

**INTEGRACIÓN ESPACIAL DEL MERCADO DE LA PAPA EN EL VALLE DEL CAUCA:
Dos aproximaciones diferentes, una misma conclusión**

Por:

Julio Cesar Alonso
Vanesa Montoya

No. 6, Marzo 2006

BORRADORES DE ECONOMÍA Y FINANZAS

Editor

Jhon James Mora

Jefe, Departamento de Economía

jjmora@icesi.edu.co

Asistente de edición

Stephanie Vergara Rojas

Gestión editorial

Departamento de Economía – Universidad ICESI

Contenido:

- 1.- Introducción
 - 2.- Breve revisión bibliográfica
 - 2.1.- Aproximación de switching regression models
 - 2.2.- Aproximación convencional
 - 3.- Datos y Mercados
 - 4.- Cointegración e integración del mercado de la papa en el Valle del Cauca
 - 5.- Cohesión como medida de integración del mercado de la papa en el Valle del Cauca
 - 6.- Comentarios Finales
 - 7.- Referencias
- ANEXOS

27 páginas

ISSN 1900-1568

Primera edición, marzo de 2006

INTEGRACIÓN ESPACIAL DEL MERCADO DE LA PAPA EN EL VALLE DEL CAUCA: Dos aproximaciones diferentes, una misma conclusión

Julio Cesar Alonso¹
Vanesa Montoya²

Resumen: Este documento estudia la integración espacial del mercado de la papa parda pastusa para el Valle del Cauca. Para tal fin, se emplean datos semanales para el periodo 2003:52 – 2005:42. A partir de un análisis tradicional de cointegración y una aproximación novedosa que implica el cálculo de la cohesión de las series (sugerido por Croux, Forni y Reichlin (2001)), se concluye que este mercado se encuentra integrado espacialmente para el Valle. Se encuentra que la correlación dinámica entre los mercados tiende a ser más grandes en el largo plazo que para periodos cortos como menos de dos semanas y media. Se concluye que cambios en los precios del mercado de Cali ‘antecedan’ a los precios de ciudades como Armenia, Bogotá, Manizales y Pasto, lo cual brinda evidencia a favor que el mercado de Cali actúa como el mercado “centro”.

Abstract: This paper analyses the potato market spatial integration for Valle del Cauca. We use weekly potato prices for the period 2003:52 – 2005:42. Traditional cointegration analysis has been applied as well as an innovative approach: dynamic co-movement. This new approach implies measures of time series cohesion (suggested by Croux, Forni and Reichlin (2001)). Results indicate spatial market integration for Valle del Cauca. The time series traditional methods also show that changes in Cali's market prices precede changes in market prices of Armenia, Bogotá, Manizales and Pasto. This result supports the evidence that Cali acts as a central market. Furthermore, dynamic correlations are stronger in the long run than in relatively short periods of less than two and a half weeks.

Palabras claves: Integración espacial de mercados, Co-movimientos, cointegración, papa parda pastusa, Colombia, Valle del Cauca.

Clasificación JEL: D400, D490, R320, C220, C490

¹ Director Centro de Investigaciones en Economía y Finanzas de la Universidad Icesi (CIENFI). Profesor tiempo completo. E-mail: jcalonso@icesi.edu.co

² Asistente de investigación CIENFI. Estudiante Economía y Negocios Internacionales Icesi.

1.- Introducción

Los economistas afirmamos que el precio en un mercado corresponde a una señal para los agentes de qué tan relativamente escaso o abundante es un producto. Ahora bien, en cursos introductorios se presentan ejercicios como el siguiente: consideremos el mismo bien o servicio en dos mercados geográficos diferentes (por ejemplo mercado A y B); entonces el aumento súbito en el precio en el mercado A (ceteris paribus) será un indicio de que el producto se ha vuelto más escaso en el mercado A que en el B. De existir posibilidades de arbitraje entre los dos mercados, el aumento del precio en el mercado A provocará que algunos agentes estén dispuestos a transportar el producto del mercado geográfico B al A (siempre y cuando la diferencia permita cubrir los costos de transacción de la operación). Al final, tendremos que el precio en el mercado A disminuirá un poco y en el B aumentará un poco.

Este mecanismo de "integración" entre los mercados implica que los precios en los diferentes mercados geográficos de un mismo producto deben tener una relación de largo plazo. La integración de los mercados regionales nacionales por ende equivale a que se cumpla la Ley del Precio Único, es decir, que un producto que sea fácilmente y libremente comercializado en un mercado perfectamente competitivo, debe tener el mismo precio en todas partes (precio de equilibrio internacional o precio mundial).

La ley de un solo precio en su versión más estricta implica suponer cero costos de transporte y de transacción. Si se es más flexible con el supuesto de costos de transacción iguales a cero, se puede reinterpretar el fenómeno de la integración de dos regiones en un mismo mercado de un bien homogéneo, observando el comportamiento de los precios de ambos mercados.

Si los precios del bien difieren exactamente en la magnitud de los costos intraregionales de transporte y demás costos de oportunidad, entonces se dirá que el mercado está integrado bajo arbitraje eficiente (Sexton, Kling y Carman (1991)). Esto implica que los mercados están integrados si hay suficiente agentes que ejercen el arbitraje entre los dos mercados, de tal forma que los precios reflejan toda la información disponible, sin ganancias extraordinarias.

Intuitivamente, si los mercados están integrados, los precios de equilibrio de ambos mercados se moverán de tal manera que excesos de oferta (precio relativo bajo) o de demanda (precio relativamente alto) en un mercado, implicarán un incentivo para el arbitraje. Así, los precios entre dos mercados de productos homogéneos y ubicados en dos espacios geográficos diferentes, tenderán a equilibrarse.

Este documento investiga la integración del mercado de la papa pastusa del Valle del Cauca y de este con otras regiones del país empleando técnicas de cointegración. Así mismo, se presenta una aproximación novedosa en esta área: la cohesión entre series de tiempo. Esta nueva aproximación permite dilucidar el grado de asociación lineal entre un grupo de series para diferentes períodos de tiempo empleando una descomposición espectral.

El producto seleccionado corresponde a uno de los bienes más importantes para la economía colombiana pues no sólo constituye el 1% de la canasta básica de bienes del IPC (con una ponderación superior a la del café y del azúcar), sino que también corresponden a uno de los productos fundamentales de la dieta de los hogares colombianos. Es más, en el mundo, la papa es considerado como uno de los cuatro tubérculos más importantes en los sistemas de alimentación nacionales; así, se prevé que hacia el año 2020 el uso total de la papa en el mundo sea mayor en

29% con respecto al incremento total proyectado (54%) para las cuatro raíces y tubérculos más importantes (IFPRI (2000)).

En la siguiente sección se presenta una revisión bibliográfica de algunas de las aproximaciones que se han presentado para evaluar la integración de los mercados; la tercera sección describe los datos y los mercados que se emplean en nuestro ejercicio. La cuarta sección discute las pruebas econométricas de cointegración que se emplean para comprobar la integración entre los mercados por medio de una aproximación convencional. La quinta sección presenta la medida de cohesión entre series y la aplica a nuestro problema de integración de mercados. La última sección presenta unos breves comentarios finales.

2.- Breve revisión bibliográfica

De las diferentes aproximaciones a probar la integración de los mercados regionales se pueden identificar dos sobresalientes. La aproximación más empleada se asocia a la ley de un solo precio que implica estudiar la naturaleza de la relación de los procesos generadores de datos de las series de tiempo. La otra aproximación, implica modelos de regresión cambiantes (switching regression models). A continuación se presenta una breve discusión de estas dos aproximaciones

2.1.- Aproximación de switching regression models.

Spiller y Huang (1986) proveen una mirada alternativa a la tradicional sobre la integración de los mercados. Esta mirada parte de la idea de dos regiones diferentes con demandas y ofertas diferentes, y que por tanto existen precios de autarquía en cada región. La forma reducida de los precios de autarquía de la región 1 y 2 (P_t^{1A} y P_t^{2A}) para las dos regiones se definen como:

$$\begin{aligned} P_t^{1A} &= \pi^1 + \varepsilon_t^1 \\ P_t^{2A} &= \pi^2 + \varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (1)$$

Donde π_i representa la media (constante) del precio en la región i y ε_t^i refleja los *shocks* del mercado i.

Siguiendo a Spiller y Huang (1986), si se presenta arbitraje entre los dos mercados, los precios observados en estos podrán diferir de aquellos en autarquía. En especial, si se define T_i como los costos de transacción asociados a transportar el bien de un mercado a otro, no existirá arbitraje si $|P_t^{1A} - P_t^{2A}| < T_i$. En caso contrario, existirá arbitraje hasta que los precios observados en cada uno de los mercado difieran únicamente en $|P_t^1 - P_t^2| > T_i$.

Así, suponiendo que el precio del mercado 2 es más alto, tendremos mercados integrados si:

$$P_t^2 - P_t^1 = T_t > 0 \quad (2)$$

Donde T_t se modela como una variable aleatoria con media constante:

$$T_t = T + v_t \quad (3)$$

Con $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$. Ahora bien, definiendo a la λ como la probabilidad de que no exista arbitraje (autarquía) y $1 - \lambda$ la posibilidad de que exista, se puede demostrar fácilmente que (Ver Spiller y Huang (1986)):

$$\lambda = \text{Prob} \left[(\pi_2 - \pi_1) + (\varepsilon_t^2 - \varepsilon_t^1) - v_t < T \right] \quad (4)$$

Por tanto, la probabilidad de que (no) exista arbitraje es función de los parámetros π_2 , π_1 , T y σ_v^2 .

Es claro que existirán mercados integrados (casi siempre) en caso que $\lambda \approx 0$. Spiller y Huang (1986) sugieren estimar este modelo como un sistema de regresiones cambiantes (switching regression model) por medio del método de máxima verosimilitud. La ventaja de este modelo es la de tratar los costos de transacción como endógenos al sistema.

Sexton, Kling y Carman (1991) se aproximan de manera un poco diferente al problema, ampliando el modelo de Spiller y Huang (1986) para incluir la posibilidad de tres regímenes en el mercado del apio de California: arbitraje eficiente, episodios de escasez y episodios de sobreoferta. De igual manera, Sexton *et al*/ extienden su análisis para evaluar las implicaciones de la segmentación del mercado y de la inclusión de otro bien en el modelo.

2.2.- Aproximación convencional.

Los primeros intentos por evaluar la integración implicaban el cálculo de las varianzas espaciales de los precios para comprobar si estas convergían a cero o no (ver Hurd (1975)). Otro procedimiento, que era empleado con frecuencia, es el análisis bivariado de correlaciones entre precios para parejas de regiones (Richardson (1978), Howrowitz (1981)).

Sin embargo, este enfoque ha sido severamente criticado y cuestionado por emplear un modelo estático que no permite asegurar que la correlación encontrada entre las dos series de precios del bien sea la consecuencia de la presencia de arbitraje. En especial, hoy sabemos que una alta correlación entre dos precios puede ser producto de una relación espuria entre dos series de precios que siguen un proceso $I(1)$ con drift.

En su momento, Ravallion (1986) reconoce la posible relación espuria que podría aparecer con ese tipo de análisis (naturalmente, empleando otro tipo de argumentos) y propone distinguir entre integración de corto y largo plazo. El argumento económico para esa distinción, implicaba reconocer que los ajustes a diferencias entre los precios en diferentes mercados fueran instantáneos, lo cual es poco probable por razones de distancias y disponibilidad de información.

Ravallion (1986) propone un modelo estructural de formación de precios que permite capturar las diferencias de corto y largo plazo (es importante reconocer que las técnicas de cointegración y modelo de corrección de errores no se encontraban totalmente disponibles en ese momento). Suponiendo una organización radial que emplea una estructura de mercado de una ciudad como centro de la fijación de precios, y varias ciudades *subordinadas* a la ciudad 'centro', Ravallion (1986) define el siguiente patrón de formación de precios:

$$\begin{aligned}
P_1 &= f_1(P_2, P_3, \dots, P_N, X_1) \\
P_i &= f_i(P_1, X_i) \quad \text{para } (i = 2, \dots, N)
\end{aligned}
\tag{5}$$

Donde X_i es un vector que representa otros factores que afectan el mercado local, los precios de los mercados rurales corresponden a (P_2, P_3, \dots, P_N) y el precio del mercado central es (P_1) . La especificación del modelo implica que todos los mercados locales definen el precio del mercado central y simultáneamente el precio del mercado central determina los precios en los mercados locales.

A partir de este modelo estructural, Ravallion (1986) plantea y estima una versión dinámica del modelo (1):

$$\begin{aligned}
P_{1t} &= \sum_{j=1}^n a_{1j} P_{1t-j} + \sum_{k=2}^N \sum_{j=0}^n b_{1j}^k P_{kt/j} + X_{1t} c_1 + e_{1t} \\
P_{it} &= \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{j=0}^n b_{ij} P_{1tj} + X_{it} c_i + e_{it} \quad (i = 2, \dots, N)
\end{aligned}
\tag{6}$$

Con base en el modelo (6), Ravallion (1986) emplea pruebas de hipótesis sobre los parámetros estimados para obtener información sobre la segmentación e integración de corto y largo plazo del mercado. Alexander y Wyeth (1994), extienden el modelo (6) para emplear las técnicas de cointegración y modelos de corrección de errores.

Dado que convencionalmente las series de precios son I(1), Palaskas y Harriss-White (1993) y Badiane y Shively (1996) fueron de los primeros autores en emplear las técnicas de cointegración, asumiendo la existencia de un mercado central (modelo radial).

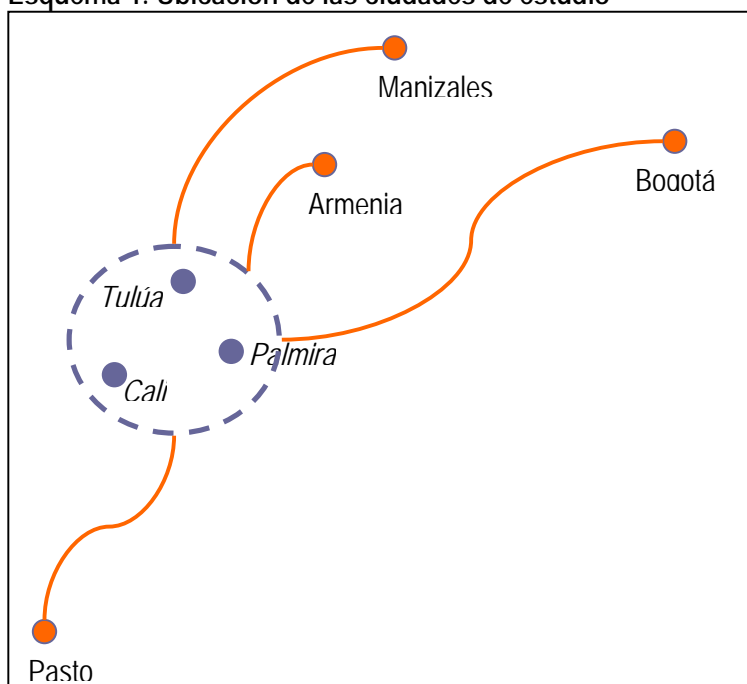
Silvapulle y Jayasuriya (1994) criticaron este tipo de modelos radiales porque este asume que la relación entre los precios de diferentes mercados geográficos se da a partir del mercado central; dinámica que no necesariamente describe a la integración de los mercados. Es más, según estos autores, en caso de existir tal mercado central; esta hipótesis debería ser probada y no impuesta a priori al modelo.

A partir de esta crítica, el modelo radial ha sido replanteado utilizando modelos VAR, que de hecho permiten probar la existencia de un mercado central. Es más dado que convencionalmente las series de precios son $I(1)$, Silvapulle y Jayasuriya (1994), Gil y Sanjuan (2001) entre otros, emplean técnicas de cointegración para la estimación del modelo VAR multivariados: La existencia de cointegración entre los precios de los mercados garantiza la existencia de una tendencia común en los mercados integrados. Tendencia que mueve los precios de los mercados integrados hacia el equilibrio de largo plazo una vez se presenta un choque en cualquiera de los mercados. Así mismo, por medio de pruebas de causalidad, se puede determinar la existencia de una única ciudad como centro o la no-existencia de este tipo de mercados radiales entre los mercados integrados.

3.- Datos y Mercados

Para estudiar la integración del mercado de la papa en el Valle del Cauca, emplearemos los precios semanales de la papa parda pastusa desde la última semana del año 2003 hasta la semana 42 del año 2005 (un total de 95 datos), para los siguientes municipios: Armenia, Bogotá, Cali, Manizales, Palmira, Pasto y Tulúa. Estas series de precios tienen como fuente los boletines semanales digitales de SIPSA (Sistema de Información de Precios del Sector Agropecuario).

Esquema 1. Ubicación de las ciudades de estudio



Consideraremos la integración de los mercados de la papa parda pastusa para el Valle del Cauca teniendo únicamente en cuenta los mercados mayoristas de Cali, Palmira y Tulúa, mercados para los cuales existe información en la base de datos SIPSA. El análisis se presentará en dos etapas: *i)* al interior del Valle del Cauca, y *ii)* diferentes ciudades frente al Valle del Cauca.

El análisis de la estructura espacial de los mercados y en especial de su integración, será dividido en dos. La primera aproximación seguirá a las de Silvapulle y Jayasuriya (1994), Gil y Sanjuan (2001). Y una segunda aproximación, que es novedosa en este campo al calcular de la cohesión interna (Ver Croux, Forni y Reichlin (2001) para más detalles) entre los diferentes precios (tal como lo sugieren para el caso colombiano Alonso y Montoya (2006)). En las siguientes dos secciones se desarrollan estas dos aproximaciones y se presentan los respectivos resultados.

4.- Cointegración e integración del mercado de la papa en el Valle del Cauca.

Siguiendo a Silvapulle y Jayasuriya (1994), Gil y Sanjuan (2001) para determinar la integración de los mercados, es necesario indagar si existe o no cointegración entre las series de precios para los mercados considerados (en caso que las series sean $I(1)$). Posteriormente, en caso de existir cointegración (o sea mercados integrados en el largo plazo), se puede determinar la dirección de la causalidad por medio de la prueba de Granger.

Para nuestro caso, por medio de cuatro pruebas de raíces unitarias (ADF, KPSS, Phillips y Perron (1988) y la prueba no paramétrica de Breitung (2002)) se establece que todas las series de precios son $I(1)$ ³.

Una vez establecido el orden de integración de las series, se realizaron las pruebas de cointegración de las series: *i)* al interior del Valle del Cauca, y *ii)* diferentes ciudades frente al Valle del Cauca. Para este fin, se empleó la prueba paramétrica de cointegración de Johansen (1988) y las pruebas no paramétricas de Bierens (1997) y Breitung (2002). Los resultados de estas pruebas se presentan en el Apéndice 1 y un resumen de los resultados se presenta en la Tabla 1.

Tabla 1 Resumen de los resultados de las pruebas de cointegración en mercados regionales

Región	Ciudades	Conclusión Pruebas de cointegración
Valle	Cali, Palmira, Tuluá	Cointegrado
Valle - Armenia	Cali, Palmira, Tuluá, Armenia	Cointegrado
Valle - Bogotá	Cali, Palmira, Tuluá, Bogotá	Cointegrado
Valle - Manizales	Cali, Palmira, Tuluá, Manizales	Cointegrado
Valle - Pasto	Cali, Palmira, Tuluá, Pasto	Cointegrado

³ Estas pruebas no se reportan para ahorrar espacio, para el lector interesado dichas pruebas están disponibles vía correo electrónico.

Para el caso del Valle del Cauca, se encuentra que los precios de Cali, Palmira y Tuluá, presentan una relación de largo plazo, lo cual indica una integración espacial de estos mercados vallecaucanos. Para determinar si existe o no una ciudad “centro”, se efectuaron las pruebas de cointegración que se reportan en la Tabla 2. De esta prueba, se concluye que el precio de Cali causa (a lo Granger) los precios de Palmira y Tuluá, pero lo contrario no es cierto. Así mismo, el precio de Palmira causa el de Tuluá, pero no al contrario. En otras, Cali corresponde a la ciudad “centro” del mercado regional, mientras que los mercados de Palmira y Tuluá se encuentran subordinados al de la Capital.

Tabla 2. Prueba de Causalidad de Granger para los mercados considerados (p-valor de la prueba de causalidad de Granger)

H_0 : A No causa B	B										
	CALI	PALMIRA	TULUA	ARMENIA	BOGOTA	MANIZALES	PASTO				
A											
CALI	--	0,0049 (***)	0,0001 (***)	0,0006 (***)	0,0104 (**)	0,0002 (***)	0,0003 (***)				
PALMIRA	0,6294	--	0,0000 (***)	0,0001 (***)	0,1525 (***)	0,0000 (***)	0,0000 (***)				
TULUA	0,9197	0,8510	--	0,4904	0,7016	0,0084 (***)	0,0213 (**)				
ARMENIA	0,8352	0,4134	0,0004 (***)	--	--	--	--				
BOGOTA	0,4790	0,0137 (**)	0,0000 (***)	--	--	--	--				
MANIZALES	0,6025	0,3978	0,1719	--	--	--	--				
PASTO	0,1644	0,0338 (**)	0,0310 (**)	--	--	--	--				

Por otro lado, el análisis de la integración del mercado de la papa del Valle del Cauca con otras ciudades del país, muestra que las ciudades vallecaucanas consideradas se encuentran cointegradas con las demás ciudades. Así, el mercado vallecaucano está integrado espacialmente con las ciudades de Armenia, Bogotá, Manizales y Pasto.

Las pruebas de causalidad, efectuadas a partir del correspondiente VAR⁴, reportados en la Tabla 2, muestran resultados muy interesantes. Por ejemplo, los movimientos de los precios en la ciudad de Cali anteceden a los movimientos de las demás ciudades consideradas. Así, el mercado de Cali

⁴ Todos los modelos VAR son estimados con 4 variables, las 3 del departamento del Valle y la correspondiente ciudad estudiada.

causa a lo Granger a los demás mercados de la papa parda pastusa. Inclusive, el mercado de este producto en Bogotá está determinado por los acontecimientos del mercado de Cali. En otras palabras, Cali puede ser considerado como el mercado "centro" y los demás mercados como subordinados al caleño.

Otro resultado para resaltar es la relación de causalidad encontrada entre el precio de la papa parda pastusa en Palmira y los mercados Armenia, Manizales y Pasto.

Ahora bien, hemos encontrado relación de largo plazo entre estos mercados, pero otro aspecto interesante es la integración de los mercados en el corto plazo. Este aspecto de la integración de los mercados puede ser estudiado por medio de un modelo de corrección de errores pero, en este caso, emplearemos una aproximación diferente para investigar la relación de corto plazo de los mercados. En la siguiente sección se discute esta aproximación.

5.- Cohesión como medida de integración del mercado de la papa en el Valle del Cauca.

Croux, Forni y Reichlin (2001) sugieren diferentes medidas del co-movimiento, entre ellas, la correlación dinámica⁵ y la cohesión interna dos series de tiempo, que permiten determinar el grado de asociación entre procesos estocásticos para diferentes períodos.

Supongamos que se cuentan con $I \geq 2$ procesos estocásticos de precios organizados en un vector $\mathbf{p}_t = (p_{1t} \dots p_{It})^T$, y además se cuenta con un vector de ponderaciones (no normalizadas y positivas)⁶ $\mathbf{w}_t = (w_1 \dots w_n)^T$. Entonces, la medida de cohesión interna de los precios de los diferentes mercados considerados para la frecuencia λ está definida por:

$$coh(\lambda) = \frac{\sum_{\forall i \neq j} w_i w_j \rho_{x_i x_j}(\lambda)}{\sum_{\forall i \neq j} w_i w_j} \quad (7)$$

Donde $\rho_{x_i x_j}(\lambda)$ corresponde a la correlación dinámica (Ver apéndice 1 para una discusión de este concepto) a la frecuencia λ en el intervalo $[0, \pi)$. Esta medida de coherencia estará entre -1 y 1, es más, será igual a 1 únicamente si todas las variables del vector considerado poseen un co-movimiento perfecto⁷.

⁵ En el Apéndice 1. se presenta una breve explicación del concepto de correlación dinámica.

⁶ Una posible escogencia de pesos corresponde a $w_i = 1$. Lo que implicará otorgar iguales pesos a todas las variables.

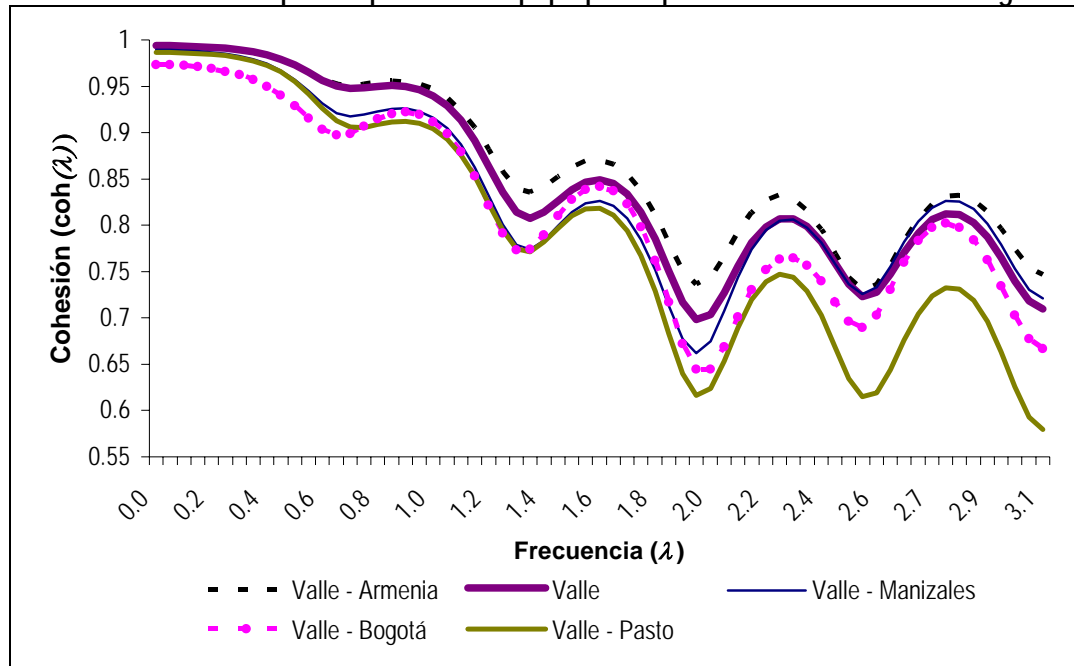
⁷ Por otro lado, es importante anotar que una coherencia de cero no necesariamente implicará ninguna clase de co-movimiento entre las variables en el vector, pues correlaciones dinámicas (bilaterales) pueden cancelarse obteniéndose una sumatoria de cero, sin eso implicar que todas las correlaciones dinámicas (bilaterales) son cero.

Tabla 3. Equivalencia entre frecuencias y semanas

Frecuencia λ	Periodo en Semanas
0.1 \approx 0.03 π	62.8
0.5 \approx 0.16 π	12.6
0.8 \approx 0.25 π	7.9
0.9 \approx 0.29 π	7.0
1.1 \approx 0.35 π	5.7
1.6 \approx 0.50 π	4.0
2.0 \approx 0.64 π	3.1
2.5 \approx 0.80 π	2.5
3.1 \approx 1.00 π	2.0
3.5 \approx 1.11 π	1.8

Así, esta medida de coherencia permitirá determinar qué tipo de correlación existe entre los precios de los mercados y, por tanto, su integración para diferentes horizontes de tiempo sin tener problemas de existencia de relaciones espurias. Es más, esta métrica permite determinar cuál de las regiones está más relacionada entre sí.

Gráfico 1. Coherencia para el precio de la papa parda pastusa en las diferentes regiones.



En el **Gráfico 1**, se presenta la coherencia para 65 frecuencias igualmente espaciadas en el intervalo $[0, 2\pi)$. Como se puede observar, para frecuencias altas, es decir periodos cortos, la medida de coherencia es mucho más pequeña que para frecuencias bajas. En especial, para frecuencias mayores a 2.5 (menos de 2 semanas y media) la coherencia entre el Valle y la ciudad de Pasto es estadísticamente menor que aquella para las otras zonas consideradas⁸. Para las demás frecuencias (menores a 2.5), la cohesión entre las diferentes regiones es estadísticamente igual, es decir, para períodos de más de 2.5 semanas la relación es igual y tiende a ser más fuerte entre más grande sea el horizonte considerado.

De hecho, Croux, Forni y Reichlin (2001) demuestran que, en caso de existir cointegración entre las series, existe una cohesión a la frecuencia cero igual a uno. En este caso, para todas las áreas la cohesión en la frecuencia cero no es estadísticamente diferente de uno. Resultado que ratifica las conclusiones de la sección anterior.

⁸ Se calcularon bandas de confianza para cada una de las coherencias simulación de Monte Carlo. Estas bandas no se presentan para simplificar.

6.- Comentarios Finales

Por medio de pruebas de cointegración, hemos encontrado que el mercado de la papa parda pastusa en el Valle del Cauca está integrado espacialmente. Es más, por medio de las pruebas de cointegración se encuentra que Cali actúa como el mercado "centro" para la región.

Empleando el mismo método se encuentra que el mercado del Valle para este producto también está integrado con las ciudades de Armenia, Bogotá, Manizales y Pasto. De hecho, curiosamente la ciudad de Cali actúa como mercado "centro", este hecho amerita mayor atención en futuras investigaciones.

Además del análisis convencional de integración espacial de los mercados, se presentó una aproximación novedosa al tema empleando el concepto de correlación dinámica y, en especial, la cohesión entre procesos estocásticos. Con esta aproximación se encontró que la correlación entre los mercados considerados es mayor en el largo plazo que en el corto plazo. Adicionalmente, se encontró que la cohesión entre el Valle y la ciudad de Pasto es la menor entre las regiones en el corto plazo, si bien las correlaciones dinámicas para más de 2 semanas y media son estadísticamente iguales para todas las regiones consideradas.

Así, nuestros resultados brindan evidencias claras de la integración del mercado de la papa parda pastusa en el Valle y del Valle con otras regiones. Adicionalmente, los resultados destacan la importancia del mercado de la papa en Cali para otras regiones. De acuerdo a nuestros resultados, ante un desequilibrio del precio de la papa parda pastusa en Cali generado, por ejemplo, por un

exceso de demanda que hace que el precio del tubérculo suba, se espera que haya un cambio en el precio de la papa en las demás ciudades del país consideradas.

Los resultados encontrados son relevantes para tomar decisiones de mercado y decisiones sobre política económica ya que permiten iniciar el entendimiento de la dinámica de transmisión de precios en este mercado. Una aproximación a un modelo que permita determinar la velocidad de la respuesta de los precios de las demás ciudades antes de desequilibrios o desviaciones del precio de equilibrio, brindaría información valiosa que complementaría los resultados obtenidos en el presente artículo.

7.- Referencias

- Alonso, J. C. y V. Montoya 2006. "Integración espacial del mercado de la papa en Colombia: Co-movimientos y Cointegración de umbral." Mimeo.
- Badiane, O., Y G. E. Shively (1996): "The Importance Of Market Integration for the Response of Local Prices to Policy Changes," International Food Policy Research Institute: Washington D.C.
- Blinder, A. S. (1982): "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics", *American Economic Review*, 72, 334-48.
- Bierens, Herman J. 1997. "Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationary, with an application to the US price level and interest rate." *Journal of Econometrics*, 81, pp. 29-64.
- Breitung, J. (2002). "Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration." *Journal of Econometrics*. 108(2): 343-63.
- Chien Lo, M., y E. ZIVOT (1999): "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price," Washington: University of Washington.
- Croux, C., Forni M., y Reichlin L. 2001. "A Measure Of Co movement For Economic Variables: Theory And Empirics." *The Review of Economics and Statistics*, 83:2, pp. 232-41.
- Dickey, David A. y Wayne A. Fuller. 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49:4, pp. 1057-72.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger, 1978. 'Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and testing', *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-76.

- Escobal, Javier y Arturo Vásquez. 2005 "Market integration for agricultural output markets in Perú: the role of public infrastructure". Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE). Lima, Perú: OSINERG.
- Gil, J. y A. Sanjuan (2001): "A Note on Tests for Market Integration in a Multivariate Non-Stationary Framework," *Journal Of Agricultural Economics*, 52, 113-121.
- Granger, C.W.J., 1969, 'Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods'. *Econométrica*. Vol. 37. No. 3. pp. 424-38.
- Hurd, J. "Railways and the Expansion of markets in India" *Explorations in Economy History* 12(1975): 263-88.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Shin 1992. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178.
- Palaskas, T. B., Y B. Harriss-White (1993): "Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy," *Journal of Development Agriculture*, 30, 191-212.
- Park, A. H. Jin, S. Rozelle, y J. Huang. "Market Emergence and Transition: Arbitrage, transaction Costs, and Autarky in China's Grain Markets." *American Journal of Agricultural Economics*, 84 (2002): pp. 67-82.
- Phillips, Peter C. B. y Pierre Perron. 1988. "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75:2, pp. 335-46.
- Ravallion, M. (1986): "Testing Market Integration," *American Journal Of Agricultural*
- Richardson, D. J. "Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price" *Journal of International Economics*. 8(1978): 341-51.

- Silvapulle, P. y S. Jayasuriya (1994): "Testing for Philippines Rice Market Integration: A Multiple Cointegration Approach," *Journal Of Agricultural Economics*, 45, 369-80
- Sexton, R. J., C. L. Kling, y H. F. Carman (1991): "Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery," *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 568-580.
- Spiller, P. T., y C. J. Huang. " On the extent of the market: wholesale gasolina in the northeastern United States". *Journal of Industrial Economics*. 34(1986): 131-45

ANEXOS

Apéndice 1. Pruebas de Cointegración.

Tabla A1. Prueba de Cointegración de Johansen para las regiones consideradas

$\lambda - \max$	Regiones		Valle	Valle - Armenia	Valle - Bogotá	Valle - Manizales	Valle - Pasto
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	109,3 **	111,3 **	110,5 **	121,1 **	111,3 **	
$r = 1$	$r = 2$	47,2 **	50,8 **	48,3 **	51,8 **	47,2 **	
$r = 2$	$r = 3$	3,2	39,9 **	19,3 **	29,9 **	34,1 **	
$r = 3$	$r = 4$	---	3,15	4,3	2,9	2,84	

(**): Rechaza H_o al 5%.

Trace	Regiones		Valle	Valle - Armenia	Valle - Bogotá	Valle - Manizales	Valle - Pasto
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r \leq 0$	$r = 3$	159,7 **	---	---	---	---	
$r \leq 1$	$r = 3$	50,4 **	---	---	---	---	
$r \leq 2$	$r = 3$	3,2	---	---	---	---	
$r \leq 0$	$r = 4$	---	205,2 **	182,5 **	205,7 **	195,4 **	
$r \leq 1$	$r = 4$	---	93,9 **	71,9 **	84,6 **	84,1 **	
$r \leq 2$	$r = 4$	---	43,1 **	23,6 **	32,8 **	36,9 **	
$r \leq 3$	$r = 4$	---	3,2	4,3	2,9	2,84	

(**): Rechaza H_o al 5%.

Tabla A2. Prueba de Cointegración de Bierens (1997) para las regiones consideradas

$\lambda - \max$	Regiones		Valle	Valle - Armenia	Valle - Bogotá
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	0.00026 **	0.00007 **	0.00021 **	
$r = 1$	$r = 2$	0.00611 **	0.00705 **	0.01215 *	
$r = 2$	$r = 3$	6.18502	0.01591 **	0.25301	
$r = 3$	$r = 4$	---	2.29077	2.31912	

$\lambda - \max$	Regiones		Valle - Manizales	Valle - Pasto
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	
$r = 0$	$r = 1$	0.00004 **	0.00044 **	
$r = 1$	$r = 2$	0.00155 **	0.00077 **	
$r = 2$	$r = 3$	0.01471 **	0.0662 *	
$r = 3$	$r = 4$	2.06974	1.89262	

(**): Rechaza H_o al 5%.

Tabla A3. Prueba de Cointegración de Breitung (2002) para las regiones consideradas

$\lambda - \max$	Regiones	Valle		Valle - Armenia		Valle - Bogotá	
H_0	H_A	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1
$r = 0$	$r > 0$	2053.38	0.0021 (***)	3284.65	0.0015 (***)	2731.43	0.0065 (***)
$r = 1$	$r > 1$	598.51	0.0824 (*)	1806.46	0.0043 (***)	905.06	0.2592
$r = 2$	$r > 2$	92.38	0.5534	556.76	0.1187	362.31	0.4023
$r = 3$	$r > 3$	---	---	90.95	0.5682	92.36	0.5377

$\lambda - \max$	Regiones	Valle - Manizales		Valle - Pasto	
H_0	H_A	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1
$r = 0$	$r > 0$	3116.9	0.0013 (***)	3166.47	0.0014 (***)
$r = 1$	$r > 1$	1454.33	0.0261 (**)	1537.66	0.0177 (**)
$r = 2$	$r > 2$	351.5	0.4251	354.15	0.4176
$r = 3$	$r > 3$	92.32	0.5441	74.4	0.676

\1: p-valor simulado por Montecarlo con 10000 repeticiones

(*), (**) y (***) : Rechaza H_0 al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Apéndice 2. Correlación dinámica.

Croux, Forni y Reichlin (2001) sugieren diferentes medidas del co-movimiento entre dos series de tiempo. La primera medida corresponde a la correlación dinámica que es una extensión del concepto tradicional de correlación.

Siguiendo a Croux, Forni y Reichlin (2001) supongamos que se desea medir el grado de co-movimiento entre dos procesos estocástico x y y , cuyas funciones de densidad espectral están dadas por $S_x(\lambda)$ y $S_y(\lambda)$, respectivamente. Así mismo, supongamos que su co-espectro está definido como $C_{xy}(\lambda)$. Entonces la correlación dinámica se define como:

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{C_{xy}(\lambda)}{\sqrt{S_x(\lambda) \cdot S_y(\lambda)}} \quad (8)$$

con λ en el intervalo $[0, \pi)$.

Intuitivamente, esta medida corresponde al coeficiente de correlación entre las ondas de los procesos en la frecuencia λ . Por tanto tendremos que la correlación dinámica para cada frecuencia se encontrará entre -1 y 1.

RESUMEN "BORRADORES DE ECONOMÍA Y FINANZAS"

Número	Autor	Título	Fecha
1	Jhon J. Mora	El efecto de las características socio-económicas sobre la consistencia en la toma de decisiones: Un análisis experimental.	May-01
2	Julio C. Alonso	¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca.	Mar-05
3	Jhon J. Mora	La relación entre las herencias, regalos o loterías y la probabilidad de participar en el mercado laboral: EL caso de España, 1994-2000.	Jun-05
4	Julián Benavides	Concentración de la propiedad y desempeño contable: El caso latinoamericano.	Sep-05
5	Luís Berggrun	Price transmission dynamics between ADRD and their underlying foreign security: The case of Banco de Colombia S.A.- BANCOLOMBIA	Dic-05
6	Julio C. Alonso y Vanesa Montoya	Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes, una misma conclusión	Mar-06