (excluidas del vector). Esto implica, que al igual que en el caso de la cadena del pan, el precio del trigo importado no influye en el largo plazo sobre los precios de los bienes intermedios y finales de esta cadena. Por tanto, reducciones en ésta no conllevan necesariamente a reducciones en los precios a los productores y consumidores. No obstante, en el corto plazo, las variaciones de los precios del trigo importado tienen efectos transitorios sobre los precios de los demás productos de la cadena.

Los resultados obtenidos indican que las únicas variables no excluidas de la relación de cointegración son los precios al productor de harina y pastas. A su vez, estas dos variables son endógenas, lo cual significa que existe un mecanismo de retroalimentación entre ellas. Es decir, variaciones en una de las dos inciden en el largo plazo en el comportamiento de la otra. Los resultados se pueden apreciar en la siguiente tabla.

CUADRO 29												
RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN EN LA CADENA DE FIDEOS												
Modelo	Rezagos	Vectores de Cointegración	Valor Crítico	EXCLUSIÓN					EXOGENIDAD			
				IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pastas	IPC Fideos	Tendencia	IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pastas	IPC Fideos
CIDRIFT	3	1	3.84	2.32	7.63	4.99	0.09	5.48	1.26	5.03	5.36	0.29

Con respecto a las variables endógenas, IPP Harina e IPP Pastas, sus velocidades de ajustes son relativamente similares (0.16, 0.12, respectivamente) e indican que ante variaciones en las demás variables estas se ajustan de manera lenta. La siguiente tabla presenta estos resultados.

CUADRO 30					
VECTOR DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE					
	IPP Trigo importado	IPP Harina	IPP Pastas	IPC Fideos	Tendencia
Vectores de Cointegración	0.000	-0.697	1.000	0.000	-0.004
Vector de Ajuste (VA)	-0.041	0.162	-0.127	-0.039	
Valores t del VA	-0.303	2.693	-3.375	-1.593	

Dado estos resultados, se puede plantear la siguiente relación de cointegración entre las variables endógenas, lo cual indica que existe una relación directa entre los precios de la harina y el precio al productor de pastas.

[1] 
$$IPPPastas = 0.7IPPHarina + 0.004t$$

Finalmente, con respecto al modelo de corrección de errores derivado del modelo de cointegración, se resaltan las siguientes relaciones de corto plazo (Ver resultados en el Anexo 5).

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

- A pesar de que el precio de trigo importado y el precio al consumidor de fideos no se encuentran dentro de la relación de cointegración, estas variables afectan a las demás. En particular, el IPP de trigo importado afecta a todas las demás variables, y el IPC de fideos afecta solo al IPP de pastas.

En conclusión, en el largo plazo, los precios del trigo importado no tienen influencia sobre los precios de la harina y los precios al productor y al consumidor de pastas. Sin embargo, en el corto plazo, el trigo importado sí afecta de forma transitoria a los demás precios.

## **5. Conclusión general**

Una vez revisados los resultados de las diferentes metodologías de estimación utilizadas se encontró que en la mayoría de cadenas productivas se producen rupturas en el sentido de la transmisión de precios entre algunos eslabones, por tanto, las variaciones en los precios de las materias primas no necesariamente se transfieren al precio al consumidor final.

**BIBLIOGRAFIA**

- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427 – 431.
- Doornik, J.A. & Hansen, H. (1994). An omnibus test for univariate and multivariate normality. Working Paper, Nuffield College, Oxford.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251 – 276.
- Hansen, H. & Juselius, K. (2002). CATS in RATS. *Cointegration Analysis of Time Series*.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231 – 254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551 – 1580.
- Johansen, S. (1992a) Cointegration in Partial System and the Efficiency of Single-Equation Analysis. *Journal of Econometrics*, 52, 389 – 402.
- Johansen, S. (1992b) Determination of the Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383 – 397.
- Johansen, S. (1994a), Identifying Restrictions of Linear Equations. *Journal of Econometrics*. Forthcoming.
- Johansen, S. (1994b), The role of the Constant Term in Cointegration Analysis of Non-Stationary Variables. *Econometrics Reviews*. Forthcoming.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169 – 210.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211 – 244.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1994). Identification of the Long Run and the Short-Run Structure. An Application to the ISLM Model. *Journal of Econometrics*. Forthcoming.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer - Verlag.
- Martínez Covaleda, Héctor J. y Acevedo, Ximena. La cadena de alimentos balanceados para animales (aba) en Colombia: una mirada global de su estructura y dinámica. Documento de trabajo No. 01, Ministerio de Agricultura – Observatorio Agrocadenas Colombia, Febrero 2003, <http://www.agrocadenas.gov.co>

## ANEXO 1.1 PROCEDIMIENTO BIETAPICO DE ENGLE Y GRANGER

El Procedimiento Bietápico de Engle y Granger, (1987)<sup>11</sup>, **PBE&G**, como su nombre lo indica, determina la existencia o no de una relación de cointegración a partir de un procedimientos secuenciales. Estas dos etapas siguen la filosofía del *Teorema de la Representación de Granger*, el cual considera que si un conjunto de variables están cointegradas se admite una representación del Modelo de Corrección de Error (**MCE**), y a su vez, una representación de un conjunto de variables por un **MCE** implica que dichas variables se encuentran cointegradas.

La primera etapa del **PBE&G** consiste en efectuar una regresión entre variables no estacionarias integradas de orden uno,  $I(1)$ ; y mediante mínimos cuadrados ordinarios evaluar si los residuales derivados,  $E_t^*$ , son estacionarios o integrados de orden cero,  $I(0)$ . Así:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + E_t$$

donde  $Y_t, X_t$  son  $I(1)$ , y  $E_t^*$  son  $I(0)$

Si lo anterior se cumple, se considera que estas variables están cointegradas y se continúa con la segunda etapa, en la cual se establecen **MCE** de la siguiente manera:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} \Delta X_{t-i} + \delta_1 E_{t-1}^* + \nu_{1,t}$$

$$X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p \omega_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \omega_{2,i} \Delta X_{t-i} + \delta_2 E_{t-1}^* + \nu_{2,t}$$

Donde,  $p$  es el número de rezagos, y  $\delta_1$  y  $\delta_2$  son las velocidades de ajustes de las variables  $Y_t$  y  $X_t$ , de manera respectiva. La estimación en los **MCE**, al igual que en la primera etapa se efectúa mediante mínimos cuadrados ordinarios. Lo pertinente en esta etapa es que los residuales derivados de ella,  $\nu_{1,t}$  y  $\nu_{2,t}$ , sean ruido blanco; y que al menos una de las velocidades de ajuste sea no nula, para todo  $i = 1, 2$ . De lo contrario, las variables  $Y_t$  y  $X_t$  no admiten una representación de **MCE**, y por ende no se encuentran cointegradas.

Adicionalmente, el **MCE** se puede aprovechar para discernir análisis de causalidades entre las variables, lo cual se efectúa observando la nulidad del parámetro de velocidad de ajuste. Por ejemplo si  $\delta_2$  resulta ser nulo, significa que la variable  $Y_t$  no causa a  $X_t$ .

Este procedimiento tiene una limitante, exige que las series analizadas estén integradas de orden 1. Para los casos en los cuales las series no presenten este comportamiento, existe una metodología que permite analizar las relaciones de causalidad entre las series (unidireccional o bidireccional), por lo menos en el corto plazo. En este caso se acude a una representación de Vectores Autorregresivos (VAR) en niveles y se prueban las relaciones entre las series a partir de la prueba de hipótesis de Causalidad en el Sentido de Granger (véase Lütkepohl, 1993).

<sup>11</sup> A nivel de texto véase Suriñach et al (1995, Pág. 53 – 80)

## ANEXO 1.2 METODO DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

### Conceptos Básicos

A diferencia del PBE&G, la metodología de Johansen consiste en determinar cointegración o relaciones de largo plazo en sistemas de mas de 2 variables ( $k$ ). Esto implica que las relaciones de largo plazo,  $r$ , entre las distintas variables pueden ser más de una. Para ello se parte de una representación de Vectores Autorregresivos, VAR ( $p$ ), y definiendo a cada una de las  $k$  componentes del sistema  $Y_{it}, i = 1, \dots, k$ , tenemos:

*Representación VAR ( $p$ )*

$$[11] \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{kt} \end{bmatrix} = Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \lambda t + \varepsilon_t$$

donde:

$c$  = Vector de parámetros constantes de dimensión ( $k \times 1$ )

$A_j$  = Matrices de parámetros asociados a cada una de las variables  $Y_{it}, i = 1, \dots, k$

$p$  = Longitud del rezago con el cual se describe la dinámica del sistema.

$\varepsilon_t$  = Perturbación o componente aleatorio, el cual se define como proceso de ruido blanco multivariado Gaussiano o normal. En otras palabras, proceso idénticamente independiente distribuido normal multivariado, (*niid*)

$\lambda$  = Vector de parámetros correspondiente al componente de tendencia.

Ahora, diferenciando a cada una de las componentes  $Y_{it}$ , la representación [11] puede ser reformulada y llevarse a una expresión de modelos de corrección de errores<sup>12</sup>, la cual es la siguiente:

*Modelo de Corrección de Errores (MCE)*

$$[12] \begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \Delta Y_{2t} \\ \vdots \\ \Delta Y_{kt} \end{bmatrix} = \Delta Y_t = c + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \lambda t + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde:

$\Delta Y_{jt} = Y_{jt} - Y_{jt-1}$ , para  $i = 1, \dots, k$ .

$\Gamma_j$  se definen matrices de corto plazo, las cuales relacionan las variables del sistema en diferencia.

$\Pi = \alpha\beta'$  Matriz de cointegración la cual es equivalente al producto entre las matrices de ajustes ( $\alpha$ ) y la matriz de vectores de cointegración ( $\beta$ ). Estas últimas son de dimensión ( $k \times r$ ) y ( $r \times k$ ), de manera respectiva. Y donde  $r$  es el numero de vectores de cointegración los cuales están dentro del rango  $0 < r < k$ .

Dado lo anterior, la metodología de Johansen efectúa mediante el método de máxima verosimilitud la estimación conjunta de parámetros tanto del VAR ( $p$ ) como del MCE afín. Para ello, es necesario a priori definir el número de vectores de cointegración ( $r$ ), el orden de rezago ( $p$ ), y las

<sup>12</sup> La demostración de como el VAR( $p$ ) es llevado a un MCE se puede apreciar en Lütkepohl (1991, capítulo 11)

componentes determinísticas tanto en los dos modelos. Esto no significa que estos tres elementos sean definidos de manera arbitraria.

### **Modelos de Cointegración**

Con el ánimo de identificar mejor los diferentes componentes dentro de la relación de cointegración, Johansen (1994a, 1994b) extendió matemáticamente el MCE [12]. De acuerdo con éste autor, los componentes determinísticos  $(c, \lambda)$  pueden ser decompuestos de la siguiente manera.

$$c = \alpha c_1 + \alpha_{\perp} c_2$$

$$\lambda = \alpha \lambda_1 + \alpha_{\perp} \lambda_2$$

donde  $\alpha_{\perp}$ , es el complemento ortogonal de  $\alpha$ <sup>13</sup>. Por lo tanto, el MCE definido en [12] es:

*MCE de Johansen*

$$\Delta Y_t = \alpha c_1 + \alpha_{\perp} c_2 + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \alpha \lambda_1 t + \alpha_{\perp} \lambda_2 t + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

De acuerdo con Johansen, esta última representación permite establecer las siguientes cinco posibilidades de relaciones de cointegración.

#### **Caso 1:**

$c_1 \neq 0, c_2 \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0$ . Modelo sin ningún tipo de restricciones sobre cualquier componente determinístico. Este se aplica para un conjunto de series que presenten comportamiento cuadrático.

#### **Caso 2:**

$c_1 \neq 0, c_2 \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 = 0$ . Modelo denominado *CIDRIFT*, el cual excluye tendencias cuadráticas en las series. A demás, este modelo significa que la tendencia lineal se encuentra dentro de la relación de cointegración.

#### **Caso 3:**

$c_1 \neq 0, c_2 \neq 0, \lambda_1 = 0, \lambda_2 = 0$ . Modelo denominado *DRIFT*, el cual permite modelar series con tendencia lineal<sup>14</sup>, pero ésta no se encuentra dentro de la relación de cointegración.

#### **Caso 4:**

$c_1 \neq 0, c_2 = 0, \lambda_1 = 0, \lambda_2 = 0$ . Modelo dentro de la literatura econométrica definido como *CIMEAN*. Este se caracteriza por considerar cointegración para series sin tendencia lineal.

#### **Caso 5**

$c_1 = 0, c_2 = 0, \lambda_1 = 0, \lambda_2 = 0$ . Modelo *NONE*, el cual considera cointegración sin ningún componente determinístico.

En la práctica la identificación de un modelo para un conjunto de series que posiblemente se encuentran cointegrados, lleva a considerar en el análisis al menos dos tipos de modelos (modelos candidatos). Los cuales, por general, son los casos continuos. Por ejemplo, si se tienen series sin

<sup>13</sup> Para una definición formal del complemento ortogonal de un vector, se puede consultar Magnus & Neudecker (1989). Aquí no entramos en estos detalles

<sup>14</sup> Aparentemente el MCE sería en este caso

$$\Delta Y_t = \alpha c_1 + \alpha_{\perp} c_2 + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

por lo cual uno estaría inducido a afirmar la no existencia de tendencia lineal. Sin embargo, Lütkepohl (1991) demuestra que series no estacionarias definidas con componentes constantes o interceptos implica que éstas poseen componentes de tendencia lineal. Para mejores detalles véase Lütkepohl (1991, capítulo 11).

tendencia lineal y cuadrática, el modelo óptimo<sup>15</sup> se halla entre las representaciones *CIMEAN* y *NONE*. Si fuera el caso de tenerse series con tendencia lineal, el modelo óptimo se encontraría entre las representaciones *CIDRIFT* y *DRIFT*.

**Determinación del número de relaciones de Cointegración (r) y el orden de rezago (p).**

Por modelo óptimo se entiende dentro de la literatura econométrica como aquella representación matemática – estadística aplicada a un conjunto de observaciones; que garantiza los supuestos impuestos dentro de la respectiva teoría. En este caso, para la metodología de Johansen, la validación consiste en garantizar que las perturbaciones,  $\varepsilon_t$ , son idénticamente independientes normal multivariado distribuidas (*niid*). Lo cual se lleva a cabo al analizar los residuales derivados,  $\hat{\varepsilon}_t$ , de la estimación de máxima verosimilitud; y que se esperan que sean posibles realizaciones de las perturbaciones. Es decir, que  $\hat{\varepsilon}_t$  tenga un comportamiento de un proceso (*niid*). Para esto último, se emplean pruebas de hipótesis<sup>16</sup> sobre los residuales de los diferentes modelos candidatos.

En la práctica existe la posibilidad que muchos de los modelos candidatos sean óptimos. Es decir, que halla más de uno para los cuales sus residuales garantizan un comportamiento afín a un (*niid*). En estos casos, la selección del mejor de ellos se efectúa a partir de los criterios de información Hannan – Quinn (HQ) y Schwarz (SC)<sup>17</sup>, los cuales identifican el mejor modelo y el rezago correspondiente (p).

Finalmente, ya definido el mejor modelo óptimo, por medio de la prueba estadística de la traza<sup>18</sup> se puede identificar el número de vectores de cointegración (r). La cual se define

$$L_{traza} = -T \sum_{i=r+1}^p Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

y cuya distribución asintótica existe, más no está definida (véase Juselius & Juselius, 1990).

Donde

$T$  = Longitud de las observaciones disponibles.

$\hat{\lambda}_i$  = Valores propios derivados de la función de máxima verosimilitud.

**Otros Aspectos**

Otras dos pruebas estadísticas adicionales dentro de la metodología de Johansen son la Exclusión y Exogenidad, las cuales se efectúan sobre la matriz de cointegración  $\Pi$ . Partiendo de la definición de ésta tenemos

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha \beta' Y_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \dots & \alpha_{1r} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \dots & \alpha_{2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{k1} & \alpha_{k2} & \dots & \alpha_{kr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \dots & \beta_{k1} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \dots & \beta_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{1r} & \beta_{2r} & \dots & \beta_{kr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ \vdots \\ Y_{kt-1} \end{bmatrix}$$

<sup>15</sup> La definición del modelo óptimo se describirá en la siguiente subsección.

<sup>16</sup> En la siguiente sección se mencionan las pruebas empleadas en este estudio para garantizar que los residuales son posibles realizaciones de un proceso Ruido Blanco Gaussiano.

<sup>17</sup> En términos generales, un criterio de información es un índice de distancia entre el modelo propuesto y el posible modelo correcto. Por lo cual, la distancia menor indica el modelo más cercano al modelo correcto. Sin embargo, a diferencia de otras distancias, estos criterios pueden tener magnitudes negativas, implicando que el mínimo es aquel en términos aritméticos, y no en valor absoluto.

<sup>18</sup> Para ver mayores detalles de esta prueba se puede consultar los artículos Johansen & Juselius (1990,1992, 1994), Johansen (1988,1991). A nivel de texto véase el manual de CATS in RATS Hansen & Juselius (2002).

**Observatorio Agrocadenas Colombia**  
**Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural**

En particular la variable  $Y_{it}$ , para cualquier  $i = 1, \dots, k$  se define Excluida de la relación de cointegración si  $\beta_{i1} = \beta_{i2} = \dots = \beta_{ir} = 0$ ; y variable Exógena si  $\alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \dots = \alpha_{ir} = 0$ . Finalmente, la distribución asintótica de ambas estadísticas es un  $\chi^2(r)$  "Chi cuadrado" con  $r$  grados de libertad.