

**INTEGRACIÓN ESPACIAL DEL MERCADO DEL HUEVO EN
CINCO CIUDADES DEL PAÍS**

JOSÉ JAVIER MORÁN DE LA CALLE

PROYECTO DE GRADO II

PROFESOR:

JULIO CÉSAR ALONSO

**UNIVERSIDAD ICESI
FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONOMICAS
PROGRAMAS DE ADMINISTRACIÓN DE EMPRESAS Y
ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES
SANTIAGO DE CALI
22 DE MAYO DE 2014**

Índice

Referencias	1
1. Introducción	3
2. El Mercado del Huevo	4
3. Revisión Bibliográfica	7
4. Datos y Metodología	8
5. Resultados	13
5.1. Pruebas de raíces unitarias no estacionales	13
5.2. Prueba HEGY de raíces unitarias estacionales	14
5.3. Estimación del VAR	16
5.4. Pruebas de Cointegración de Johansen	17
5.5. Otras pruebas de cointegración	18
5.6. Pruebas de Causalidad de Granger	20
6. Conclusiones	25
A. Anexos	29
A.1. Funciones de autocorrelación de las series de precios en niveles	29
A.2. Funciones de autocorrelación parcial de las series de precios en niveles	30
A.3. Funciones de autocorrelación de las series de precios en diferencias	31
A.4. Funciones de autocorrelación parcial de las series de precios en diferencias	32
A.5. Pruebas de raíces unitarias de Hegy para las series de precios en niveles	33
A.6. Pruebas de raíces unitarias de Hegy para las series de precios filtradas	35
A.7. Estimaciones de los modelos VAR sobre las series filtradas	37

Integración espacial del mercado del huevo en cinco ciudades del país

Julio César Alonso * José Javier Morán **

26 de mayo de 2014

Resumen

En este documento se busca determinar si existen relaciones de largo plazo entre los precios de los mercados locales de huevo de cinco ciudades del país: Medellín, Barranquilla, Cali, Bucaramanga y Bogotá. La existencia de dicha relación implica que se cumple la ley del único precio, y que hay eficiencia en el intercambio de huevo entre regiones. Para determinar si esta ley se cumple se hace un análisis de las series de precios del huevo de las cinco ciudades para el período 1999-2012. Dicho análisis arroja que hay evidencia de raíces unitarias, estacionales y no estacionales, en los procesos generadores de los datos de los precios de las cinco ciudades. A pesar de esto también se encuentra evidencia de cointegración entre las series de precios, lo cual es evidencia a favor de la existencia de integración espacial de los mercados. Finalmente, se encuentra no solo que hay una relación de paridad de los precios del huevo entre la mayoría de estas ciudades, sino también que todas las ciudades parecen ser mercados cuyos cambios en los precios de equilibrio generan, eventualmente, cambios en los precios de al menos una de las otras ciudades.

Palabras Clave: Arbitraje, ley de un solo precio, huevo, estacionalidad, integración espacial, cointegración.

*Director del centro de investigación en economía y finanzas (CIENFI) y profesor tiempo completo de la Universidad Icesi

**Estudiante de economía y negocios internacionales y de administración de empresas de la Universidad Icesi

1. Introducción

Una de las lecciones de la teoría económica del intercambio es que cuando se desarrolla una misma actividad productiva en varias regiones existe una oportunidad para aumentar el bienestar social en todas las regiones si se desarrolla un comercio eficiente entre ellas. Es decir, cuando los mercados locales en cuestión están interconectados en un gran mercado integrado. Esto se debe a que cuando el comercio se desarrolla a un nivel eficiente, regirá un único precio de equilibrio para todos los mercados. En ausencia de costos de transacción y de transporte, este precio corresponderá simultáneamente al beneficio que se le concede al bien en el margen y al costo en el margen más bajo de producirlo.

El mecanismo que permite el establecimiento de dicho único precio de equilibrio es el arbitraje. Esto debido a que, de presentarse eventualmente diferencias en los precios entre algunos de estos mercados locales —que den lugar a posibilidades de ganancia para el comerciante, y de intercambio mutuamente ventajoso entre mercados—, estas son explotadas por los agentes económicos hasta que cualquier oportunidad de ganancia se agote, es decir, hasta que la diferencia en precios desaparezca.

Naturalmente, el intercambio entre regiones implica costos de transporte, de negociación, y otros costos de oportunidad. Cuando se presenta una diferencia de precios entre regiones, y esta diferencia es menor a dichos costos de transacción, no habrá incentivos para realizar el arbitraje, pues la actividad no generaría ganancias. De todas formas, diferencias de precios superiores a dichos costos sí darían origen a oportunidades de comercio. Estas se explotarían hasta que las ganancias se agoten. Esto es, hasta que el margen de precios entre regiones sea exactamente igual a los costos de transacción. Por tanto, la ley de un solo precio, en presencia de costos de transacción, implica que aunque no haya un único precio monetario entre mercados locales, sí habrá una convergencia entre estos.

Sin embargo, para que el arbitraje sea socialmente eficiente, y se cumpla la ley de un solo precio, deben darse varias condiciones, a saber:

- **Competencia perfecta a nivel de los intermediarios.** Esto es, debe haber una gran cantidad de agentes dispuestos a realizar el intercambio entre regiones, de modo que ningún comerciante interregional o árbitro tenga poder de negociación. Todos los agentes toman entonces los precios en los respectivos mercados locales como dados, y basados en estos determinan si hay oportunidades de ganancia con el intercambio entre regiones o no.
- **Libre entrada de árbitros.** No debe haber barreras de entrada, como barreras tecnológicas, que impidan la entrada de árbitros al mercado. De no suceder esto, fácilmente algunos árbitros podrían entrar en una forma de competencia imperfecta, con poder de mercado.
- **Los mercados no deben estar segmentados de ninguna forma.** Claramente, la integración debe ser viable y tecnológicamente posible. Sin embargo, puede haber obstáculos a que se dé cuando, por ejemplo, los costos de transacción sean prohibitivos. Si el comercio entre dos regiones resulta muy costoso, se necesitarían diferencias sustanciales

entre los precios para que surgieran oportunidades de ganancia mediante el arbitraje. En este caso, el comercio rara vez —o nunca— surgirá, y los mercados estarán naturalmente aislados.

- **Los bienes deben ser homogéneos.** Esto debido a que cualquier grado de diferenciación del producto entre regiones - ya sea por que se percibe que presentan diferentes calidades, características físicas o servicios diferentes; o por que los consumidores conceden valor a los productos de marcas reconocidas o al lugar de origen —hace que sus variedades sean valoradas de forma distinta por el consumidor. Cuando esto sucede, los bienes producidos entre regiones no son sustitutos perfectos, y por tanto diferencias en los precios del producto entre regiones no obedecerían solo a los costos de transporte, sino también a diferentes valoraciones y/o costos de producción del bien.

El cumplimiento de estas condiciones puede ser a veces difícil de observar directamente, ya sea por que no se cuenta con mucha información de la industria o del nivel de comercio interregional, o por que es muy difícil de medir. Sin embargo, si encontramos la forma de saber que la ley del único precio se cumple, podemos garantizar con seguridad que estas condiciones se cumplen. Esto es especialmente importante si queremos determinar si hay competencia perfecta en el intercambio, lo cual es socialmente eficiente, y por tanto deseable.

El objetivo de este documento es determinar si la ley del único precio se cumple entre cinco mercados del huevo en el país: Barranquilla, Medellín, Cali y Bogotá y Bucaramanga. Es decir, si existe integración espacial entre estos. A la luz de lo analizado previamente, se examina en la segunda sección del documento las características e importancia del bien a estudiar, el huevo, así como las características del mercado y de los agentes que intervienen. En la tercera sección, se describe la metodología y pruebas a utilizar para determinar si hay integración espacial, así como una breve descripción de los datos, correspondientes a las series de precios de cada mercado local, en el período 1999-2010. En la cuarta sección se muestran los resultados de las pruebas realizadas, y en la quinta se concluye.

2. El Mercado del Huevo

El huevo de gallina es sin duda un producto relevante en la economía colombiana por varias Razones. En primer lugar, es un componente tradicional en la dieta de muchos hogares colombianos. De hecho, el DANE lo incluye como un bien de la canasta familiar, con un peso del 0.74 en el cálculo del IPC. En la canasta familiar, el peso de este bien en el gasto decrece con el nivel de ingreso, teniendo un mayor peso en la canasta de ingresos bajos, con un 1.07, un peso de 0.67 en la de ingresos medios, y uno de 0.3 en la de ingresos altos . En segundo lugar, la industria a la que pertenece es descrito muchas veces como un impulsor del crecimiento de la economía agrícola. De acuerdo con Ruiz (2007):

“La industria avícola es uno de los sectores más importantes de la economía nacional; es, en su cadena productiva, el eslabón más dinámico de la industria agropecuaria. La cadena

productiva comprende la producción de cereales como maíz, trigo, sorgo y soya para la producción de alimentos concentrados. Estos últimos son otro eslabón de la cadena y representan el 73 % de los costos del sector avícola. Finalmente está la producción de pollo y de huevos para el consumo.”

De acuerdo con SIPSA, a lo largo de estas dos décadas, se ha mantenido prácticamente como un producto homogéneo, poco diferenciado. Esto, por un lado, debido a que si bien se puede encontrar de forma natural en dos variedades, rojo y blanco, estas dos son consideradas casi sustitutos perfectos por el consumidor colombiano, con una leve preferencia por el huevo rojo. Sin embargo, esta preferencia no se ha manifestado notoriamente en los precios de ambas variedades, los cuales han tendido a ser iguales o muy similares a lo largo del tiempo. Más bien, esta preferencia se ha manifestado en la progresiva desaparición del huevo blanco en el mercado. Finalmente, es necesario reconocer que en los últimos años algunos productores han buscado diferenciar sus productos mediante enriquecimiento nutricional del huevo u otro tipo de manipulación. Sin embargo, estos productos ligeramente diferenciados parecen ser todavía una parte muy pequeña de la oferta total de huevo.

Por otro lado, no hay evidencia de un grado significativo de diferenciación en la calidad del huevo según la región del país de la que proceda. Por tanto, tampoco hay diferencias en la valoración que los consumidores conceden al huevo, de acuerdo a su lugar de origen. Al menos al nivel del productor, se espera entonces que no haya distinción alguna entre los huevos, y por tanto que la diferenciación no sea una fuente de poder de mercado¹.

Respecto a la estructura del mercado al nivel del bien final, SIPSA describe a la producción de huevo de la siguiente manera:

“La producción de huevo en Colombia abarca un amplio espectro de agentes, teniendo en cuenta que no existen barreras tecnológicas para ingresar en el sector. Las técnicas de producción son de libre conocimiento, además, las instalaciones son sencillas y de fácil ensamblaje. Por su parte, las empresas productoras de alimento balanceado para aves han difundido, a través de cartillas y capacitaciones, los conocimientos técnicos mínimos necesarios para el manejo y explotación de las granjas avícolas, mientras que las plantas incubadoras han incorporado los mejoramientos genéticos en las razas que venden, redundando en una mayor productividad. Este proceso productivo presenta economías de escala en la medida en que un mayor nivel de producción reduce los costos por unidad, en la adquisición de insumos se obtienen descuentos por volumen de compra o con la elaboración del alimento, en las propias granjas, se elimina el valor de la intermediación. Además, el mayor volumen de operación permite asumir directamente la comercialización, acortando la cadena de intermediarios y mejorando la tasa de ganancia.”

Sin duda, la ausencia de barreras tecnológicas o de otro tipo a nivel del productor favore-

¹Además, si bien últimamente se están comercializando huevos bajo marcas reconocibles de productores o de establecimientos de venta, esto sucede aún para una proporción muy pequeña de producción de huevo del país.

cen la competencia en el mercado, pues permitiría la entrada continua de productores —o su salida— si en un determinado momento hay beneficios económicos explotables —o pérdidas económicas, respectivamente. Además, permitiría la existencia de un número lo suficientemente grande de productores como para que ninguno tenga una participación significativa en el la producción de huevo. Sin embargo, otro aspecto tecnológico que puede amenazar la existencia de competencia perfecta en este nivel de la cadena productiva es la presencia de economías de escala que no sean rápidamente agotables². De acuerdo con Ruiz (2007) en su estudio sobre el sector avícola colombiano, estas economías de escala en el sector avícola pueden venir de una “*optimización de la capacidad de albergue en los galpones*”. Por otro lado, los productores podrían obtener ventajas en costos al producir a gran escala por razones distintas a la tecnología de producción. Por ejemplo, la ventaja puede venir de la posibilidad de adquirir una ventaja en la negociación en la compra de insumos—lo que podría deberse a la existencia de poder de mercado en el mercado de insumos—o por la posibilidad de realizar una integración vertical con productores del mercado de insumos—que solo sería rentable si hay poder de mercado en ambas partes de la cadena. En todo caso, sea cual sea el origen de la ventaja de producir a una mayor escala de producción, debería agotarse rápidamente para que se de competencia perfecta en el mercado de huevo.

En la actualidad se puede observar que la producción de huevo se desarrolla por muchas firmas, que operan a diferentes escalas de producción, desde pequeñas y medianas granjas ponedoras hasta grandes plantas incubadoras. Esto puede implicar que las ventajas en la escala son efectivamente agotables, en la medida en que los grandes productores no han desplazado a los pequeños. Otra posibilidad podría ser la existencia de unos grandes productores con poder de mercado y con costos marginales más bajos que enfrentan la demanda residual que deja una “*franja competitiva*” de productores de costos más altos³. Sin embargo, es necesario tener en cuenta que la existencia de competencia perfecta al nivel del productor no es condición suficiente ni necesaria para que haya integración de los mercados. Es lo que pase a nivel del intermediario lo que determina la posibilidad de integración de los mercados locales. Por tanto son las barreras a la entrada de distribuidores interregionales y las restricciones tecnológicas para el transporte de este producto precedero las que determinan la integración de los mercados regionales.

Respecto a la distribución del huevo, SIPSA señala que, dentro de una región, esta depende también de la escala de producción. Existen entonces tanto productores de gran tamaño que han optado por hacer la distribución directa, como granjas medianas y pequeñas contratan con un distribuidor independiente que lleve el producto al canal minorista. Además, parece

²Por rápidamente se hace referencia a que las economías de escala desaparezcan antes de que el productor pueda afectar el precio de cierre con sus decisiones de producción.

³La existencia de productores de muy pequeña escala, que aún practican la producción a nivel artesanal, en patios y solares, puede explicarse debido a que estos operan en pequeños mercados que no están cerca de los centros urbanos de estudio. Así, estos productores pueden sencillamente vender su producto en las poblaciones rurales a las que pertenecen, cuando estas sean de difícil acceso. Sin embargo, esta parte de la oferta no es relevante para la integración espacial de las cinco ciudades estudiadas, las cuales están conectadas entre sí por una infraestructura de carreteras o puertos.

que tampoco hay barreras a la entrada para ser un distribuidor, siendo la tecnología necesaria para el transporte no muy compleja⁴.

Aunque se sabe que existe comercio entre regiones, como entre Santander y la Costa Atlántica, es poca la información que se tiene sobre los distribuidores interregionales como para saber si el comercio a este nivel es desarrollado eficientemente. Es precisamente esto lo que pretendemos determinar en el presente trabajo, examinando para ello el comportamiento de los precios mensuales de cinco ciudades del país: Cali, Medellín, Bogotá y Barranquilla y Bucaramanga.

Estos cinco mercados locales tienen una particular importancia en el mercado nacional del huevo. Como mencionan Montoya et al. (2010):

“la actividad se encuentra concentrada en 4 departamentos del país: Cundinamarca, Santander, Valle del Cauca y Antioquia. Santander es el responsable del 25 % de la producción nacional de huevo y del 26 % de la producción nacional de pollo; 10 municipios del departamento concentran el grueso de la oferta del sector y en ellos, según el Observatorio de Agro-cadenas de Colombia, se encuentran el 30 % de las granjas reproductoras-incubación, el 27 % de las granjas de engorde, el 15 % de las granjas ponedoras y el 13 % de las plantas de beneficio del país.”

Así estas ciudades no son solo las capitales de regiones productoras de huevo, sino que también, al ser cinco de los mayores centros urbanos del país, también son importantes centros de consumo de huevo.

3. Revisión Bibliográfica

El análisis de integración espacial de mercados en Colombia mediante el uso de técnicas de series de tiempo ya ha sido abordado previamente. Ramírez (1999) realiza un análisis de las series de tiempo anuales de ocho precios agrícolas, para el período 1928-1990. De su análisis de cointegración de las variables se destaca el importante papel que han tenido los costos de transporte para explicar los diferenciales de precios entre regiones. Galvis (2002) por su parte aplican el mismo análisis de series para determinar si hay integración espacial entre los mercados de trabajo de las siete principales áreas metropolitanas del país. Esto tanto agrupando el tipo de trabajo como discriminando por el grado de educación de los trabajadores. Alonso y Montoya (2006) lo hacen para determinar si hay integración espacial entre los mercados locales de papa parda pastusa del Valle del Cauca —Cali, Palmira y Tuluá—, y entre estos y las ciudades de Manizales, Bogotá, Pasto y Armenia, encontrando cointegración en todos los casos. Alonso y Gallego (2010) utilizaron esta metodología para el

⁴Sipsa describe a la tecnología necesaria como: *“Dependiendo del tamaño de la producción, el transporte desde las granjas se realiza en camionetas y camiones turbo, tipo 600 e incluso doble troques. La distribución al interior de las ciudades, normalmente, se hace con camiones turbo, con capacidad para 68.000 huevos, dirigidos a los mercados mayoristas, y camionetas, con capacidad para 18.000 huevos, que distribuyen el producto en tiendas y supermercados de barrio.”* Sin duda esta tecnología no es muy distinta de la que se necesita para distribuir otro tipo de productos, por lo que no se esperaría que fuera una barrera a la entrada considerable.

caso de los mercados de carnes en las tres principales ciudades del país, encontrando ausencia de integración espacial entre ellos. Un trabajo más reciente es el realizado por Campo and Cubillos (2012), en el que se busca determinar si en promedio hay integración espacial entre los mercados locales, de forma que haya convergencia entre sus índices de precios al consumidor ⁵.

En todos estos casos, la metodología utilizada para detectar integración espacial es la misma que la recomendada por Silvapulle y Jayasuyira (1994): Mediante la búsqueda de relaciones de cointegración en el VAR de precios. La idea de esto es que, como se ha dicho antes, si un grupo de mercados están integrados espacialmente, sus precios a largo plazo deben converger. Por tanto, guardan una relación de largo plazo que las hace llegar a un equilibrio. Es decir, están cointegradas.

Estos autores señalan que una vez encontrada una relación de largo plazo entre mercados, conviene saber que mercado es el que genera cambios en los demás, pues esto nos permitiría entender los mecanismos de ajuste y de transmisión de los precios entre mercados cuando se presenta un shock externo - como una alteración a nivel macroeconómico - . Aquí, la aproximación que los autores utilizan la prueba de causalidad de Granger para detectar la existencia de mercados líder.

4. Datos y Metodología

Los datos a analizar, tomadas del DANE, serán los precios mensuales nominales de un huevo que enfrentan los consumidores en los establecimientos minoristas. Como puede observarse en el gráfico 1, el comportamiento de estas series de precios es creciente en el tiempo, como era de esperarse. Adicional a esto, puede verse que, en un momento en el tiempo, las series no difieren mucho en niveles entre sí. Esto es un hecho congruente con la idea de que los mercados locales del huevo no están segmentados espacialmente, por lo que puede aparentar ser el argumento más contundente a favor de esta hipótesis.

Lo anterior puede verse más en detalle una vez que se estiman las relaciones de cointegración entre cada par de ciudades. Esto es, cuando se estima la ecuación:

$$P_{a,t} = \alpha + \beta P_{b,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

donde $P_{a,t}$ es el precio de la ciudad a , $P_{b,t}$ es el precio de la ciudad b , $\alpha + \epsilon_t$ son los costos de oportunidad y de transacción que enfrentan los árbitros para transportar el producto entre ambas ciudades entre las dos ciudades, siendo α la media de estos costos en el tiempo y siendo ϵ_t la parte de estos que es perturbada por factores no observables para el economista. Estimando esta relación mediante mínimos cuadrados ordinarios, y corrigiendo la autocorrelación existente mediante la estimación de una matriz de varianzas y covarianzas consistente y robusta, puede intentar probarse la hipótesis de integración espacial de los mercados locales testeando la hipótesis de que el coeficiente asociado al precio de la otra ciudad

⁵Para una revisión bastante completa y más detallada sobre como las técnicas de series de tiempo han sido aplicadas para el análisis de integración espacial de los mercados se recomienda al autor consultar este artículo.

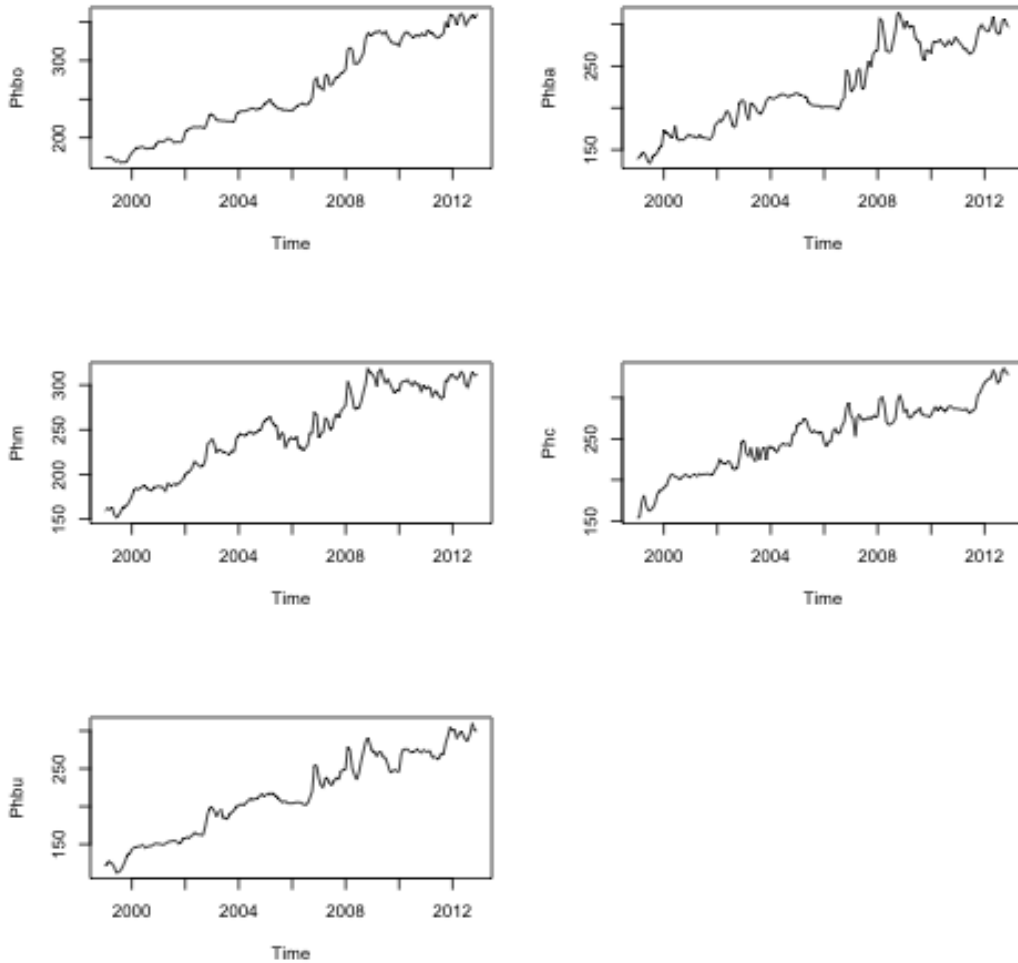


Figura 1: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

no es estadísticamente distinto de uno. Esto pues, de ocurrir lo anterior, puede verse que las relaciones de largo plazo entre las variables vendrían dadas por la ecuación 1.

Los resultados de estas regresiones pueden observarse en la tabla 1. En dicha tabla se muestran, por un lado, los coeficientes de la pendiente y del intercepto de una regresión del precio del huevo en la ciudad que está en la columna de la tabla con respecto al precio en la fila de la tabla. A cada uno de estos parámetros se le testea su significancia individual usando el estimador robusto a heteroscedasticidad y autocorrelación de la matriz de varianzas y covarianzas de Andrews (1991). Por otro lado se reporta el R^2 de la regresión, y finalmente el estadístico F con el que se testeó la hipótesis de que el coeficiente del precio regresor fuera estadísticamente igual a uno. Como puede verse, en la mayoría de los casos esta última hipótesis fue rechazada con un 99% de confianza. Solo en las relaciones de los precios de Barranquilla con los precios de Bucaramanga y Medellín no se cumplió la relación.

Que los precios de Barranquilla no muestren una relación de largo plazo con los precios

de otras ciudades, tal que la pendiente en la regresión sea estadísticamente igual a uno, no implica necesariamente ausencia de integración espacial. Esto en especial teniendo en cuenta que Barranquilla es la ciudad más alejada de las otras ciudades en la muestra. En este caso, en presencia de integración espacial la convergencia de precios puede existir, pero puede tardar más de un período en ocurrir. Esto de hecho es congruente con el hecho de que los coeficientes de las pendientes, si bien no fueron estadísticamente distintos de uno, si son estadísticamente distintos de cero. Por otro lado, una mirada superficial a los coeficientes de las pendientes muestra que estos nunca se desviaron mucho de la unidad. Así, se podría intuir que las desviaciones de la situación de paridad interregional de precios no son de gran magnitud.

		Relaciones de Cointegración entre los Precios Minoristas Locales							
		Phbo	Phba	Phbu	Phm	Phc			
Phbo	constante	10.97		-9.884	46.5	***	83.72	***	
	pendiente	0.8221	***	0.8627	***	0.7703	***	0.6483	***
	R2	0.9566		0.956		0.9416		0.8776	
	F Restricciones	17.08	***	7.85	***	13.89	***	25.07	***
Phba	constante			-16.32	39.57	***	79.54	***	
	pendiente			1.027	***	0.9222	***	0.7688	***
	R2			0.9571		0.9535		0.872	
	F Restricciones			0.1586		2.123		5.818	**
Phbu	constante				56.98	***	88.7	***	
	pendiente				0.8853	***	0.7628	***	
	R2				0.9681		0.946		
	F Restricciones				7.342	***	28.91	***	
Phm	constante						47.18	***	
	pendiente						0.8311	***	
	R2						0.909		
	F Restricciones						5.552	**	
Phc	constante								
	pendiente								
	R2								
	F Restricciones								

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 1: DANE. Cálculos propios.

Sin embargo, está documentado que en presencia de raíces unitarias en los “*procesos generadores de los datos*” de las series, las relaciones de cointegración dadas por ecuaciones como la 1 pueden ser espurias. Esto es, aun cuando con los instrumentos econométricos y estadísticos tradicionales —como son el modelo de regresión lineal y las correcciones a su matriz de varianzas y covarianzas— determinen que hay evidencia estadística a favor de una relación entre las variables de interés, dicha relación puede ser en realidad ficticia, reflejando una correlación en los datos que solo se mantuvo en la muestra observada pero que no se mantendrá en el tiempo. La cuestión sobre la existencia de una relación de largo plazo entre las variables

requerirá entonces del uso de técnicas de series de tiempo que detecten, en primer lugar, si existen raíces unitarias, y en segundo lugar, si a pesar de ellas todavía pueden detectarse relaciones estables y verdaderas entre las variables.

En primer lugar, debemos determinar entonces el orden de integración de cada serie. Dos herramientas comunmente usadas como punto de partida en el análisis de series de tiempo son las funciones de autocorrelación y de autocorrelación parcial de las series. Estas pueden apreciarse en los gráficos 3 y 4, respectivamente, en la sección de anexos. Como puede apreciarse en el gráfico 3, las series parecen mostrar una autocorrelación significativa y persistente, y que no dá evidencia de hacerse igual a cero en el tiempo, manteniéndose significativo con un 99 % de confianza incluso el coeficiente de autocorrelación del rezago 36. Sin embargo, al observar los coeficientes de autocorrelación parcial en el gráfico 4 —que determinan la correlación entre una observación de la serie y otra separada k observaciones en el tiempo, aislando los efectos de los otros rezagos— puede verse que solo el coeficiente del primer rezago es estadísticamente significativo al 99 % de confianza. Un comportamiento como el anterior es coherente con el que se esperaría de una serie integrada de orden 1, o $I(1)$.

Antes de concluir lo anterior, se debe proceder a observar el comportamiento de las series de precios diferenciadas un período. Esto con el fin de descartar la presencia de otra raíz unitaria. Las series diferenciadas pueden observarse en la gráfica `GraficoDiffPreciosHuevo.png`. Como puede verse, las series no parecen ser crecientes en el tiempo. Esto es coherente con la expectativa de que no haya más raíces unitarias. Para confirmar lo anterior, nuevamente se calculan las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial. Estas pueden observarse en las gráficas 5 y 6, respectivamente. En la gráfica 5 puede observarse que el comportamiento autoregresivo de la serie diferenciada sigue presente, pero desaparece —se hace no significativo— antes del rezago 18. Algo similar se observa en el comportamiento de las funciones de autocorrelación parcial. Esto sugiere que si bien puede haber más rezagos en el DGP de las series diferenciadas, estas no parecen tener más raíces unitarias. Así, un análisis de las ACF y PACF parece sugerir que las series son $I(1)$.

Un análisis más formal, y menos susceptible a variar según las apreciaciones del investigador, viene dado por los tests de raíces unitarias. En este artículo se realizarán las pruebas convencionales de raíces unitarias ADF, (Dickey y Fuller, 1991), Phillips y Perrón (1988), KPSS (Kwiatkowsky et al, 1992), la prueba no paramétrica de Breitung, (2002), y la prueba de Zivot y Andrews (1992) para casos de posible cambio estructural en las series. Como nuestras series son mensuales, hacemos adicionalmente la prueba de HEGY para detectar raíces unitarias estacionales. Lo que se busca con esto es determinar que todas las series tengan el mismo orden de integración, pues esto es necesario para las pruebas de cointegración.

En segundo lugar, se estimarán modelos VAR para poder realizar las pruebas de cointegración.

Donde el vector de variables dependientes y_t (endógenas), estará compuesto por las series de precios mensuales de un determinado bien. Este vector estará en función de un vector de constantes, y de un vector de precios rezagados (variables exógenas) del bien en todas las ciudades. Por tanto, lo que se obtendrá será un vector de ecuaciones en forma reducida, en

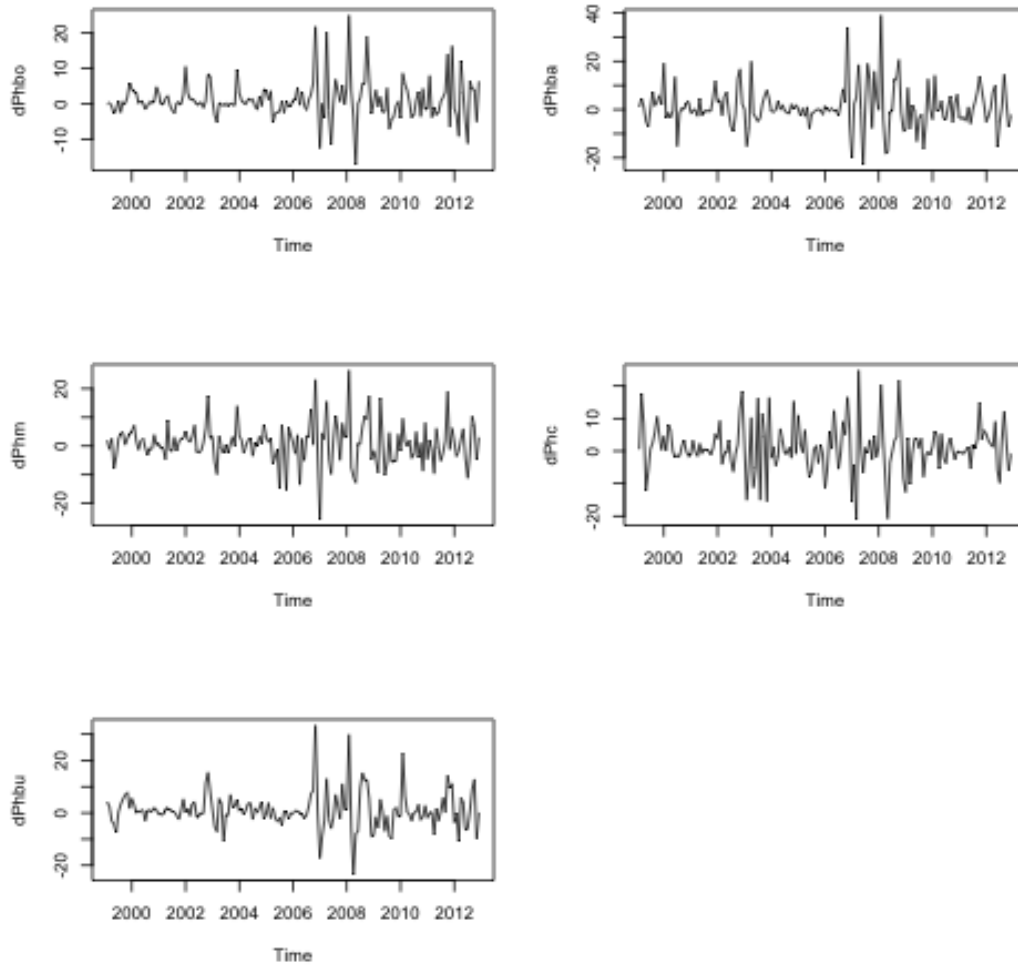


Figura 2: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

donde los términos de error son procesos tipo ruido blanco.

Para determinar el orden del VAR (p), tomaremos como punto de partida el número de rezagos que minimice los criterios de información. Si no hay consenso entre los criterios sobre el número óptimo de rezagos, buscaremos, mediante las pruebas de Autocorrelación de Portmanteau y Edgerton y Shukur (1999); el VAR con la menor cantidad de rezagos (más parsimonioso) que no tenga autocorrelación ⁶.

Posteriormente, con los ordenes de los VAR obtenidos se realizarán las pruebas de cointegración de Johansen (1988). Dado que los VAR calculados contienen más de dos series de precios, puede existir más de una relación de cointegración. Las relaciones de largo plazo (vectores de cointegración) que pueden encontrarse pueden no ser exáctamente como las dadas por la ecuación 1. De hecho, estas pueden adoptar la forma general:

⁶Los criterios de información serán realmente solo nuestro punto de partida. Si es posible encontrar un VAR libre de autocorrelación de un orden menor al sugerido por los criterios, será este VAR el a utilizar.

$$P_{i,t} = \alpha + \sum_{j \in -i} \beta_j P_{j,t} + \epsilon_t \quad (2)$$

Puede verse que las relaciones de largo plazo tomarían la forma de la ecuación 1 si solo uno de los $\beta_j P_{j,t}$ es estadísticamente igual a uno y los demás son estadísticamente iguales a cero. De ser este el caso podríamos encontrar hasta tres vectores de cointegración de este tipo. Sin embargo, como ya se mencionó, la integración espacial puede ser tal que los precios converjan o mantengan una relación de largo plazo, pero que esta no sea exactamente como la dada por la ecuación 1. Esto, por ejemplo, ocurriría si hay una ciudad muy aislada de las demás para la que tome un poco más de tiempo reaccionar a cambios de precios en otras ciudades. Por otro lado, dado que se está trabajando con series a las que se les aplicaron distintos filtros para remover de ellas las raíces unitarias estacionales, difícilmente se encontrará una relación de cointegración del estilo dado en la ecuación 1. Así, la existencia de vectores de cointegración como los de la ecuación 1 no son una preocupación en este artículo. La prueba de cointegración sugerirá la presencia de integración espacial de los mercados tan solo con la existencia de al menos una relación de cointegración de las variables de precios.

Para dar soporte a las conclusiones de las pruebas de cointegración de Johansen se realizarán las pruebas de cointegración de Engle y Granger, y la de Phillips y Oullaris (1990). Finalmente, de concluirse que existe cointegración entre las series de precios, se realizará la prueba de Causalidad de Granger, usando para ello los modelos VAR estimados previamente a la realización de la prueba de cointegración de Johansen. En esta, se enfrenta un modelo restringido, en el que precio de un bien en un mercado local está solo en función de precios anteriores en el mismo mercado (este modelo corresponde a la hipótesis nula de no causalidad); contra uno no restringido, en el que está el precio en un mercado en función de precios anteriores de ambos mercados (correspondiente a la hipótesis alterna de causalidad).

5. Resultados

5.1. Pruebas de raíces unitarias no estacionales

Los resultados de la aplicación de las pruebas convencionales de raíces unitarias a las series en niveles pueden apreciarse en la tabla 2. Como puede verse, la mayoría de las pruebas revelan que todas las series de precios en niveles tienen al menos una raíz unitaria.

Esto implica que la observación de un precio en un determinado mes sería igual a la observación del mes anterior, más el efecto de algún shock aleatorio. Las series de precios siguen entonces paseos aleatorios con *drift* —pues la serie es creciente en el tiempo. Es decir, los procesos tienen memoria, y por tanto no presentan un comportamiento estable en torno a una tendencia. Los shocks exógenos y aleatorios que surjan en algún momento del tiempo cambiarán entonces el comportamiento de las series de precios para siempre.

Una aplicación de las mismas pruebas a las series de precios diferenciadas en un solo rezago —y que pueden observarse en la gráfica— confirma, como puede verse en la tabla 3, que no parece haber más raíces unitarias. Así las series parecen seguir procesos I(1).

Pruebas de raíces unitarias							
Series en niveles							
variable	ADF 3		PP 2		Breitung 3	KPSS 2	ZA
Bogota	-0.07418	*	-3.053		0.09749	0.1303	* -4.182
			t=4			t=13	
Barranquilla	-0.1046	*	-3.173	*	0.09087	0.06656	-4.275
			t=4			t=13	
Medellin	-0.1323	*	-3.101		0.09222	0.1267	* -3.213
			t=4			t=13	
Cali	-0.1946	**	-4.326	***	0.08945	0.1799	** -4.348
			t=4			t=13	
Bucaramanga	-0.1791	**	-4.111	***	0.09495	0.106	-3.882
			t=4			t=13	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 2: DANE. Cálculos propios.

5.2. Prueba HEGY de raíces unitarias estacionales

Los resultados de aplicar la prueba de HEGY a las series en niveles, usando el criterio de informacion de Akaike para decidir el número óptimo de rezagos en la regresion auxiliar, pueden observarse en la tabla 16 en la sección de anexos. Los resultados de aplicar la prueba de HEGY a las series en niveles, usando el criterio de informacion de Schwarts para decidir el número óptimo de rezagos en la regresión auxiliar, pueden observarse en la tabla 17 en la sección de anexos. Finalmente, también se aplica la prueba de HEGY a las series en niveles, usando el criterio de eliminar sucesivamente los rezagos en la regresion auxiliar que no sean significativos aunque sea al 90 % de confianza, partiendo desde el modelo más general, hasta que todos los rezagos que queden sean significativos. Los resultados de esta prueba pueden observarse en la tabla 18 en la sección de anexos.

En los tres casos en los que se usaron criterios de información se encontró la presencia de raíces unitarias estacionales. Ante esto se procedió a la aplicación de los filtros necesarios, sugeridos por la prueba, para que las series fueran I(1). Sin embargo, una aplicación posterior de la prueba indicó la presencia de otras raíces unitarias estacionales. Se procedió entonces a una aplicación de los filtros que sugerían las segundas pruebas a la serie en niveles original. Así se procedió hasta obtener series que fueran I(1). Esto es, hasta obtener series filtradas a las que, una vez aplicada la prueba de HEGY, no se pudiera rechazar al 90 % de confianza la presencia de una raíz unitaria no estacional, pero si se pudiera rechazar con un 99 % de confianza la presencia de cualquiera de las posibles raíces unitarias estacionales para series mensuales.

Así, las raíces unitarias, estacionales y no estacionales, encontradas en la series, bajo los tres posibles criterios de información, se encuentran en las tablas 4, 5 y 6, respectivamente.

Dado que no hay un censo entre los resultados de las pruebas sobre el orden de inte-

Pruebas de raíces unitarias								
Series en diferencias								
variable	ADF 2		PP 1		Breitung 2		KPSS 1	ZA 1
Bogota	-1.394	***	-11.43	***	0.0002599	***	0.08305	-6.466
			t=4				t=13	
Barranquilla	-1.461	***	-11.34	***	0.0001754	***	0.05687	-5.653
			t=4				t=13	
Medellin	-1.404	***	-12.61	***	0.0002596	***	0.091	-5.695
			t=4				t=13	
Cali	-1.639	***	-12.73	***	0.0002771	***	0.1238	-5.883
			t=4				t=13	
Bucaramanga	-2.14	***	-9.465	***	0.0001352	***	0.05097	-5.627
			t=4				t=13	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 3: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias					
Criterio AIC					
Concluyendo con un 99 % de Confianza					
	Phbo	Phba	Phbu	Phm	Phc
No Estacional	X	X	X	X	X
Bimensual	X	X	X	X	
Cuatrimstral		X	X	X	
Trimestral		X	X	X	
Semestral		X	X	X	
(5/6)\phi		X	X	X	
Anual		X	X	X	

Tabla 4: DANE. Cálculos propios.

gración estacional de las series, se tomarán las tres posibles conclusiones para cada serie y se intentará hacer pruebas de cointegración con los tres grupos de series resultantes. Así, de encontrarse resultados similares entre las tres pruebas, se habrá asegurado que estos son robustos a errores en la especificación de las series. Sin embargo, para poder aplicar las pruebas de cointegración convencionales previamente mencionadas, es necesario que las series a usar tengan el mismo orden de integración, y que estén libres de raíces unitarias estacionales. Por tanto, se procede a aplicar filtros a las series con raíces unitarias estacionales, hasta que las series queden con un orden de integración $I(1)$. Finalmente, como puede verse en las tablas 19, 20 y 21 en la sección de anexos, una aplicación de la prueba de HEGY a las series filtradas muestra que estas quedaron libres de raíces unitarias estacionales.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias					
Criterio BIC					
Concluyendo con un 99% de Confianza					
	Phbo	Phba	Phbu	Phm	Phc
No Estacional	X	X	X	X	X
Bimensual	X			X	
Cuatrimestral				X	
Trimestral				X	
Semestral				X	
$(5/6)\phi$				X	
Anual				X	

Tabla 5: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias					
Criterio SIGNF					
Concluyendo con un 99% de Confianza					
	Phbo	Phba	Phbu	Phm	Phc
No Estacional	X	X	X	X	X
Bimensual	X	X	X		
Cuatrimestral		X	X		
Trimestral		X	X		
Semestral		X	X		
$(5/6)\phi$		X	X		
Anual		X	X		

Tabla 6: DANE. Cálculos propios.

5.3. Estimación del VAR

Para poder realizar las pruebas de cointegración de Johansen se procede entonces a buscar el modelo VAR más parcimonioso libre de autocorrelación para estos tres casos. Sin embargo no fué posible encontrar un VAR que cumpliera con estas características y que contuviera a las cinco posibles series de precios. Para el caso de las series a las que se les aplicaron los filtros estacionales sugeridos por una prueba “*HEGY-aic*”, no pudo encontrarse más que diez posibles parejas de series de precios para los que existiera un VAR libre de autocorrelación. Esto aún cuando se permitiera la presencia de dummies estacionales en el VAR. Por otro lado, si se encontraron dos modelos VAR que contenían a un subconjunto de cuatro ciudades con los otros criterios. El primer modelo VAR, estimado para las series filtradas sugerencias de la prueba “*HEGY-bic*”, incluye a todas las series salvo a la de Villavicencio. Este modelo es un VAR de orden 5. El segundo modelo, en el que se aplican los filtros sugeridos por la prueba “*HEGY-signf*”, incluye a todas las series salvo a la ciudad de Cali. Este modelo es de orden 4. Ambos modelos pueden observarse en las tablas 22 y 23, respectivamente, en la sección de anexos.

Los resultados de las pruebas de autocorrelación de Pormanteau y de Edgerton y Shukur

(1999) realizadas sobre estos modelos pueden observarse en la sección de anexos, en las tablas 24 y 26. Estas muestran que en los 20 primeros rezagos del VAR 1 no se puede rechazar nunca la hipótesis de no autocorrelación con un 99 % de confianza. En el VAR 2 en al menos 19 de los primeros 20 rezagos no es posible rechazar la hipótesis nula de errores no autocorrelacionados al 99 % de confianza.

También se realizaron pruebas de heteroscedasticidad multivariadas del tipo ARCH-LM para los modelos VAR 1 y VAR 2. Los resultados de estas se encuentran en la sección de anexos en las tablas 25 y 25. Como puede verse, ambas sugieren que ambos modelos tienen problemas de heteroscedasticidad. Aunque las pruebas de cointegración de Johansen son robustas a la heteroscedasticidad, otras pruebas estadísticas que se realizarán posteriormente en este documento si requieren de modelar correctamente la matriz de varianzas y covarianzas del VAR. Por tanto se modelaron las varianzas de los errores con modelos GARCH.

5.4. Pruebas de Cointegración de Johansen

Con estos modelos VAR se realizaron pruebas de cointegración de la traza y del máximo valor propio de Johansen. En ambos casos, con la prueba de la traza, se encontró evidencia a favor de la existencia de al menos una relación de cointegración entre las variables, y en el VAR 1 incluso se encontró una segunda relación de cointegración. Con la prueba del máximo valor propio no se pudo rechazar la hipótesis nula de no cointegración para el modelo VAR 1, pero si para el modelo VAR 2.

Pruebas Cointegración de Johansen VAR 1		
	Trace	Eigen
No. Relaciones	Estadístico	Estadístico
3	4.174	4.174
2	16.72	12.54
1	34.2	* 17.48
0	53.28	** 19.09
(*) Nivel de Significancia 90 %		
(**) Nivel de Significancia 95 %		
(***) Nivel de Significancia 99 %		

Tabla 7: DANE. Cálculos propios.

Como puede verse, los resultados de las pruebas de la traza en ambos modelos VAR parecen sugerir que se puede concluir que hay cointegración entre las series de precios, y que esta cointegración es robusta a la especificación del DGP que modela el comportamiento estacional de las series. Sin embargo, dada la falta de consenso entre las pruebas de la traza y del máximo valor propio para el caso del VAR 2, será necesario consultar más pruebas de cointegración antes de hacer conclusiones sólidas sobre la integración espacial de los mercados.

Pruebas Cointegración de Johansen VAR 2				
No. Relaciones	Trace		Eigen	
	Estadístico		Estadístico	
3	5.485		5.485	
2	11.44		5.956	
1	25.26		13.82	
0	60.58	***	35.32	***
(*) Nivel de Significancia 90 %				
(**) Nivel de Significancia 95 %				
(***) Nivel de Significancia 99 %				

Tabla 8: DANE. Cálculos propios.

5.5. Otras pruebas de cointegración

Finalmente, para confirmar los resultados de integración espacial soportados por las pruebas de cointegración de Johansen aplicadas sobre el VAR 2, y por la prueba de la traza realizada sobre el VAR 1, se realizan otras pruebas de cointegración. Esta vez se realizan pruebas para probar la cointegración de las series de precios de las cinco ciudades al tiempo. Sin embargo, nuevamente será necesario que las pruebas se realicen sobre series libres de raíces unitarias estacionales. Por tanto, se realizan pruebas sobre los tres grupos de series resultantes de aplicar el filtro estacional sugerido por cada uno de los tres criterios de información usados en la prueba de HEGY .

La primera prueba de cointegración a aplicar es la de Engle y Granger. Esta prueba no es más que un proceso en dos etapas. En la primera etapa se estima por MCO la relación de cointegración de interés. Esto con el fin de obtener la serie de los errores estimados de la regresión. En la segunda etapa se hace una aplicación de la ya mencionada prueba de raíces unitarias ADF a esta serie de errores. Si se encuentra evidencia que permita rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria entonces se concluye que las series están cointegradas. Es bien sabido que las conclusiones de esta prueba dependen de cual sea la variable dependiente en la regresión de cointegración estimada en la primera etapa. Así, se realizan cinco pruebas de cointegración, siendo la variable dependiente en cada una de ellas la serie de precios de una ciudad distinta. Dado que los resultados de la prueba pueden ser sensibles a la elección del número óptimo de rezagos en la regresión auxiliar, se realizan pruebas con los números de rezagos sugeridos por los criterios de información convencionales.

Los resultados de estas pruebas pueden verse en la tabla 9. Como puede apreciarse, en todos los casos en los que la variable dependiente es la serie de precios de la ciudad de Cali se encuentra evidencia de cointegración, al menos al 90 % de confianza. Por otro lado, con un 99 % de confianza no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las series en ninguna de las pruebas en las que la serie de precios de Bogotá era la variable dependiente. Estos dos resultados son robustos a la elección correcta del número óptimo de rezagos en la regresión auxiliar y a la correcta especificación del DGP de las series —es decir, de modelar su comportamiento estacional. Los resultados de las otras pruebas sí parecen ser

sensibles a estos factores.

La segunda prueba alternativa a realizar es la Prueba Pu de Phillips y Ouliaris. La idea de esta prueba es la misma de la de Engle y Granger, más ahora se utilizará la prueba de Phillips y Perron (1988) para realizar la prueba de raíces unitarias sobre la serie de residuales en el segundo paso del proceso. Nuevamente, los resultados pueden ser sensibles a la elección de la variable dependiente en la regresión del primer paso. Por tanto se realizará esta prueba para todos los casos posibles. Además se realizarán pruebas para los tres grupos de series filtradas, y para dos posibles elecciones de los parámetros de truncación de los rezagos.

Los resultados de esta prueba se encuentran en la tabla 10. Como puede verse, los resultados de esta prueba son muy similares a los de la prueba de Engle y Granger. Nuevamente casi todas las especificaciones —esta vez salvo por las realizadas con el grupo de series filtradas según lo sugerido por la prueba “*Hegy-bic*”— permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración, al menos al 90 % de confianza, cuando la variable dependiente es la serie de precios de Cali. También, nuevamente puede encontrarse la misma conclusión para el caso en que la serie de Medellín es la variable dependiente cuando las series testeadas son las creadas con base a los resultados de la prueba “*Hegy-bic*”, así como para los casos de las ciudades de Barranquilla y Bogotá cuando las series testeadas son las creadas con base a los resultados de la prueba “*Hegy-signf*”. Finalmente también aquí ocurrió que en todas las pruebas no se pudo rechazar la hipótesis nula de no cointegración para el caso en que la serie de precios de Bogotá es la variable dependiente.

Una última prueba de cointegración a realizar es la prueba Pz, también de Phillips y Ouliaris. En este caso, al igual que ocurre con las pruebas de Johansen, los resultados serán independientes de la elección de la normalización de la relación de cointegración a testear. Esto es, no importa cual sea la elección de la variable dependiente. Los resultados de la prueba se encuentran en la tabla 11. En este caso, para ninguno de los tres grupos de series, y para ninguno de los criterios de elección del parámetro de truncamiento de los rezagos, se pudo rechazar, siquiera con un 90 % de confianza, la hipótesis nula de no cointegración.

Antes de concluir, cabe destacar que las pruebas alternativas de cointegración realizadas en esta sección son inferiores a la prueba de Johansen en varios aspectos. El primero de ellos, concerniente a las dos primeras pruebas alternativas a realizar, es que, como se vió, son sensibles a la escogencia de la variable dependiente. El segundo es que las tres solo prueban la existencia de una única relación de cointegración, en tanto las pruebas de Johansen tienen en cuenta que pueden existir hasta tres vectores de cointegración entre las series de precios de las cuatro ciudades de cada VAR. Así, se dará prioridad a los resultados de las pruebas de Johansen.

Considerando entonces que las pruebas de Johansen concluyen la existencia de cointegración entre las variables, y que las mayoría de las demás pruebas muestran evidencia similar para varias especificaciones de la relación de cointegración, se concluirá entonces que las series de precios están cointegradas.

5.6. Pruebas de Causalidad de Granger

Habiendo concluido que existe cointegración entre las series de precios, se procede a examinar la naturaleza de esta relación. Para esto se realizaron, con los VAR estimados en la sección 5.3, pruebas de causalidad de Granger. Con esta prueba testamos la hipótesis nula de que la serie de precios de la ciudad x no causa, a lo Granger, a las otras series de precios, contra la alternativa de que causa a al menos una de ellas. Los resultados de estas pruebas, para el VAR 1, se encuentran en la tabla 12.

Puede verse que con un 95 % de confianza en todos los casos se pudo concluir que una de las series de precios causa, a lo granger, a al menos una de las otras series de precios. Además, que todas las series de precios guardan una relación de causalidad instantánea con al menos una de las demás con un 99 % de confianza. Los resultados de la prueba de causalidad de granger para el VAR 2 se encuentran en la tabla 13. Las conclusiones son similares a las obtenidas para el VAR 1.

Un inconveniente con la prueba de causalidad de Granger es que no permite saber que variable está antecediendo a que otra. Más específicamente, no permite determinar si cambios en una ciudad anteceden a cambios en la otra directamente, y no a través de la influencia en los precios de las demás ciudades. Un intento de averiguar si cambios en la ciudad X anteceden a cambios en la ciudad Y , ceteris paribus, puede ser el de realizar un test de significancia conjunta de los coeficientes de los precios rezagados de la ciudad x en la ecuación del VAR en la que la ciudad Y es la variable dependiente. Estas pruebas, realizadas en los VAR 1 y VAR 2, pueden verse en la tabla 14 y 15, respectivamente. Estas tablas se leen como la variable en la fila causando a la variable en la columna.

Es de resaltar que en ambos grupos de tests que se obtienen las mismas conclusiones para las ciudades de la causalidad de los precios de Bogotá sobre los de Barranquilla, de los de Bogotá sobre los de Cali, y de los de Barranquilla sobre Bogotá. Esto a pesar de que los VAR tienen distintos ordenes, y se realizan sobre distintos grupos de series filtradas. Puede interpretarse esto evidencia de la robustez de las relaciones entre los precios de estas ciudades. En tanto, la causalidad de Cali sobre Bogotá y Barranquilla solo se hace significativa, al 90 % de confianza, solo cuando se controla por el efecto de los precios de la ciudad de Medellín sobre las demás ciudades en el VAR 2. Finalmente, los precios de la ciudad de Bucaramanga parecen anteceder a cambios en los precios de las ciudades de Bogotá, Barranquilla y Cali con un 99 % de confianza. Siendo Bucaramanga la capital de un departamento con una grande industria avícola, esto no es de sorprender. Los precios de Medellín, por su parte, solo parecen anteceder a cambios en los precios de la ciudad de Bogotá.

Por último, es necesario resaltar que no hubo una sola ciudad para la que ocurriera que sus precios causan, a lo Granger, a los precios de otra ciudad pero que no son causados, a lo Granger, por los precios de alguna otra ciudad. Incluso los precios la ciudad de Bucaramanga, capital de un gran centro de producción avícola, fueron impactados por cambios en los precios de la ciudad de Bogotá, que al ser el mayor centro urbano del país también es probablemente la ciudad de mayor demanda de huevos. Esta ciudad, a su vez, parece ser causada a lo Granger por cambios en los precios de todas las demás ciudades. Por tanto, el mercado del huevo no

parece ser un mercado con un centro definido, sino uno en el que shocks, de oferta o de demanda, eventualmente afectan los precios de las otras ciudades.

Test de Causalidad de Engle y Granger												
CI Filtro	aic			bic			signf			signf		
Serie \ CI Prueba	aic	bic	signf	aic	bic	signf	aic	bic	signf	aic	bic	signf
Phbo	-3.886	-2.829	-3.417	-2.185 (t)	-2.235 (t)	-2.15	-3.702	-2.326	-2.811			
Phba	-4.279 *	-2.665	-4.305 *	-3.64	-4.325 *	-4.597 **	-4.548 **	-3.245 **	-4.478 *			
Phbu	-3.71	-3.236	-3.945	-4.882 **	-4.619 **	-5.051 **	-3.493	-3.493	-3.656			
Phm	-4.375 *	-2.364	-3.056	-2.534	-3.024	-3.099	-5.046 **	-5.198 **	-4.978 **			
Phc	-4.237 *	-4.603 **	-4.866 **	-4.733 **	-4.703 **	-5.121 ***	-4.344 *	-4.344 *	-4.743 **			

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 9: DANE. Cálculos propios.

Test de Cointegración Pu de Phillips y Ouliaris									
		aic		bic		signf			
		short	long	short	long	short	long		
Phbo		22.77	15.34	8.608	10.84	20.39	20.87		
Phba		6.698	7.463	40.56	50.17 *	18.62	21.46		
Phbu		10.59	11.4	59.23 **	45.18	6.871	6.93		
Phm		3.584	3.781	2.035	2.252	51.53 *	50.97 *		
Phc		50.17 *	45.47 *	37.61	39.28	61.7 **	67.66 **		

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 10: DANE. Cálculos propios.

Test de Cointegración Pz				
		aic	bic	signf
short		50.15	101	95.75
long		40.74	124.3	91.99

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 11: DANE. Cálculos propios.

Test de Causalidad de Granger VAR 1				
		A lo Granger		Instantanea
		Estadistico F		Est. Chi Cuadrado
Phbo		2.299	***	58.8 ***
Phba		2.424	***	65.61 ***
Phbu		2.23	***	64.93 ***
Phc		1.915	**	44.89 ***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 12: DANE. Cálculos propios.

Test de Causalidad de Granger VAR 2				
A lo Granger			Instantanea	
	Estadistico F		Est. Chi Cuadrado	
Phbo	2.385	***	54.84	***
Phba	2.139	***	38.73	***
Phm	2.571	***	55.22	***
Phc	1.737	**	42.48	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 13: DANE. Cálculos propios.

Test de Wald de Causalidad Individual VAR 1								
Estadísticos de wald obtenidos con un modelo Garch Multivariado								
	Phbo		Phba		Phbu		Phc	
Phbo			2.845	**	5.544	***	2.564	**
Phba	4.415	***			1.473		1.17	
Phbu	3.839	***	4.269	***			3.887	***
Phc	1.138		1.665		1.827			

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 14: DANE. Cálculos propios.

Test de Wald de Causalidad Individual VAR 2								
Estadísticos de wald obtenidos con un modelo Garch Multivariado								
	Phbo		Phba		Phm		Phc	
Phbo			2.394	**	1.256		2.681	**
Phba	2.459	**			4.05	***	1.34	
Phm	5.466	***	0.9683				1.763	
Phc	2.042	*	1.986	*	0.7898			

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 15: DANE. Cálculos propios.

6. Conclusiones

En este artículo se muestra que una sencilla aplicación de regresiones lineales por pares de ciudades parece mostrar que hay una relación de paridad entre los precios del huevo de las ciudades de Bogotá, Medellín, Bucaramanga y Cali. Esto en tanto que los precios de la ciudad de Barranquilla parecen estar correlacionados con los de las demás ciudades, pero no en una forma en que se pueda afirmar que en el largo plazo haya paridad entre los precios de esta ciudad y los de las otras ciudades en el período t . Sin embargo las desviaciones de la paridad no parecen ser de gran magnitud. Así, este tipo de análisis parece mostrar que la ley del único precio aplica al mercado del huevo en estas ciudades, y que estas están integradas espacialmente.

Sin embargo, el análisis de series de tiempo aplicado a las cinco series de precios del huevo muestra que hay evidencia de que estos precios siguen procesos con raíces unitarias, estacionales y no estacionales. Al seguir no solo una tendencia estocástica, sino también una estacionalidad estocástica, se levanta el riesgo de que las relaciones de paridad encontradas sean espurias, por lo que para verificar que sus resultados sean válidos, se hace necesaria la aplicación de tests de cointegración de las variables.

Las pruebas de cointegración realizadas, aplicadas bajo tres distintas posibilidades de comportamiento estacional de las series, muestran evidencia a favor de la existencia de cointegración entre las series, lo cual implica que hay integración espacial de los cinco mercados locales de la muestra. Así, puede descartarse que las relaciones de paridad encontradas entre las series de precios sean espurias. Adicionalmente, en esta relación de cointegración se encuentra el precio de la ciudad de Barranquilla. Por tanto, si bien puede que no exista una paridad “*instantanea*” entre los precios de esta ciudad con los de las demás ciudades, en todo caso los precios de esta ciudad mantienen una relación de largo plazo con los de las demás, lo cual es evidencia de la presencia de integración espacial de los mercados.

Finalmente, el análisis de causalidad de las series realizado muestra evidencia a favor de la existencia de un mercado integrado en el que cambios en los determinantes —factores de oferta o de demanda— de los precios de equilibrio de cada mercado terminarán por afectar posteriormente a al menos uno de los precios de las demás ciudades.

Referencias

- (2008). Boletín semanal precios mayoristas. abril 5 al 11 de 2008. vol 13. Technical Report 15, SIPSA.
- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21:243–247.
- Akaike, H. (1971). Autoregressive model fitting for control. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 23:163–180.
- Alonso, J. y Gallego, A. (2010). Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: evidencia de las series de precios. *Revista Economía y Región.*, 4(2):5–28.
- Alonso, J. y Montoya, V. (2006). Integración espacial del mercado de la papa en el valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes una misma conclusión. *Informe de Coyuntura Informática Regional (ICER)*, pages 68–83.
- Alonso, J. C. y Semaán, P. (2010). Prueba de hegy en r: Una guía. *Apuntes de Economía. Universidad Icesi.*, 23.
- Andrews, D. (1991). Heteroskedasticity y autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59:817–858.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., y Hendry, D. F. (1993). Cointegration, error correction, y the econometric analysis of non-stationary data. *Oxford University Press, Oxford.*
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31:307–327.
- Box, G. E. P. y Pierce, D. A. (1970). Distribution of residual correlations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, 65:1509–1526.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots y cointegration. *Journal of Econometrics*, (108(2)):343–363.
- Breitung, J. y Taylor, A. (2003). Corrigendum to "nonparametric tests for unit roots and cointegration". *Journal of Econometrics*, (117(2)):401–404.
- Breusch, T. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17:334–355.
- Campo, J. y Cubillos, S. (2012). Convergencia de precios en Colombia: Integración de mercados a través del índice de precios al consumidor. *Finanzas y Política Económica*, 4(2):103–112.

- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057–1071.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50:987–1008.
- Engle, R. F. y Granger., C. W. (1987). Contegration y error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, pages 251–276.
- Franses, P. (1990). Testing for seasonal unit roots in monthly data. Technical Report 9032, Econometric Institute.
- Fuller, W. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Jonh Wiley, New York.
- Galvis, L. A. (2002). Integración regional de los mercados laborales en colombia, 1984-2000. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, (27).
- Godfrey, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46:1303–1313.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37:424–438.
- Hannan, E. J. y Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, pages 190–195.
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C., y Yoo, B. (1990). Seasonal integration y cointegration. *Journal of Econometrics*, 44:215–238.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics y Control*, 12:231–254.
- Johansen, S. (1991). Estimation y hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6):1551–1580.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation y inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, 52(2):169–210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54:159–178.
- Lutkepohl, H. (2006). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, New York.
- Monahan, D. A. . J. (1992). An improved heteroskedasticity y autocorrelation consistent covariance matrix estimator. *Econometrica*, 60:953–966.

- Montoya, J. C., Ardila, I., y Gutiérrez, J. E. (2010). Estrategia competitiva y sostenible de la industria avícola en santander. Technical report, Camara de Comercio de Bucaramanga.
- Mora, J. D. (2005). La producción avícola en colombia. connotaciones. *Departamento de Producción animal, Universidad Nacional de Colombia - Sede Medellín.*
- Perron, P. (1988). Trends y random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics y Control*, 12:297–332.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of Integrated y Cointegrated Time Series with R.* Springer, New York.
- Phillips, P. y Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1):165–193.
- Quinn, B. (1979). Order determination for a multivariate autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 41:182–185.
- Ramírez, M. (1999). *On infrastructure y economic growth.* PhD thesis, University of Illinois.
- Ruiz, H. (2007). Sector avícola colombiano. Technical report, Grupo de estadística de la Superintendencia de sociedades.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6:461–464.
- Silvapulle, P. y Jayasuriya, S. (1994). Testing for philippines rice market integration: A multiple cointegration approach. *Journal of Agricultural Economics*, 45(3).
- Zivot, E. y Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, y the unit-root hypothesis. *Journal of Business y Economic Statistics*, 10(3):251–270.

A. Anexos

A.1. Funciones de autocorrelación de las series de precios en niveles

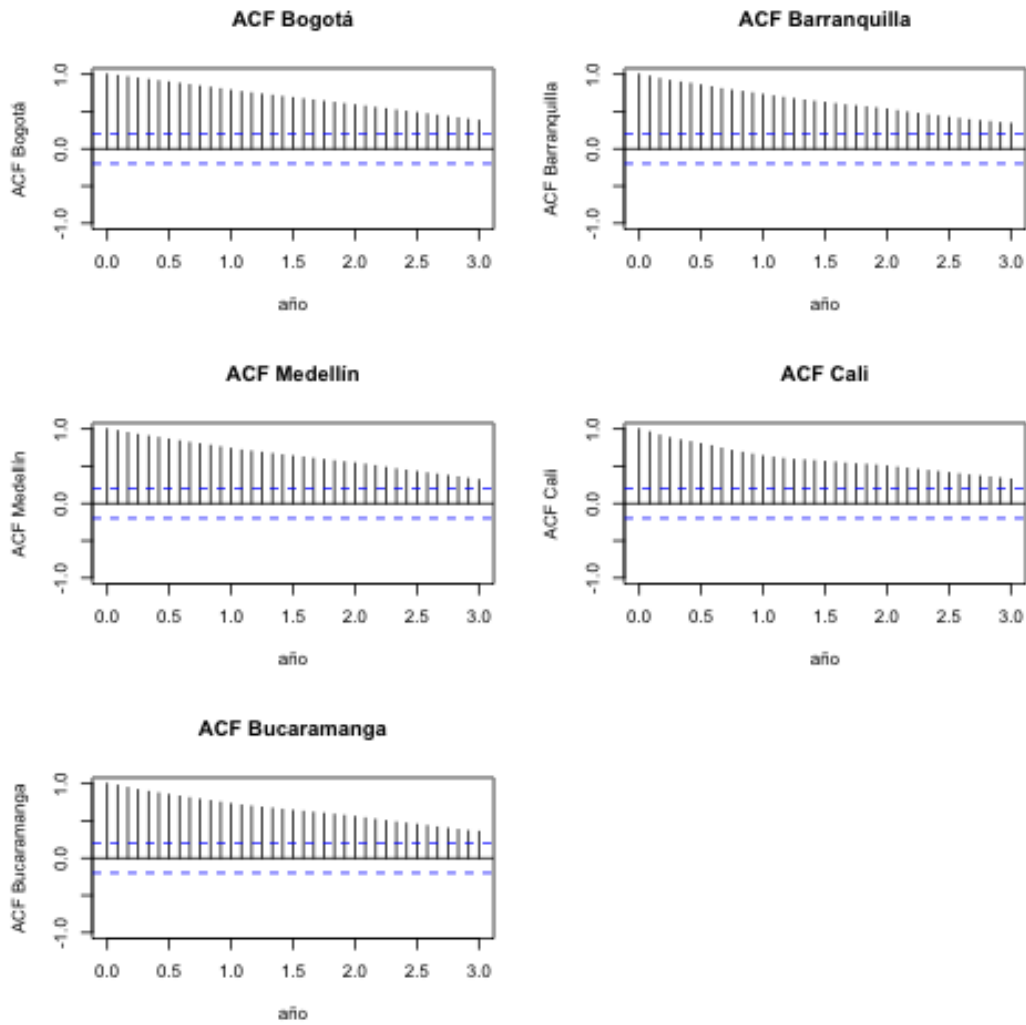


Figura 3: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

A.2. Funciones de autocorrelación parcial de las series de precios en niveles

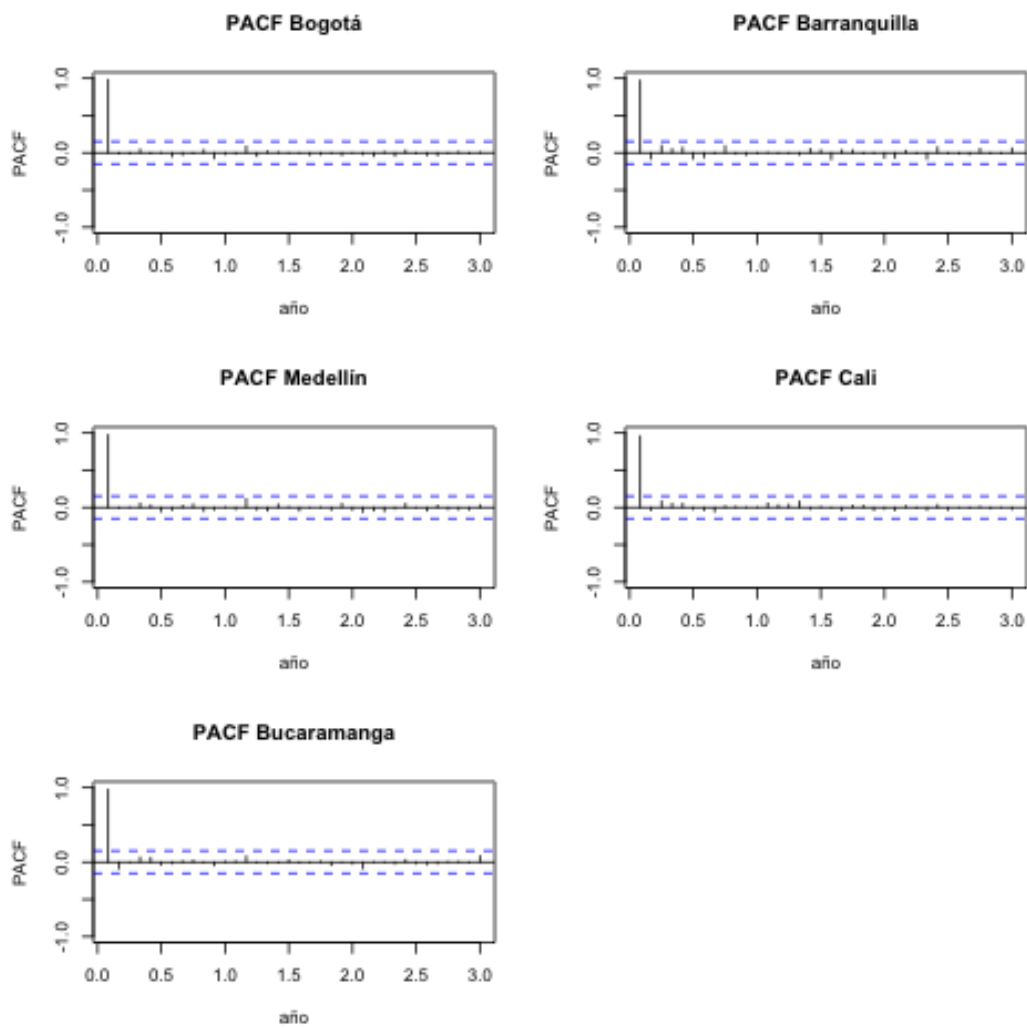


Figura 4: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

A.3. Funciones de autocorrelación de las series de precios en diferencias

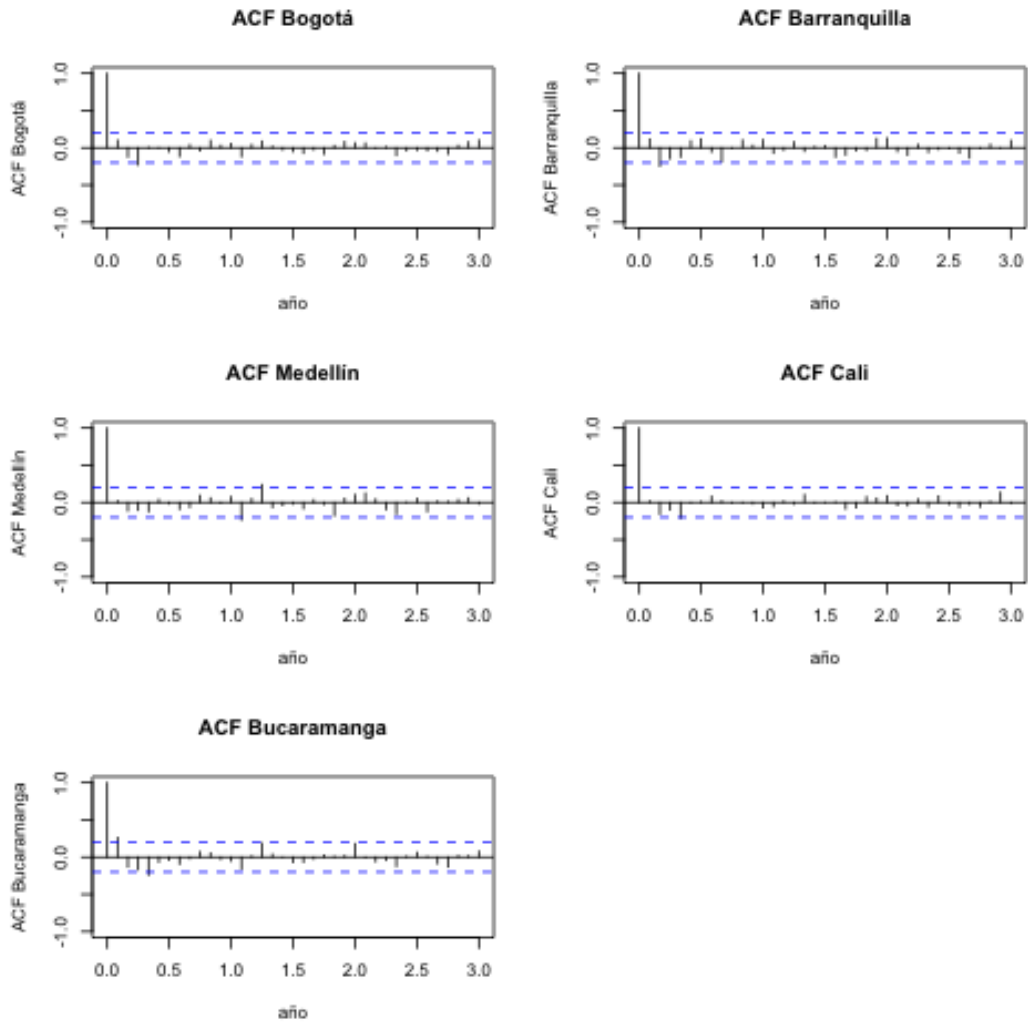


Figura 5: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

A.4. Funciones de autocorrelación parcial de las series de precios en diferencias

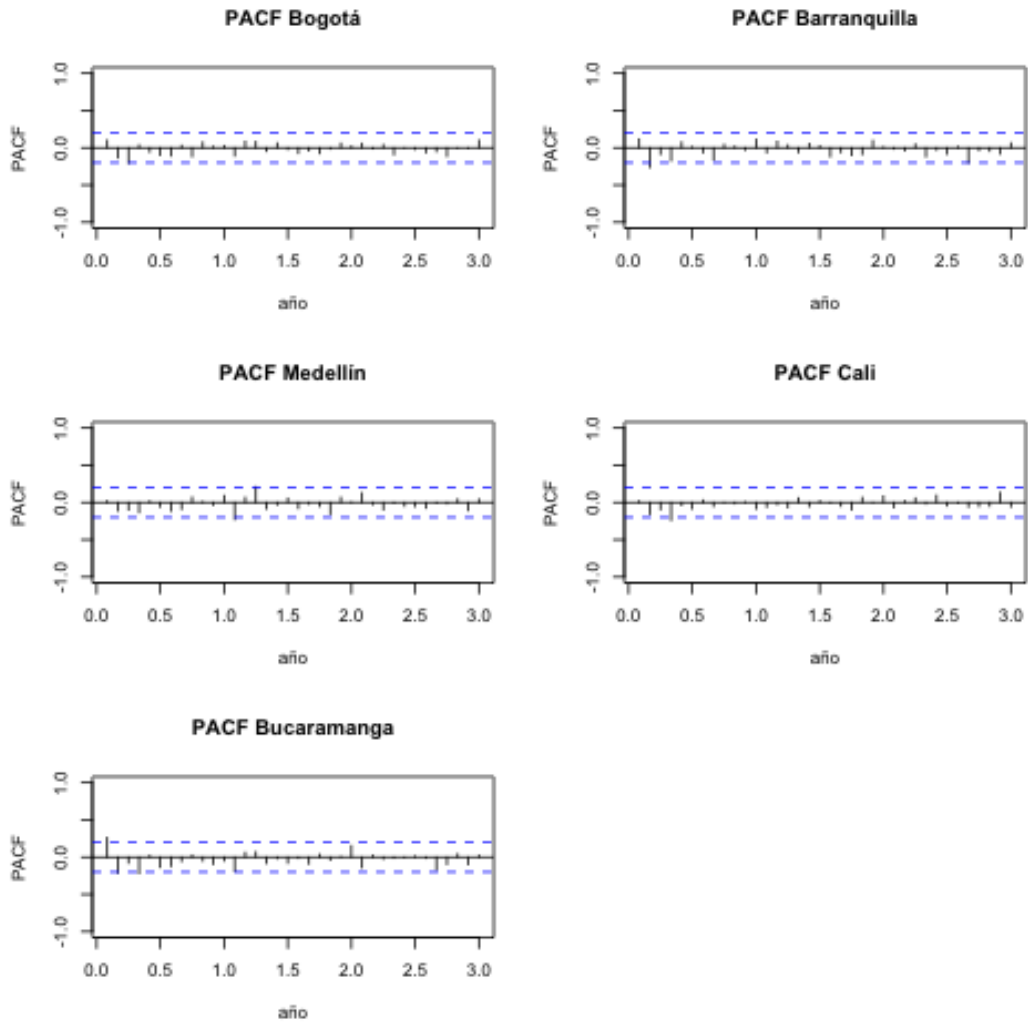


Figura 6: Fuente: DANE, Cálculos Propios.

A.5. Pruebas de raíces unitarias de Hegy para las series de precios en niveles

Prueba HEGY de Raíces Unitarias										
Criterio AIC										
Series en Niveles										
	Phbo		Phba		Phbu		Phm		Phc	
No Estacional	-0.306	*	-1.111	*	-3.369	**	-1.749	*	-1.2	*
Bimensual	-2.17	**	-2.917	***	-2.131	**	-3.578	***	-3.759	***
Cuatrimestral	9.239	***	9.599	***	3.552	**	4.754	***	14.8	***
Trimestral	18.65	***	3.588	**	4.103	**	3.875	**	14.08	***
Semestral	10.36	***	5.488	***	5.574	***	5.647	***	9.358	***
(5/6)\phi	13.93	***	4.825	***	4.076	**	7.106	***	10.49	***
Anual	9.133	***	1.131	*	2.791	*	0.8312	*	6.006	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 16: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias										
Criterio BIC										
Series en Niveles										
	Phbo		Phba		Phbu		Phm		Phc	
No Estacional	-0.3727	*	-1.141	*	-3.415	**	-1.775	*	-2.872	*
Bimensual	-2.175	**	-3.534	***	-3.847	***	-2.352	**	-4.007	***
Cuatrimestral	9.073	***	18.43	***	14.14	***	9.479	***	12.93	***
Trimestral	18.62	***	9.473	***	9.883	***	6.537	***	12.27	***
Semestral	11.49	***	9.507	***	13.62	***	14.98	***	10.23	***
(5/6)\phi	13.89	***	10.79	***	11.6	***	3.631	**	10.61	***
Anual	9.878	***	11.16	***	12.09	***	5.432	***	12.86	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 17: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias										
Criterio SIGNF										
Series en Niveles										
	Phbo		Phba		Phbu		Phm		Phc	
No Estacional	-0.3292	*	-2.796	*	-3.117	*	-1.45	*	-3.243	*
Bimensual	-2.4	**	-3.738	***	-2.966	***	-3.875	***	-4.346	***
Cuatrimestral	10.81	***	20.3	***	7.592	***	18.04	***	15.28	***
Trimestral	22.27	***	6.971	***	5.654	***	10.35	***	14.26	***
Semestral	13.69	***	7.37	***	3.413	**	15.94	***	12.02	***
(5/6)\phi	16.86	***	11.09	***	8.22	***	12.4	***	12.57	***
Anual	11.02	***	1.357	*	5.77	***	11.9	***	15.77	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 18: DANE. Cálculos propios.

A.6. Pruebas de raíces unitarias de Hegy para las series de precios filtradas

Prueba HEGY de Raíces Unitarias								
Criterio AIC								
Series Filtradas								
	Phbo		Phba		Phbu		Phm	
No Estacional	-0.424	*	-0.7335	*	-3.285	*	-3.077	*
Bimensual	-6.142	***	-4.189	***	-4.805	***	-5.633	***
Cuatrimestral	7.385	***	35.17	***	4.872	***	24.63	***
Trimestral	11.28	***	26.86	***	12.01	***	22.18	***
Semestral	10.72	***	28.27	***	11.05	***	19.14	***
(5/6)\phi	4.875	***	19.72	***	10.47	***	19.37	***
Anual	5.025	***	12.66	***	8.042	***	17.43	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 19: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias				
Criterio BIC				
Series Filtradas				
	Phbo		Phm	
No Estacional	-0.5091	*	-3.782	**
Bimensual	-5.852	***	-4.596	***
Cuatrimstral	7.591	***	42.06	***
Trimestral	12.89	***	35.4	***
Semestral	8.469	***	42.48	***
$(5/6)\phi$	10.84	***	21.66	***
Anual	8.324	***	29.84	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 20: DANE. Cálculos propios.

Prueba HEGY de Raíces Unitarias						
Criterio SIGNF						
Series Filtradas						
	Phbo		Phba		Phbu	
No Estacional	-0.3825	*	-1.12	*	-1.183	*
Bimensual	-6.431	***	-3.979	***	-4.52	***
Cuatrimstral	8.912	***	37.05	***	32.14	***
Trimestral	15.26	***	29.2	***	30.68	***
Semestral	9.981	***	36.48	***	39.49	***
$(5/6)\phi$	12.92	***	19.88	***	29.1	***
Anual	9.187	***	33.45	***	13.94	***

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 21: DANE. Cálculos propios.

A.7. Estimaciones de los modelos VAR sobre las series filtradas

VAR 1									
Estadísticos t entre paréntesis									
Errores estándar calculados con un modelo									
GARCH Multivariado									
	Phbo		Phba		Phbu		Phc		
Phbo.11	1.3243 (11.7657)	***	-0.1253 (-0.7277)		-0.2082 (-1.5228)		0.0036 (0.0252)		
Phba.11	0.2615 (2.9032)	***	0.8865 (6.4332)	***	0.0837 (0.7651)		0.0373 (0.322)		
Phbu.11	0.3805 (3.4842)	***	0.5324 (3.1858)	***	1.2731 (9.595)	***	0.4489 (3.1957)	***	
Phc.11	-0.1391 (-1.7501)	*	-0.2324 (-1.9105)	*	-0.0651 (-0.6735)		0.5831 (5.7026)	***	
Phbo.12	-1.0962 (-5.9501)	***	-0.3146 (-1.1159)		-0.1467 (-0.6554)		-0.3411 (-1.4397)		
Phba.12	-0.0039 (-0.0347)		0.0411 (0.2381)		-0.0243 (-0.1773)		8e-04 (0.0056)		
Phbu.12	-0.1897 (-1.2761)		-0.3487 (-1.533)		-0.1862 (-1.0311)		-0.1067 (-0.5584)		
Phc.12	-0.0011 (-0.0117)		0.032 (0.2214)		-3e-04 (-0.0024)		0.0914 (0.7528)		
Phbo.13	0.942 (5.6066)	***	0.565 (2.1976)	**	0.3873 (1.8972)	*	0.3395 (1.5709)		
Phba.13	0.0172 (0.1557)		0.0281 (0.1661)		0.1909 (1.423)		0.0351 (0.2468)		
Phbu.13	-0.0035 (-0.0227)		0.2581 (1.0955)		-0.0019 (-0.01)		-0.0673 (-0.34)		
Phc.13	0.0844 (0.8985)		0.0016 (0.0115)		-0.1263 (-1.1067)		0.1165 (0.9641)		
Phbo.14	-0.2035 (-2.4735)	**	-0.1116 (-0.8867)		-0.0041 (-0.0407)		0.0153 (0.1443)		
Phba.14	-0.2275 (-2.6236)	***	-0.0348 (-0.262)		-0.2424 (-2.3013)	**	-0.183 (-1.641)		
Phbu.14	-0.1105 (-0.9431)		-0.4043 (-2.2548)	**	-0.2004 (-1.4081)		-0.0746 (-0.4949)		
Phc.14	0 (4e-04)		0.1991 (1.7136)	*	0.2431 (2.6351)	***	0.022 (0.2255)		
const	5.8902 (0.9824)		4.1994 (0.4577)		-2.9413 (-0.4038)		21.3247 (2.7655)	***	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 22: DANE. Cálculos propios.

VAR 2								
Estadísticos t entre paréntesis								
Errores estándar calculados con un modelo								
GARCH Multivariado								
	Phbo		Phba		Phm		Phc	
Phba.l1	0.1614 (2.9866) ***		1.9692 (19.0367) ***		0.2386 (3.514) ***		0.1361 (1.9979) **	
Phbo.l1	1.6061 (12.5282) ***		0.0479 (0.1953)		0.0782 (0.4852)		0.235 (1.4537)	
Phm.l1	0.1323 (1.2967)		0.3289 (1.6842) *		0.762 (5.9462) ***		0.0868 (0.675)	
Phc.l1	-0.0128 (-0.149)		-0.1674 (-1.0183)		-0.0366 (-0.339)		0.667 (6.1594) ***	
Phba.l2	-0.3067 (-2.7618) ***		-1.4397 (-6.7706) ***		-0.5464 (-3.9154) ***		-0.3184 (-2.2735) **	
Phbo.l2	-1.5172 (-6.7991) ***		-0.2878 (-0.6737)		-0.4074 (-1.4531)		-0.7464 (-2.6522) ***	
Phm.l2	0.1734 (1.4596)		0.0481 (0.2115)		0.1401 (0.9387)		0.2608 (1.741) *	
Phc.l2	-0.0053 (-0.0514)		0.0015 (0.0074)		0.1654 (1.2718)		0.1707 (1.3077)	
Phba.l3	0.196 (1.5455)		0.6848 (2.8204) ***		0.5095 (3.1973) ***		0.2168 (1.3558)	
Phbo.l3	1.2822 (5.2869) ***		0.7286 (1.5692)		0.4108 (1.3481)		0.647 (2.1155) **	
Phm.l3	-0.1744 (-1.5062)		-0.2488 (-1.1222)		-0.0777 (-0.5339)		-0.173 (-1.1846)	
Phc.l3	0.075 (0.722)		-0.0453 (-0.2277)		-0.0231 (-0.1772)		0.1718 (1.3121)	
Phba.l4	-0.0586 (-0.5065)		-0.2058 (-0.9296)		-0.2328 (-1.603)		-0.0418 (-0.287)	
Phbo.l4	-0.4335 (-2.1261) **		-0.4034 (-1.0334)		-0.0889 (-0.3469)		-0.1663 (-0.6466)	
Phm.l4	-0.3159 (-2.8863) ***		0.0639 (0.3048)		-0.133 (-0.967)		-0.1828 (-1.3245)	
Phc.l4	-0.163 (-1.5715)		-0.2283 (-1.1496)		-0.1212 (-0.9297)		-0.2562 (-1.9589) *	
Phba.l5	0.027 (0.5074)		-0.0469 (-0.4611)		0.0539 (0.8066)		0.0052 (0.0782)	
Phbo.l5	0.0125 (0.1299)		0.0609 (0.3294)		-0.0309 (-0.2545)		0.062 (0.5094)	
Phm.l5	-0.0138 (-0.1356)		-0.0981 (-0.5029)		0.046 (0.3596)		-0.0117 (-0.0908)	
Phc.l5	0.2131 (2.5357) **		0.4469 (2.7773) ***		0.0888 (0.8407)		0.203 (1.9154) *	
const	-0.8926 (-0.1947)		2.5738 (0.2932)		7.2849 (1.2647)		6.8209 (1.1798)	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 23: DANE. Cálculos propios.

Pruebas de Autocorrelación del VAR 1			
	Prueba BG		Prueba PT
Rezagos	Estadístico		Estadístico
1	0.6198		223.6 *
2	1.078		223.6 *
3	1.489	**	223.6 *
4	1.365	**	223.6 *
5	1.384	**	223.6 *
6	1.311	**	223.6 *
7	1.185		223.6 *
8	1.083		223.6 *
9	1.156		223.6 *
10	1.149		223.6 *
11	1.202	*	223.6 *
12	1.181	*	223.6 *
13	1.21	*	223.6 *
14	1.148		223.6 *
15	1.094		223.6 *
16	1.073		223.6 *
17	1.038		223.6 *
18	1.051		223.6 *
19	1.052		223.6 *
20	1.055		223.6 *

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 24: DANE. Cálculos propios.

Prueba ARCH del VAR 1		
Rezagos	Estadístico LM	
1	128.9	**
2	241.6	**
3	350.8	**
4	467.8	**
5	581.4	***
6	686	***
7	780.3	**
8	890.7	**
9	962.6	*
10	1054	
11	1136	
12	1235	
13	1331	
14	1431	
15	1480	
16	1470	
17	1460	
18	1450	
19	1440	
20	1430	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 25: DANE. Cálculos propios.

Pruebas de Autocorrelación del VAR 2			
	Prueba BG		Prueba PT
Rezagos	Estadístico		Estadístico
1	1.027		211.8 **
2	1.031		211.8 **
3	0.8517		211.8 **
4	0.9248		211.8 **
5	0.9464		211.8 **
6	1.009		211.8 **
7	0.9624		211.8 **
8	1.056		211.8 **
9	1.145		211.8 **
10	1.169		211.8 **
11	1.224	*	211.8 **
12	1.236	**	211.8 **
13	1.371	***	211.8 **
14	1.314	**	211.8 **
15	1.24	**	211.8 **
16	1.18	*	211.8 **
17	1.086		211.8 **
18	1.049		211.8 **
19	1.056		211.8 **
20	0.9897		211.8 **

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 26: DANE. Cálculos propios.

Prueba ARCH del VAR 2		
Rezagos	Estadístico LM	
1	80.33	
2	200.3	
3	358.5	**
4	461.5	**
5	560.8	**
6	677.9	**
7	772.2	**
8	945.8	***
9	1029	***
10	1127	***
11	1206	**
12	1278	*
13	1338	
14	1380	
15	1370	
16	1360	
17	1350	
18	1340	
19	1330	
20	1320	

(*) Nivel de Significancia 90 %
(**) Nivel de Significancia 95 %
(***) Nivel de Significancia 99 %

Tabla 27: DANE. Cálculos propios.