

Ley de un solo Precio en el Mercado de Carne Vacuna

Fiorella Pizzolon* y Silvia Prieto†

Introducción

El presente trabajo pretende aproximar una explicación al vínculo existente entre el precio internacional de la carne bovina y su precio en el mercado interno.

Existen varias alternativas para estudiar la transmisión e incidencia del precio internacional en la formación de los precios del mercado doméstico. En este trabajo se emplea el enfoque de transmisión espacial de precios, con el objetivo de contrastar el cumplimiento de la Ley de un solo precio en el mercado de la carne vacuna.

La metodología empleada aplica vectores de corrección del error, de modo de captar la relación de largo plazo existente entre los precios internacionales e internos del mercado de carne, considerando ciertos mecanismos que corrijan eventuales desvíos de corto plazo.

Al aplicar dicha metodología, comprobamos el incumplimiento de la ley de un solo precio en el mercado de carne vacuna. A la luz de este resultado se plantea como alternativa contrastar el supuesto de homogeneidad del producto, el cual sostiene esta ley, desagregando el producto carne bovina en dos subproductos: carne con hueso y carne sin hueso.

Para determinar la relevancia de la división planteada del mercado, se estudian los mercados internacionales de destino de ambos subproductos, encontrándose que la carne bovina con hueso tiene como principal destino el comercio regional y la carne bovina sin hueso el resto del mundo. Debido a la fuerte divergencia en cuanto a las características intrínsecas al producto y a su comercialización, concluimos la no homogeneidad del producto carne vacuna.

Al replantear nuestro estudio, contrastando ahora el cumplimiento de la Ley de un solo precio discriminando entre los dos tipos de subproductos señalados, concluimos que la verificación de dicha ley se encuentra condicionada por la no homogeneidad del producto carne vacuna.

*Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Uruguay. Email: pizzolon@cinve.org.uy

† Banco Central del Uruguay (BCU). Email: sprieto@bcu.gub.uy

Antecedentes

Debido a la relevancia que reviste al mercado de carne vacuna en el caso de Uruguay, existe una amplia gama de estudios que abordan diversos temas referidos al mismo. En particular, en lo que a precios respecta, la literatura también es basta. A continuación se realiza una breve recopilación de las principales conclusiones encontradas en estudios anteriores vinculadas al cumplimiento de la ley de un solo precio.

Algunos estudios han concluido que el precio internacional en Uruguay converge en el largo plazo con el precio internacional en los dos mercados segmentados de este producto, aftósico (Argentina) y no aftósico (Estados Unidos- Nueva Zelanda).

Alfaro, Salazar y Troncoso (2003) encuentran el cumplimiento de la Ley de un solo precio para la carne vacuna en un mercado internacional integrado. Es decir los precios en Uruguay y los segmentos de mercado aftósico y no aftósico, convergerían en el largo plazo.

Un trabajo anterior de Hernández, Pañeda y Ruiz (2002) llega al mismo resultado de integración en los precios internacionales de la carne vacuna en sus dos segmentos internacionales (no incluyen a Uruguay), aunque con un menor número de países y para un período diferente al analizado por Alfaro, Salazar y Troncoso.

De los estudios anteriores se entiende que se cumple la Ley de un solo precio en el mercado internacional para el producto carne bovina, entre los principales países que operan en este mercado.

Otros estudios intentaron encontrar un mecanismo de transmisión de precios en la cadena en su conjunto o en algún segmento de la misma.

Picerno y Sader (2001) encontraron que la incidencia del precio internacional sobre el precio doméstico (mayorista) indica que la carne se ha comportado como un bien no transable en la economía uruguaya.

Fossati y Rodríguez (2002) encuentran que la relación de precios de la carne en Uruguay está relacionada en el largo plazo con el precio regional (Argentina) y no con el precio internacional (Nueva Zelanda), no cumpliéndose la Ley de un solo precio debido a que el producto no es enteramente homogéneo.

Alfaro y Olivera (2009) encontraron que “el mercado interno de carne se comporta como un mercado independiente del mercado de compraventa de ganado gordo y del internacional, en la medida que el precio en gancho en carnicería no tiene una relación de largo plazo (no cointegra) con el índice de precio de exportación y el precio novillo gordo tomados conjuntamente”.

Los antecedentes señalados nos son de utilidad en cuanto otorgan un punto de partida para profundizar el análisis sobre la determinación del tipo de relación de largo plazo existente entre el precio internacional y el

doméstico recibido por la industria, así como para determinar sus causas.

Marco Teórico

Al ser la economía uruguaya pequeña y abierta al mundo, es tomadora de precios en el mercado internacional de sus productos transables. En el marco de la investigación sobre los mecanismos de formación de precios, una pregunta central refiere a si los precios domésticos de los productos comercializados en el exterior difieren de los precios internacionales (Briceño 1990).

Una alternativa al análisis de mecanismos de formación de precios es tratar de aplicar, como caso particular a un país y a un producto, el cumplimiento de la Ley de un solo precio. Este enfoque es llamado de transmisión espacial de precios.

Según Krugman y Obstfeld, (1994) “La Ley de un solo precio (LSP) establece que en los mercados competitivos, en los que no se consideran los costes de transporte ni existen barreras oficiales al comercio, tales como los aranceles, los productos idénticos (homogéneos) vendidos en diferentes países deben tener el mismo precio, cuando éste venga expresado en términos de una misma moneda”.

$$P_i^d = \alpha + \beta.(TC.P_i^*)$$

Para el caso de un producto producido y/o consumido en Uruguay, el precio en pesos uruguayos del mismo debe ser igual al precio internacional del producto (medido en dólares u otra divisa) expresado en moneda local, o lo que es lo mismo, multiplicado por el tipo de cambio de la correspondiente divisa.

Para analizar la relación de largo plazo que vincula los precios internos e internacionales de la carne, se utiliza la metodología de vectores de corrección del error (VEC). Esta metodología vincula variables que a pesar de no estacionarias pueden compartir una trayectoria común en el largo plazo.

Sabemos que para las variables no estacionarias no podemos confiar en los procedimientos tradicionales, ya que la inferencia con variables no estacionarias requiere, en general, distribuciones no estándar. Sin embargo, sabemos que es posible que exista una combinación lineal de las mismas que sea estacionaria (Engel y Granger (1991)). Decimos entonces que estas variables están cointegradas. Cuando existe cointegración, una de las dos variables explica parte de la tendencia de la otra (en el caso bivalente).

Toda relación de equilibrio entre variables no estacionarias que están cointegradas implica que su tendencia de largo plazo tiene que estar

relacionada, debe existir un atractor que permita que las variables se muevan de forma conjunta hacia un equilibrio. Al existir esta fuerza común que lleva las variables al equilibrio, debe existir también alguna relación entre los desvíos del equilibrio de largo plazo. Es decir, analizando en forma dinámica el modelo, debemos analizar cómo es que se corrigen eventuales desvíos del equilibrio para establecer cómo se retoma la convergencia.

El mecanismo de corrección del error (VEC) recoge la forma de retornar al equilibrio ante desvíos de corto plazo.

En resumen, si las series de precios analizadas son estacionarias o en su defecto presentan una relación de cointegración, es posible decir que existe una convergencia de los precios en el largo plazo.

En el marco de la Ley de un solo precio, la incorporación de una constante en la relación de precios representa, en caso de tratarse de precios al consumidor, los costos de transporte y barreras al comercio. Si se tratara de precios al productor, sin costos de transporte y sin márgenes de comercio, entonces la constante (α) debería tender a cero y el coeficiente entre las tasas de variaciones de precios (β) tender a uno. En tal caso podríamos afirmar que se cumple la Ley de un solo precio para precios al productor.

Según Briceño (1990), en países en desarrollo existen al menos cuatro potenciales factores que pueden impedir el cumplimiento de la Ley de un solo precio en los bienes transables:

- Presencia de cuotas efectivas de exportación o importación, las que resultan en la determinación de precios domésticos diferentes a los internacionales, y permiten a su vez la generación de rentas para los tenedores de esas cuotas.
- Presencia del problema de “agua en la tarifa”, el cual se origina cuando la tarifa de un producto importable es de tal magnitud que el precio doméstico es determinado por interacción de demanda y oferta domésticas.
- Presencia de mercados de competencia imperfecta en la producción y/o comercialización de los productos transables.
- Cuando los bienes domésticos y foráneos son sustitutos imperfectos. Es decir, cuando los bienes no son idénticos (no homogéneos).

De no detectarse el cumplimiento de la Ley de un solo precio, el presente estudio buscará explicar el mismo mediante la no homogeneidad del producto carne bovina.

Modelo Estimable

Según el marco teórico explicitado anteriormente, el modelo a estimar es el siguiente:

$$P_i^d = \alpha + \beta \cdot (TC \cdot P_i^*)$$

Donde:

- P_i^d es el precio doméstico del producto considerado
- α es la constante a estimar que representa los costos de transporte y márgenes de comercio
- β es el coeficiente a estimar que representa la relación de largo plazo entre los precios
- TC es el arbitraje entre el peso uruguayo y el dólar estadounidense
- P_i^* es el precio internacional del producto considerado

A los efectos de poder contrastar las hipótesis de este trabajo, se buscaron series de precios representativas de los mercados a estudiar.

Análisis agregado del producto carne bovina:

Para el mercado doméstico se utilizó el índice de precios al productor de productos nacionales (IPPN) que elabora el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Se utilizó del período 08/2001 a 03/2010 el IPPN base 08/2001. Luego se empalmó hacia atrás con el Índice de Precios al por Mayor (IPM) hasta 01/1997, y finalmente se empalmó hacia delante con el IPPN base 03/2010.

Para el mercado externo se utilizó el ingreso promedio mensual recibido por la industria del Instituto Nacional de Carnes (INAC).

Análisis desagregado por subproductos:

Para el mercado doméstico se utilizó el índice de precios al productor de productos nacionales (IPPN) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para cada uno de los subproductos allí definidos: carne vacuna con hueso y carne vacuna sin hueso.

Para el mercado externo se utilizó el valor unitario de exportación con frecuencia mensual según cada subproducto con fuente Banco Central del Uruguay (BCU). La clasificación de las exportaciones (Nomenclatura Común del MERCOSUR: NCM) permite agrupar las exportaciones de acuerdo al mismo criterio anteriormente empleado y de esta manera construir un precio comparable con el del mercado doméstico.

Se construyeron índices con base promedio 1997 igual a cien a los efectos de la volver comparables las series de precios. Cabe destacar que tiene sentido el análisis en índices (aún con riesgo de desvíos que

pueden ocurrir respecto al índice ideal) puesto que el análisis comparado se realiza en diferencias, ya que se encontró que las series en niveles no son estacionarias y por lo tanto es válido el análisis de sus tasas de variación.

Análisis Econométrico

En primer lugar, analizaremos si el comportamiento a nivel agregado del producto carne bovina, considerando únicamente los precios en el mercado doméstico y los precios recibidos por la exportación, cumple con la Ley de un sólo precio.

Para ello analizamos la serie mensual de precios al productor (IPPN) para el producto carne bovina y la serie mensual de ingreso promedio recibido por la industria cárnica.

Las principales características de las series estudiadas es que no son estacionarias, presentando una sola raíz unitaria según el test de Dickey_Fuller. Las series son integradas de primer orden y presentan una constante. Además la estacionalidad no presenta un componente regular, por lo que se modeliza la misma de forma estocástica y no determinística.

Luego de estudiar las características de dichas series[‡], fueron modelizadas aplicando una transformación logarítmica, para suavizar posibles cambios de varianza asociados al nivel, y una transformación regular para volverlas estacionarias. Las estimaciones realizadas consistieron en modelos SARIMA univariantes, realizando análisis de intervención en ambos casos. De esta forma obtuvimos los datos atípicos asociados a cada serie, los cuales serán empleados posteriormente.

Dado que, como señalamos anteriormente, las variables que estamos analizando no son estacionarias sino que son integradas de primer orden, debemos encontrar una forma adecuada para establecer la relación existente entre ambas, a la luz de la teoría de la Ley de un solo precio.

Las teorías de equilibrio que involucran a variables no estacionarias requieren la existencia de una combinación lineal entre ellas que sea estacionaria, esto es, que las variables estén cointegradas.

Analizamos entonces si efectivamente las variables que planteamos anteriormente se encuentran cointegradas empleando el test de Johansen, para estimar de ser así un modelo de cointegración con mecanismo de corrección del error (VEC).

Al realizar el test de Johansen para contrastar la existencia de cointegración entre los precios que recibe el productor uruguayo y los

[‡] En las partes 1 y 2 del anexo se detalla en forma sintética los principales resultados obtenidos.

precios internacionales del mercado de la carne (en niveles), debimos incluir los datos atípicos identificados para cada una de las series al realizar el análisis de intervención y dummies estacionales, para recoger la estacionalidad constatada en las series.

Sample: 1997M01 2010M12
Included observations: 154
Series: IPPN PINAC
Exogenous series: GEXO_PRECIOS GSEAS
Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
Lags interval: 1 to 4

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

El resultado de dicho test muestra que existe al menos una relación de cointegración entre ambas variables. A los efectos prácticos, probaremos la segunda especificación propuesta, esto es con constante restringida a la relación de cointegración, permitiendo la existencia de una relación de cointegración.

Para definir la cantidad de rezagos a incluir en la modelización se consideraron los criterios de selección que plantea el programa empleado (Eviews), seleccionando finalmente seis rezagos de las variables. La selección responde a una instancia intermedia a las sugerencias por parte de los distintos criterios de selección, y a la posterior significación de los rezagos en el modelo estimado.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLOG(IPPN) DLOG(PINAC)
Exogenous variables: C GDSEAS GDEXO_PRECIOS
Sample: 1997:01 2010:12
Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	678.9061	NA	7.02e-07	-8.502124	-7.403597*	-8.055780
1	685.9447	11.30009	6.75e-07	-8.543465	-7.363567	-8.064060
2	694.8488	14.05272	6.33e-07	-8.610188	-7.348917	-8.097720*
3	697.1870	3.626626	6.49e-07	-8.587578	-7.244935	-8.042048
4	700.3341	4.795650	6.59e-07	-8.575975	-7.151959	-7.997382
5	711.3820	16.53416*	6.00e-07	-8.671864	-7.166476	-8.060208
6	716.3850	7.351323	5.95e-07*	-8.685510*	-7.098750	-8.040792
7	718.3439	2.825167	6.14e-07	-8.657740	-6.989608	-7.979960
8	719.2950	1.345780	6.43e-07	-8.616259	-6.866754	-7.905416
9	721.6509	3.269393	6.61e-07	-8.593890	-6.763013	-7.849985
10	723.9646	3.147819	6.81e-07	-8.570946	-6.658697	-7.793979
11	727.6260	4.881969	6.88e-07	-8.566341	-6.572719	-7.756310

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Se procedió luego a la estimación del VEC, es decir un modelo que plantea la existencia de una relación de largo plazo entre el precio interno e internacional de la carne, tal y como lo señala la teoría económica, contemplando a su vez posibles desvíos de corto plazo y su respectivo mecanismo de corrección del error asociado[§].

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 1997:08 2010:03		
Included observations: 152 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LOG(IPPN(-1))	1.000000	
LOG(PINAC(-1))	-0.666522 (0.04370) [-15.2510]	
C	-1.572320 (0.24058) [-6.53550]	
Error Correction:	D(LOG(IPPN))	D(LOG(PINAC))
CointEq1	0.003214 (0.02012) [0.15977]	0.094339 (0.03883) [2.42960]

Como podemos observar, la relación de largo plazo estimada arroja dos resultados que indican el incumplimiento de la ley de un solo precio. En primer lugar, el coeficiente β es distinto de uno, y en segundo lugar la constante (α) resulta significativamente distinta de cero.

Del análisis anterior del VEC concluimos que el precio internacional y el precio doméstico del producto carne bovina no cumplen con la Ley de un solo precio.

Contraste del supuesto de homogeneidad del producto

Una posible respuesta al incumplimiento de la Ley de un solo precio en el mercado de la carne vacuna es la no homogeneidad del producto. En este apartado nos disponemos a identificar una posible división del mercado, en función aquellos elementos que determinen una significativa diferencia entre posibles tipos de producto.

El mercado internacional del producto carne bovina está segmentado por razones sanitarias en Mercado aftósico y Mercado no aftósico. La principal característica que distingue estos segmentos es que si un país no está libre de aftosa no puede exportar carne con hueso al mercado no aftósico. Pero sí puede exportar carne sin hueso hacia ese mercado. Los precios pagados en el mercado no aftósico son superiores a los pagados en el mercado aftósico, tanto de la carne con hueso como de la carne sin hueso.

[§] Dicho VEC incluye análisis de intervención e inclusión de dummies estacionales. Véase en la parte 3 del anexo la salida completa de la estimación.

Otro indicio en cuanto a segmentación del producto se observa en la metodología de confección del índice de precios al productor de productos nacionales (IPPN) para el mercado doméstico, el cual distingue entre el precio de la carne bovina con hueso y la carne bovina sin hueso.

La clasificación que se emplea para la exportación (NCM), prioriza el criterio de congelada o refrigerada, de corte delantero o trasero, al criterio de deshogada o con hueso. Sin embargo, dado que es posible reorganizar según este criterio los datos de exportación por país de destino, se construye un índice de valor unitario de las exportaciones con este criterio como principal, de manera de hacer comparable los precios internacionales y domésticos.

Al analizar la composición de las exportaciones por tipo de bien, observamos que entre 1997 y 2010, las exportaciones de carne sin hueso tuvieron una participación en el entorno del 95% de las exportaciones totales, mientras que las exportaciones de carne con hueso solamente representaron el 5% restante.

Exportaciones totales (01/1997-08/2010)-Estructura por tipo de bien

	Carne sin hueso	Carne con hueso
Suma de Dólares	95%	5%
Suma de Moneda Nacional	97%	3%
Suma de Peso Neto en Kilos	93%	7%

Fuente: Elaboración propia en base a datos BCU

En función de la significativa disparidad que existe en la ponderación de las exportaciones de carne con hueso y sin hueso, levantaremos el supuesto de homogeneidad del producto carne vacuna y contrastaremos nuevamente el cumplimiento de la Ley de un solo precio.

Análisis Econométrico de los Subproductos

Continuando la línea de estudio planteada, analizaremos si el comportamiento a nivel de los dos subproductos identificados, considerando los precios en el mercado doméstico y los precios recibidos por la exportación, cumplen con la Ley de un sólo precio.

Para ello analizamos la serie mensual de precios al productor (IPPN) para el producto carne bovina con hueso y sin hueso y la serie mensual de ingreso promedio recibido por la industria cárnica, también discriminando entre carne con y sin hueso.

Las principales características de las series estudiadas es que no son estacionarias, presentando una sola raíz unitaria según el test de Dickey_Fuller. Las series son integradas de primer orden y presentan una constante. Además la estacionalidad no presenta un componente regular, por lo que se modeliza la misma de forma estocástica y no determinística.

Luego de estudiar las características de dichas series**, fueron modelizadas aplicando una transformación logarítmica, para suavizar posibles cambios de varianza asociados al nivel, y una transformación regular para volverlas estacionarias. Las estimaciones realizadas consistieron en modelos SARIMA univariantes, realizando análisis de intervención en ambos casos. De esta forma obtuvimos los datos atípicos asociados a cada serie, los cuales serán empleados posteriormente.

En este caso, emplearemos el mismo procedimiento que el utilizado en el caso global, puesto que las series continúan siendo todas no estacionarias, con lo cual tendremos que testear la existencia de cointegración entre las variables y, en caso afirmativo, estimaremos un modelo de corrección del error (VECM). Los análisis se realizarán considerando en primer lugar la carne sin hueso, y luego la carne con hueso.

Ley de un solo precio en el mercado de carne sin hueso

Al realizar el test de Johansen para chequear la posible existencia de cointegración entre los precios que recibe el productor uruguayo y los precios internacionales del mercado de la carne sin hueso (en niveles), debimos incluir los datos atípicos identificados para cada una de las series al realizar el análisis de intervención y dummies estacionales, para recoger la estacionalidad constatada en las series.

Sample: 1997M01 2010M12
Included observations: 160
Series: IPPN_SH PEXP_SH
Exogenous series: FE=200204 FE>=200101 FE=200104 FE=200110 FE>=199708
FE=199809 FE>=200009 FE>=200108 FE>=200208 FE>=200306 GSEAS
Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	1	2	2	2
Max-Eig	2	1	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

** En las partes 4 a 7 del anexo se detalla en forma sintética los principales resultados obtenidos.

El resultado de dicho test muestra que existe al menos una relación de cointegración entre ambas variables. A los efectos prácticos, probaremos la segunda especificación propuesta, esto es con constante restringida a la relación de cointegración, permitiendo la existencia de una relación de cointegración.

Para definir la cantidad de rezagos a incluir en la modelización se consideran los criterios de selección que plantea el programa, seleccionando finalmente tres rezagos de las variables. La selección responde a una instancia intermedia a las sugerencias por parte de los distintos criterios de selección, y a la posterior significación de los rezagos en el modelo estimado.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLOG(IPPN_SH)
 DLOG(PEXP_SH)
 Exogenous variables: C GDSEAS D(FE=200204) D(FE>=200101) D(FE>=200104) D(FE=200110)
 D(FE>=199708) D(FE=199809) D(FE>=200009) D(FE>=200108) D(FE>=200208) D(FE>=200306)
 Sample: 1997M01 2010M12
 Included observations: 157

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	385.9715	NA	4.41e-05	-4.356325	-3.499797	-4.008459
1	398.8364	21.79656	3.95e-05	-4.469253	-3.534860	-4.089763
2	414.9447	26.88136*	3.39e-05	-4.623499	-3.611240*	-4.212385*
3	419.8929	8.131503	3.35e-05*	-4.635579*	-3.545453	-4.192840
4	423.6803	6.127361	3.37e-05	-4.632870	-3.464878	-4.158508
5	425.1385	2.321995	3.48e-05	-4.600491	-3.354633	-4.094504
6	427.3504	3.465736	3.57e-05	-4.577712	-3.253988	-4.040101

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Se procede luego a la estimación del VEC, es decir un modelo que plantea la existencia de una relación de largo plazo entre el precio interno e internacional de la carne, tal y como lo señala la teoría económica, contemplando a su vez posibles desvíos de corto plazo y su respectivo mecanismo de corrección del error asociado^{††}.

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1997M05 2010M08
 Included observations: 160 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(IPPN_SH(-1))	1.000000
LOG(PEXP_SH(-1))	-1.061045 (0.09451) [-11.2262]
C	-0.057998 (0.49841) [-0.11637]
Error Correction:	D(LOG(IPPN_SH)) D(LOG(PEXP_SH))
CointEq1	-0.052808 0.115887 (0.01840) (0.07101) [-2.86933] [1.63209]

^{††} Dicho VEC incluye análisis de intervención e inclusión de dummies estacionales. Véase en la parte 8 del anexo la salida completa de la estimación.

Como podemos observar, la relación de largo plazo estimada arroja dos resultados que indican el cumplimiento de la ley de un solo precio. En primer lugar, el coeficiente β es cercano a la unidad, y en segundo lugar la constante (α) resulta no significativamente distinta de cero. Con lo cual, se cumple que el precio de la carne sin hueso percibido por el productor se iguala al precio internacional de la carne sin hueso, como señala la teoría económica.

El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio doméstico es significativo indicando que es endógeno respecto al precio internacional. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio internacional es no significativo indicando que es débilmente exógena respecto al precio doméstico, con lo cual sería su trayectoria se determinaría por fuera de la relación y los precios internos la acompañarían. El resultado obtenido resulta totalmente lógico si pensamos en que la economía uruguaya no tiene la capacidad de incidir sobre los precios internacionales de la carne bovina.

Ley de un solo precio en el mercado de carne con hueso

Al realizar el test de Johansen para chequear la posible existencia de cointegración entre los precios que recibe el productor uruguayo y los precios internacionales del mercado de la carne con hueso (en niveles), debimos incluir los datos atípicos identificados para cada una de las series al realizar el análisis de intervención y dummies estacionales, para recoger la estacionalidad constatada en las series.

Sample: 1997M01 2010M12
Included observations: 159
Series: IPPN_CH PEXP_CH
Exogenous series: FE>=199902 FE>=200204 FE=200508 FE=200602 FE>=200108
FE>=200106 FE=200206 FE>=200208 FE>=200308 FE>=200811 GSEAS
Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
Lags interval: 1 to 4

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

El resultado de dicho test muestra que existe al menos una relación de cointegración entre ambas variables. A los efectos prácticos, probaremos la segunda especificación propuesta, esto es con constante restringida a la relación de cointegración, permitiendo la existencia de una relación de cointegración.

Para definir la cantidad de rezagos a incluir en la modelización se consideraron los criterios de selección que plantea el programa,

seleccionando finalmente dos rezagos de las variables. La selección responde a una instancia intermedia a las sugerencias por parte de los distintos criterios de selección, y a la posterior significación de los rezagos en el modelo estimado.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLOG(IPPN_CH)
 DLOG(PEXP_CH)
 Exogenous variables: C GDSEAS D(FE>=199902) D(FE>=200204) D(FE=200508) D(FE=200602)
 D(FE>=200108) D(FE>=200106) D(FE=200206) D(FE>=200208) D(FE>=200308) D(FE>=200811)
 Sample: 1997M01 2010M12
 Included observations: 155

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	511.8742	NA	8.22e-06*	-6.037086*	-5.173146*	-5.686173*
1	512.4979	1.054359	8.60e-06	-5.993522	-5.051042	-5.610708
2	517.0849	7.635136	8.54e-06	-6.001096	-4.980076	-5.586381
3	518.2243	1.867062	8.88e-06	-5.964184	-4.864624	-5.517568
4	521.6044	5.451854	8.97e-06	-5.956186	-4.778086	-5.477669
5	528.2607	10.56410*	8.68e-06	-5.990460	-4.733820	-5.480041
6	530.0038	2.721466	8.96e-06	-5.961339	-4.626159	-5.419019
7	531.9819	3.037386	9.22e-06	-5.935250	-4.521530	-5.361029
8	533.9492	2.969964	9.50e-06	-5.909022	-4.416762	-5.302899

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Se procedió luego a la estimación del VEC, es decir un modelo que plantea la existencia de una relación de largo plazo entre el precio interno e internacional de la carne, tal y como lo señala la teoría económica, contemplando a su vez posibles desvíos de corto plazo y su respectivo mecanismo de corrección del error asociado^{‡‡}.

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1997M04 2010M08
 Included observations: 161 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(IPPN_CH(-1))	1.000000
LOG(PEXP_CH(-1))	-1.080309 (0.09283) [-11.6378]
C	0.374114 (0.48613) [0.76958]
Error Correction:	D(LOG(IPPN_CH)) D(LOG(PEXP_CH))
CointEq1	0.012936 (0.02313) [0.55938] 0.093516 (0.02570) [3.63831]

Como podemos observar, la relación de largo plazo estimada arroja dos resultados que indican el cumplimiento de la ley de un solo precio. En primer lugar, el coeficiente β es cercano a la unidad, y en segundo lugar

^{‡‡} Dicho VEC incluye análisis de intervención e inclusión de dummies estacionales. Véase en la parte 9 del anexo la salida completa de la estimación.

la constante (α) resulta no significativamente distinta de cero. Con lo cual, se cumple que el precio de la carne sin hueso percibido por el productor se iguala al precio internacional de la carne sin hueso, como señala la teoría económica.

El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio doméstico no es significativo indicando que es débilmente exógeno. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio internacional es significativo indicando que es endógena respecto al precio interno. Este comportamiento de corto plazo puede interpretarse en la medida que la carne con hueso tiene como principal destino la región, en la cual la producción nacional puede estar incidiendo de alguna manera en la determinación del precio regional. Asimismo la exogeneidad del precio doméstico puede explicarse si se tratara de un bien con características de no transable, producido por una industria frigorífica con cierto grado de concentración que le brinda poder de mercado en la fijación del precio doméstico.

Análisis de los destinos de exportación por subproducto

A la luz de los resultados obtenidos, realizaremos un estudio de los destinos de exportación por subproducto, con el objetivo de complementar la justificación de porqué esta segmentación del mercado de la carne arroja resultados tan distintos respecto del cumplimiento de la Ley de un solo precio.

Según los datos de las exportaciones totales por tipo de subproducto presentados anteriormente, las exportaciones de carne sin hueso representan el 95% del total exportado en el período estudiado y las exportaciones de carne con hueso representan el 5% restante.

En el año 1997 esta relación era de 80% para la carne sin hueso y de 20% para la carne con hueso. La explicación de esta variación, que no representó un cambio estructural de las exportaciones, es que hasta el año 2001 el país tenía acceso al mercado no aftósico (principalmente Estados Unidos) en el cual podía colocar producción de carne con hueso. Sin embargo la ponderación de estas exportaciones se situó, con excepción de este período, en el entorno del 1% en valor del total de carne con hueso exportada, existiendo un máximo del 4% en valor en abril del año 2000.-

Carne vacuna sin hueso

	Región	UE	NAFTA	Rusia	China	Resto
Suma de Dólares	8%	23%	26%	11%	4%	15%
Suma de Moneda Nacional	7%	21%	29%	12%	4%	14%
Suma de Peso Neto en Kilos	17%	13%	17%	6%	8%	21%

Fuente: Elaboración propia en base a datos BCU

El cuadro anterior indica que la estructura de las exportaciones sin hueso por destino, identificándose regiones, tiene principal destino el

NAFTA en dólares, mientras en toneladas el principal destino lo comparten el NAFTA y la región. Se puede observar que la Región, China y el Resto presentan para todo el período los valores unitarios promedio más bajos, mientras que las zonas NAFTA, UE y Rusia son los destinos con valores unitarios más elevados.

Carne vacuna con hueso

	Argentina	Brasil	Chile	Región	Israel
Suma de Dólares	29%	63%	3%	95%	2%
Suma de Moneda Nacional	33%	61%	3%	96%	2%
Suma de Peso Neto en Kilos	31%	63%	3%	96%	2%

Fuente: Elaboración propia en base a datos BCU

El cuadro anterior muestra la estructura por destino de las exportaciones de carne con hueso, observándose que la región (Argentina, Brasil y Chile) concentran el 96% de las mismas.

Conclusiones

El trabajo planteó una relación entre los precios domésticos e internacionales del producto carne bovina con valoración precio al productor, enmarcada en la Ley de un solo precio. Para el testeo de la misma empleamos la metodología VEC, estimando una relación de largo plazo de la forma que plantea la teoría económica.

Al identificar la existencia de una relación de cointegración entre las variables estudiadas (mediante el test de Johansen), planteamos el modelo señalado y obtuvimos que la constante resulta ser significativamente distinta de cero y el coeficiente que relaciona las dos variables en el largo plazo, distinto de uno. Por lo tanto, concluimos que no se cumple la Ley de un solo precio en el mercado de carne vacuna, a nivel agregado.

Nos planteamos como hipótesis de trabajo que el no cumplimiento de dicha ley podía deberse a la no homogeneidad del producto carne bovina. Por este motivo planteamos la desagregación del producto en carne bovina con hueso y carne bovina sin hueso.

Al identificar la existencia de una relación de cointegración entre las variables estudiadas para cada uno de los subproductos (mediante el test de Johansen), planteamos el modelo señalado anteriormente y obtuvimos que la constante no resultó distinta de cero, y el coeficiente que relaciona las dos variables en el largo plazo, significativamente cercano a la unidad. Por lo tanto, concluimos que la Ley de un solo precio sí se cumple para cada uno de los subproductos identificados.

El por qué de este cambio en los resultados se obtiene de identificar las características que hacen no homogéneos a estos dos tipos de bienes. Un análisis de la estructura de las exportaciones para todo el período

considerado indica que el subproducto que tiene más ponderación (95%) es la carne sin hueso, siendo la carne con hueso el 5% restante. Mientras tanto, en el mercado doméstico, el subproducto con mayor ponderación en el índice de precios al productor de productos nacionales es la carne bovina con hueso (76%). El 24% restante corresponde a carne sin hueso según ponderador del IPPN base 08/2001. (Si bien esta relación cambió a partir de la nueva base de marzo de 2010 no lo hizo sustancialmente: 72% y 28% respectivamente).

Del análisis anterior se observa que la causa del incumplimiento de la Ley de un solo precio para la carne bovina radica en las diferentes ponderaciones de ambos subproductos en los indicadores de precios utilizados. De esta forma concluimos que se trata de un producto no homogéneo en sus diferentes mercados.

Al analizar la estructura de los mercados internacionales de destino de ambos subproductos, encontramos que la carne bovina con hueso tiene como principal destino el comercio regional y la carne bovina sin hueso el resto del mundo.

Habiendo mostrado que se cumple la Ley de un solo precio para el subproducto carne sin hueso, el precio en el resto del mundo (Estados Unidos-Nueva Zelanda) representaría en el largo plazo el precio convergente y/o referente para el mercado doméstico. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio doméstico es significativo indicando que es endógeno respecto al precio internacional. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio internacional es no significativo indicando que es débilmente exógena respecto al precio doméstico. Estos resultados son coherentes con el mercado de un producto transable para una economía pequeña y abierta.

Este resultado se aproxima a los trabajos de Alfaro, Salazar y Troncoso (2003) y Hernández, Pañeda y Ruiz (2002), que indican que la convergencia del precio de internacional de la carne se da con los precios de la región (mercado aftósico, Argentina) y del resto del mundo (mercado no aftósico de Estados Unidos-Nueva Zelanda).

Por otra parte, habiendo mostrado que se cumple la Ley de un solo precio para el subproducto carne con hueso, el precio regional representaría en el largo plazo el precio convergente y/o referente para el mercado doméstico. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio doméstico no es significativo indicando que es débilmente exógeno. El coeficiente de ajuste en el corto plazo para el precio internacional es significativo indicando que es endógena respecto al precio interno. Este resultado es coherente con la fuerte orientación al mercado interno de este producto en el cual puede existir poder de mercado para determinar el precio dado el creciente grado de concentración de la industria desde 2004 y además porque son las industrias las que fijan el precio que deben pagar los distribuidores mayoristas. Se puede decir que este producto se comporta como no transable. Cobra mayor sentido este resultado a la luz del análisis de las exportaciones de este producto que representan el 5% del total

exportado en todo el período estudiado y están orientadas fuertemente al mercado regional donde los precios son menores que en otros mercados como la Unión Europea (UE), Rusia y el Mercado de América del Norte (NAFTA).

Este resultado se aproxima al trabajo de Fossati y Rodríguez (2002) indicando que la convergencia del precio internacional de la carne se da con el precio en la región.

Nuevas líneas de análisis que surgen de los resultados obtenidos, podrían estar referidas a:

- El grado de concentración del mercado interno de la carne. Se entiende que el productor nacional no tiene poder de mercado para incidir en la determinación del precio internacional del producto, pero puede tener un grado de concentración en la oferta nacional que permita incidir en la determinación del precio doméstico. Estudios previos (Alfaro y Olivera, 2009) han analizado el poder monopsónico de la industria frigorífica encontrando a partir del 2004 un moderado grado de concentración. Sin embargo no se encontraron antecedentes que analizaran el poder monopólico u oligopólico de dicha industria en el mercado interno. El análisis puede hacerse para el producto agregado carne bovina y se puede extender a la segmentación del mercado según los dos subproductos identificados.
- La relación de sustitución en el mercado doméstico para los dos subproductos analizados, determinando si son sustitutos, complementarios o independientes.
- Las reacciones en los precios domésticos de los dos subproductos identificados ante cambios en el precio internacional de cada uno a través de funciones de impulso respuesta. Analizar la simetría o asimetría en esta transmisión de precios. La asimetría no necesariamente indica poder de mercado, puede ser que existan costos de transacción y transporte, políticas de soporte de precios y de subsidios, economías de escala, y costos de menú.
- Las posibles causas de la divergencia entre los precios internos e internacionales de un bien transable en base al planteo de Dornbusch (1993) que dice que una de las razones para explicar este fenómeno radica en la existencia de un mercado interno para los bienes transables que hace que su precio interno se vea afectada por factores monetarios tales como los cambios en la oferta de dinero. Un aumento de la oferta monetaria genera un aumento general de los precios al consumo, y por lo tanto afecta el precio interno de un bien transable, que en este mercado es un bien no transable. Por lo tanto aunque la Ley de un solo precio se cumpla porque no hay fallos del sistema de arbitraje espacial para el bien transable se pueden producir divergencias en los comportamientos de los precios externos e internos de un mismo bien por la existencia de un mercado doméstico para este bien que lo convierte en un bien no transable. Este análisis se focaliza en el corto plazo y está vinculado a los coeficientes de atracción encontrados en los vectores de corrección de error estimados en este

trabajo. Debería hacerse el estudio para cada subproducto identificado para los cuales se cumple la Ley de un solo precio, fundamentalmente para el producto identificado como carne con hueso configurado como no transable.

Referencias Bibliográficas

Alfaro, D. y Olivera, M. (2009). "Trasmisión de precios y poder de mercado: el caso de ganado vacuno para faena". Informe para la Oficina de Defensa y Promoción de la Competencia

Alfaro, D.; Salazar, A. y Troncoso C. (2003). "Los precios de exportación de la carne vacuna: un análisis de sus relaciones de largo plazo". Instituto de economía, Serie documentos de trabajo DT 10/03 FCEA UDELAR.

Briceño, A. (1990). "Los precios agropecuarios y la Ley de un solo precio". Informe al Grupo de Análisis de Política Agropecuaria de Perú. Revista Debate agrario 9. Perú.

Dornbusch, R. (1993) "La macroeconomía de una economía abierta". Tercera edición. Antoni Bosch, Barcelona España

Engel, F. y Granger, C. (1991). "Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration".

Fossati, S. y Rodríguez, C. (2002). "Internacional price transmisión and market integration: the case of a small open economy" Documento de trabajo sobre la tesis de grado en FCEA UDELAR. Tutor: Lorenzo, F.

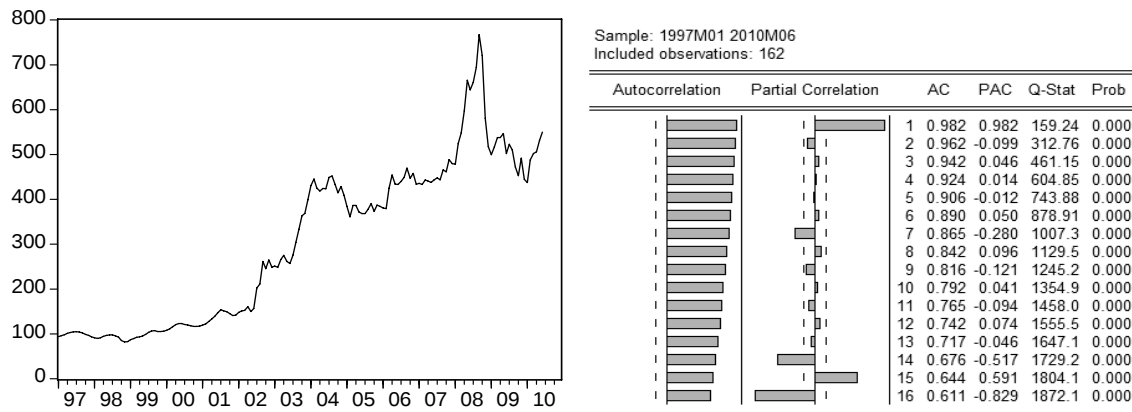
Hernández, N.; Pañeda, C. y Ruiz, E. (2002). "Relaciones dinámicas en el mercado internacional de carne de vacuno. Revista de Economía Aplicada N° 29 Vol X, 2002, págs 137 a 149 Universidad de Oviedo Universidad Carlos III de Madrid

Krugman, P. y Obstfeld, M. (1994). "Economía Internacional. Teoría y política". Mc Graw Hill- 2ª edición- Cap 15 - Madrid, España.

Picerno, A. y Sader, M. (1999) "Análisis de la formación de precio en la cadena cárnica uruguaya". Anuario 1999 OPYPA-MGAP.

Anexo

1. Análisis de la serie del precio internacional de la carne vacuna (PINAC)



De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presenta una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: PINAC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.874744	0.7941
Test critical values:		
1% level	-3.471454	
5% level	-2.879494	
10% level	-2.576422	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PINAC) has a unit root

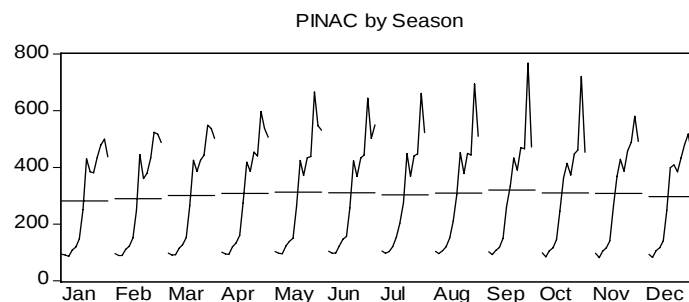
Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.655977	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.471454	
5% level	-2.879494	
10% level	-2.576422	

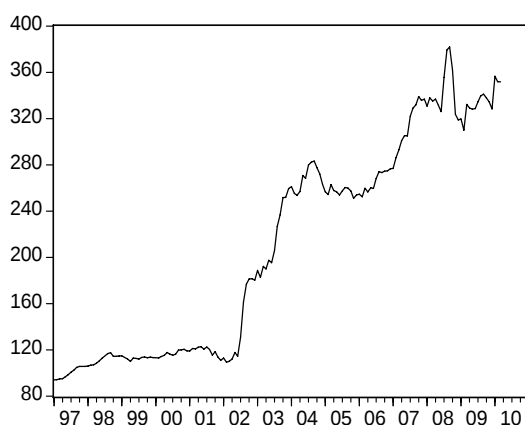
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear econométricamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son levemente significativas entre sí, con lo cual podría resultar pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

2. Análisis de la serie del precio al productor de la carne (IPPN)



Sample: 1997M01 2010M03
Included observations: 159

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.984	0.984	156.90	0.000
		2	0.966	-0.071	309.12	0.000
		3	0.947	-0.041	456.33	0.000
		4	0.932	0.108	599.71	0.000
		5	0.917	-0.013	739.35	0.000
		6	0.901	-0.042	875.05	0.000
		7	0.884	-0.004	1006.7	0.000
		8	0.868	-0.017	1134.3	0.000
		9	0.851	0.001	1258.0	0.000
		10	0.823	-0.387	1374.5	0.000
		11	0.794	-0.025	1483.6	0.000
		12	0.767	0.109	1585.9	0.000
		13	0.739	-0.168	1681.6	0.000
		14	0.700	-0.452	1768.0	0.000
		15	0.661	0.108	1845.8	0.000
		16	0.631	0.449	1917.0	0.000
		17	0.599	-0.416	1981.6	0.000

De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presenta una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: IPPN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.398247	0.9054
Test critical values:		
1% level	-3.472259	
5% level	-2.879846	
10% level	-2.576610	

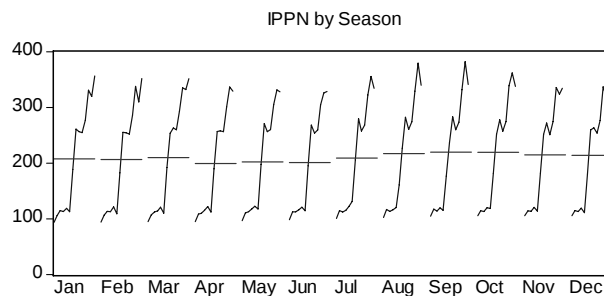
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IPPN) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.663161	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.472259	
5% level	-2.879846	
10% level	-2.576610	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear econométricamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son levemente significativas entre sí, con lo cual podría resultar pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

3. Estimación de un VEC para los precios internos y externos de la carne vacuna

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1997:08 2010:03
Included observations: 152 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(IPPN(-1))	1.000000
LOG(PINAC(-1))	-0.666522 (0.04370) [-15.2510]
C	-1.572320 (0.24058) [-6.53550]

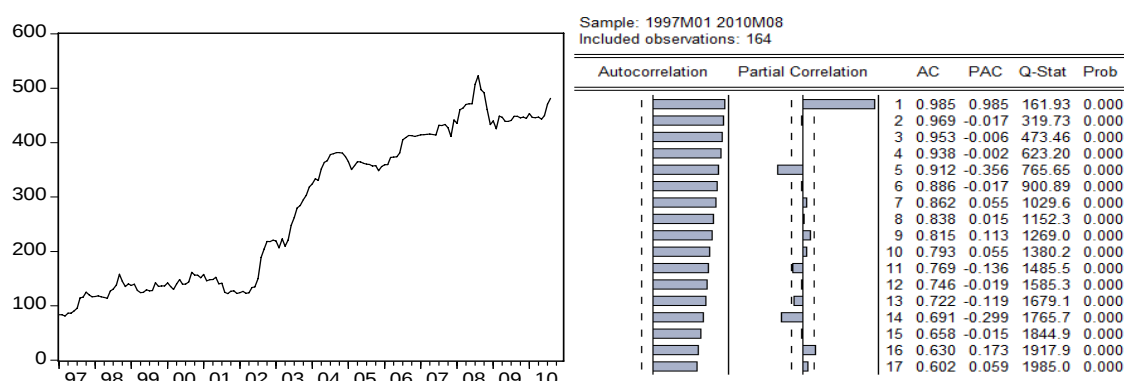
Error Correction:	D(LOG(IPP))	D(LOG(PINAC))
CointEq1	0.003214 (0.02012) [0.15977]	0.094339 (0.03883) [2.42960]
D(LOG(IPP(-1)))	0.232229 (0.08448) [2.74894]	0.435915 (0.16307) [2.67315]
D(LOG(IPP(-2)))	0.183377 (0.06885) [2.66323]	0.160982 (0.13291) [1.21120]
D(LOG(IPP(-3)))	0.072826 (0.07435) [0.97947]	-0.221102 (0.14352) [-1.54053]
D(LOG(IPP(-4)))	0.084275 (0.07118) [1.18405]	-0.014325 (0.13739) [-0.10427]
D(LOG(IPP(-5)))	0.061874 (0.07239) [0.85476]	-0.294686 (0.13973) [-2.10897]
D(LOG(IPP(-6)))	-0.003844 (0.07151) [-0.05376]	-0.028250 (0.13803) [-0.20467]
D(LOG(PINAC(-1)))	-0.082967 (0.04269) [-1.94355]	0.060613 (0.08240) [0.73558]
D(LOG(PINAC(-2)))	-0.110969 (0.04435) [-2.50215]	0.201267 (0.08561) [2.35102]
D(LOG(PINAC(-3)))	0.033560 (0.04259) [0.78801]	0.031866 (0.08221) [0.38762]
D(LOG(PINAC(-4)))	0.059260 (0.04070) [1.45600]	0.199697 (0.07856) [2.54182]
D(LOG(PINAC(-5)))	-0.163507 (0.04082) [-4.00525]	0.090611 (0.07880) [1.14986]

D(LOG(PINAC(-6)))	0.105010 (0.04190) [2.50638]	0.060004 (0.08087) [0.74194]
DS1	-0.001889 (0.00574) [-0.32907]	0.016963 (0.01108) [1.53098]
DS10	0.026884 (0.00802) [3.35186]	0.000705 (0.01548) [0.04555]
DS11	0.008369 (0.00615) [1.36008]	-0.000306 (0.01188) [-0.02574]
DS2	-0.003070 (0.00797) [-0.38514]	0.036247 (0.01539) [2.35554]
DS3	0.001625 (0.00969) [0.16765]	0.059902 (0.01871) [3.20089]
DS4	0.012870 (0.01076) [1.19597]	0.084234 (0.02077) [4.05524]
DS5	0.030405 (0.01144) [2.65812]	0.065634 (0.02208) [2.97255]
DS6	0.018516 (0.01139) [1.62606]	0.059518 (0.02198) [2.70778]
DS7	0.032665 (0.01070) [3.05146]	0.072117 (0.02066) [3.49008]
DS8	0.039735 (0.01003) [3.96139]	0.058200 (0.01936) [3.00583]
DS9	0.038621 (0.00944) [4.09060]	0.038800 (0.01823) [2.12892]
D(TC200807)	0.097915 (0.01984)	-0.002028 (0.03830)

	[4.93522]	[-0.05295]
D(LS200208)	0.214513 (0.02448) [8.76260]	0.055878 (0.04725) [1.18248]
D(LS200209)	0.078124 (0.02697) [2.89701]	0.122186 (0.05205) [2.34724]
D(LS200308)	0.090495 (0.01976) [4.58026]	0.104277 (0.03814) [2.73419]
D(LS200808)	0.058466 (0.02222) [2.63146]	-0.000775 (0.04289) [-0.01807]
D(AO200811)	-0.096750 (0.02076) [-4.66009]	-0.203675 (0.04008) [-5.08224]
D(AO200903)	0.058813 (0.01514) [3.88492]	0.054396 (0.02922) [1.86144]
D(AO201001)	0.068927 (0.01472) [4.68350]	-0.048708 (0.02841) [-1.71455]
D(TC200207)	0.113557 (0.01945) [5.83981]	0.265020 (0.03754) [7.06053]
D(LS200603)	0.013578 (0.01890) [0.71833]	0.089914 (0.03649) [2.46426]
D(LS200812)	-0.095722 (0.03125) [-3.06316]	-0.218589 (0.06032) [-3.62376]
D(AO200805)	-0.022612 (0.01414) [-1.59873]	0.087021 (0.02730) [3.18744]
D(AO200911)	-0.017623 (0.01425) [-1.23695]	0.088954 (0.02750) [3.23448]

R-squared	0.779628	0.694300
Adj. R-squared	0.710642	0.598602
Sum sq. resids	0.036696	0.136733
S.E. equation	0.017863	0.034482
F-statistic	11.30124	7.255155
Log likelihood	417.3230	317.3554
Akaike AIC	-5.004250	-3.688887
Schwarz SC	-4.268174	-2.952811
Mean dependent	0.008217	0.010285
S.D. dependent	0.033208	0.054425
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.39E-07
Determinant resid covariance		1.94E-07
Log likelihood		743.3259
Akaike information criterion		-8.767447
Schwarz criterion		-7.235612

4. Análisis de la serie del precio al productor nacional de la carne vacuna sin hueso (IPPN_sh)



De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presenta una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: IPPN_SH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.403488	0.9046
Test critical values:		
1% level	-3.470679	
5% level	-2.879155	
10% level	-2.576241	

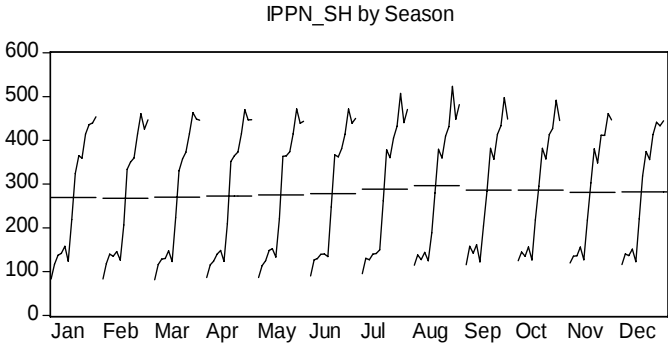
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IPPN_SH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.18347	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.470934	
5% level	-2.879267	
10% level	-2.576301	

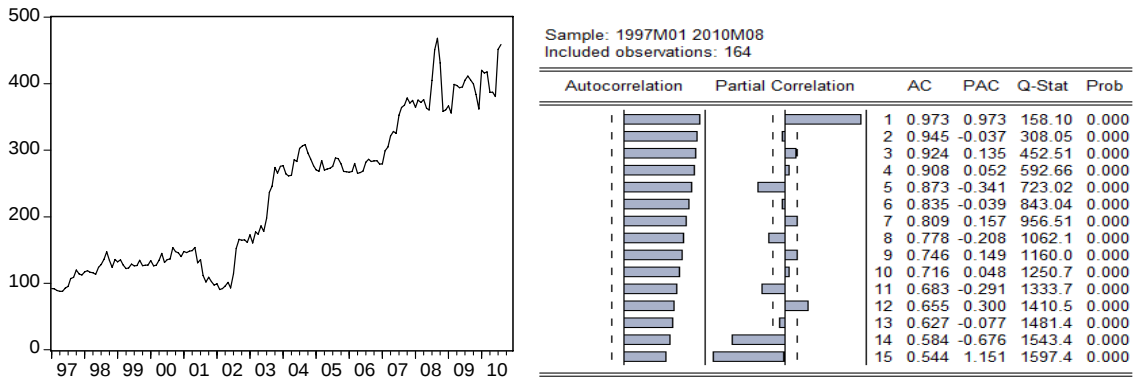
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear econométricamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son levemente significativas entre sí, con lo cual podría resultar pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

5. Análisis de la serie del precio al productor nacional de la carne vacuna con hueso (IPPN_ch)



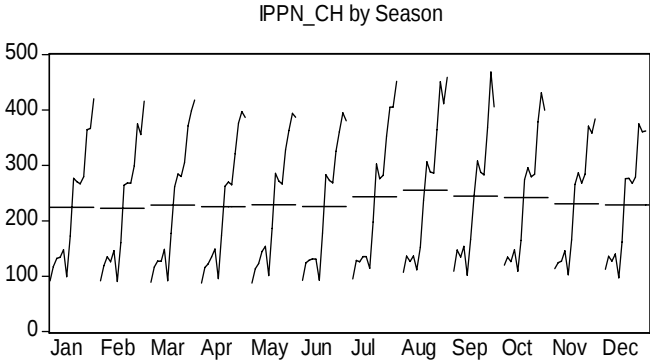
De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presenta una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos

observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: IPPN_CH has a unit root			Null Hypothesis: D(IPPN_CH) has a unit root		
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)			Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.153938	0.9404	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.234516	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.470679		Test critical values: 1% level	-3.471454	
5% level	-2.879155		5% level	-2.879494	
10% level	-2.576241		10% level	-2.576422	

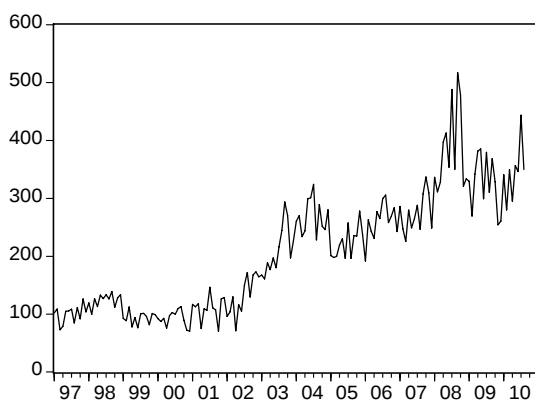
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear económicamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son levemente significativas entre sí, con lo cual podría resultar pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

6. Análisis de la serie del precio internacional de la carne vacuna sin hueso (PEXP_sh)



Sample: 1997M01 2010M08
Included observations: 164

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.899	0.899	135.02	0.000		
2	0.881	0.379	265.49	0.000		
3	0.857	0.148	389.70	0.000		
4	0.829	0.028	506.69	0.000		
5	0.804	0.004	617.34	0.000		
6	0.781	0.009	722.31	0.000		
7	0.741	-0.094	817.64	0.000		
8	0.727	0.051	909.84	0.000		
9	0.703	0.021	996.70	0.000		
10	0.679	-0.006	1078.2	0.000		
11	0.649	-0.055	1153.1	0.000		
12	0.645	0.111	1227.7	0.000		
13	0.586	-0.223	1289.7	0.000		
14	0.569	-0.008	1348.4	0.000		
15	0.522	-0.126	1398.2	0.000		
16	0.475	-0.120	1439.8	0.000		
17	0.455	0.073	1478.2	0.000		

De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presenta una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: PEXP_SH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.967596	0.7640
Test critical values:		
1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	
10% level	-2.576361	

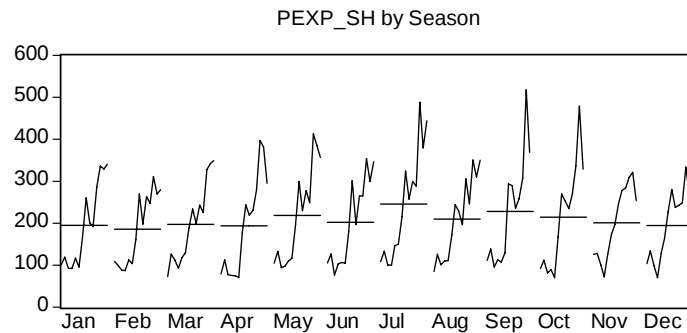
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PEXP_SH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.81631	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	
10% level	-2.576361	

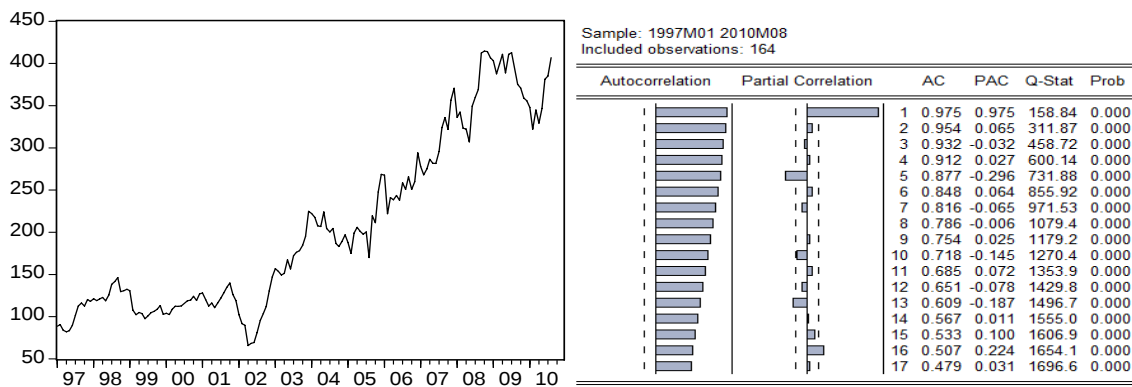
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear económicamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son considerablemente significativas entre sí, con lo cual resultaría pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

7. Análisis de la serie del precio internacional de la carne vacuna con hueso (PEXP_ch)



De la introspección del gráfico de la serie en niveles podemos determinar que la serie presentaría una tendencia estocástica y posiblemente también una constante. Al ensayar una simple modelización de la serie, empleando solamente una constante, podemos observar que el correlograma de los residuos de la regresión presenta una fuerte autocorrelación, la cual muestra una fuerte persistencia. Tendríamos de esta forma dos primeros indicios de que la serie analizada no sería estacionaria en media.

Null Hypothesis: PEXP_CH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.146067	0.9413
Test critical values: 1% level	-3.470679	
5% level	-2.879155	
10% level	-2.576241	

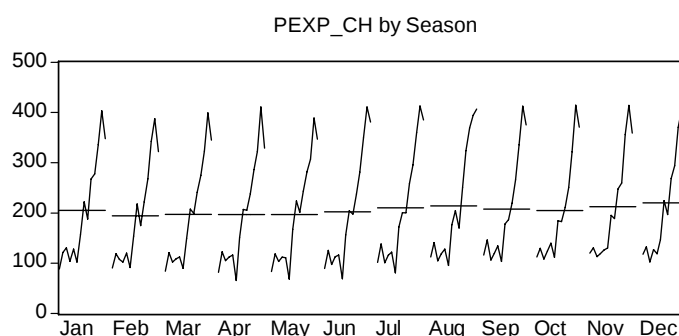
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PEXP_CH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.67071	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.470934	
5% level	-2.879267	
10% level	-2.576301	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Para testear econométricamente la no estacionariedad de la serie, y determinar el orden de integración, realizamos el test de Dickey-Fuller de la serie en niveles, incluyendo en la especificación una constante debido a lo observado en el gráfico inicial. A partir de este primer test no podemos rechazar la existencia de al menos una raíz unitaria, con lo cual estaríamos rechazando la estacionariedad de la serie en niveles. Reiteramos el test, pero aplicándolo a la serie en diferencias, y en este caso rechazamos la hipótesis nula, es decir la existencia de otra raíz unitaria. A partir de los resultados obtenidos en los tests realizados, y en línea con la observación del gráfico de la serie original y del correlograma de los residuos, podemos concluir que la serie es integrada de primer orden, y deberíamos incluir una constante en su modelización.



En cuanto a la estacionalidad de la serie, si observamos las medias por mes, podemos observar que las mismas son levemente significativas entre sí, con lo cual podría resultar pertinente modelizar la estacionalidad de la serie. Como se observa también, la estacionalidad no presenta un componente regular, con lo cual sería conveniente modelizarla de forma estocástica y no determinística.

8. Estimación de un VEC para los precios internos y externos de la carne vacuna sin hueso

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1997M05 2010M08
Included observations: 160 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq: CointEq1

LOG(IPP_N_SH(-1))	1.000000	
LOG(PEXP_SH(-1))	-1.061045 (0.09451) [-11.2262]	
C	-0.057998 (0.49841) [-0.11637]	
Error Correction:	D(LOG(IPP_N_SH)	D(LOG(PEXP_S H))
CointEq1	-0.052808 (0.01840) [-2.86933]	0.115887 (0.07101) [1.63209]
D(LOG(IPP_N_SH(-1)))	0.026411 (0.06489) [0.40703]	0.142556 (0.25034) [0.56946]
D(LOG(IPP_N_SH(-2)))	0.149445 (0.06649) [2.24767]	0.727858 (0.25652) [2.83745]
D(LOG(IPP_N_SH(-3)))	0.022349 (0.06915) [0.32319]	0.609102 (0.26679) [2.28305]
D(LOG(PEXP_SH(-1)))	-0.043998 (0.02444) [-1.80002]	-0.477817 (0.09430) [-5.06685]
D(LOG(PEXP_SH(-2)))	-0.006931 (0.02231) [-0.31067]	-0.373827 (0.08607) [-4.34330]
D(LOG(PEXP_SH(-3)))	0.004317 (0.02036) [0.21203]	-0.140545 (0.07856) [-1.78903]
D(S1)	-0.007573 (0.01031) [-0.73455]	-0.107051 (0.03977) [-2.69155]
D(S10)	0.023932 (0.01113) [2.15043]	0.078074 (0.04294) [1.81833]

D(S11)	-0.003487 (0.01065) [-0.32754]	-0.013171 (0.04107) [-0.32070]
D(S2)	-0.021261 (0.00990) [-2.14833]	-0.146592 (0.03818) [-3.83933]
D(S3)	-0.023475 (0.01005) [-2.33579]	-0.086577 (0.03877) [-2.23284]
D(S4)	-0.016852 (0.01031) [-1.63466]	-0.108888 (0.03977) [-2.73776]
D(S5)	-0.009405 (0.01035) [-0.90864]	0.011155 (0.03993) [0.27933]
D(S6)	-0.007871 (0.01040) [-0.75709]	1.57E-05 (0.04011) [0.00039]
D(S7)	0.017225 (0.01029) [1.67391]	0.182221 (0.03970) [4.58985]
D(S8)	0.028774 (0.01071) [2.68588]	0.112025 (0.04133) [2.71037]
D(S9)	0.028291 (0.01082) [2.61383]	0.157948 (0.04176) [3.78243]
D(FE=200204)	-0.036275 (0.02667) [-1.36039]	-0.303949 (0.10288) [-2.95448]
D(FE>=200101)	0.063840 (0.03742) [1.70617]	0.379831 (0.14436) [2.63117]
D(FE>=200104)	0.001623 (0.03811) [0.04258]	-0.305967 (0.14703) [-2.08092]
D(FE=200110)	0.003693	-0.389859

	(0.02719) [0.13580]	(0.10492) [-3.71592]
D(FE>=199708)	0.137279 (0.03738) [3.67259]	-0.104437 (0.14421) [-0.72419]
D(FE=199809)	0.106359 (0.02638) [4.03211]	0.062807 (0.10177) [0.61715]
D(FE>=200009)	0.116150 (0.03708) [3.13232]	0.064953 (0.14306) [0.45402]
D(FE>=200108)	-0.134328 (0.03797) [-3.53792]	0.076178 (0.14648) [0.52005]
D(FE>=200208)	0.205985 (0.03804) [5.41560]	0.382293 (0.14674) [2.60517]
D(FE>=200306)	0.110489 (0.03741) [2.95361]	-0.006827 (0.14432) [-0.04731]
R-squared	0.536567	0.637480
Adj. R-squared	0.441774	0.563328
Sum sq. resids	0.161523	2.404227
S.E. equation	0.034981	0.134959
F-statistic	5.660400	8.596960
Log likelihood	324.8326	108.8055
Akaike AIC	-3.710407	-1.010068
Schwarz SC	-3.172251	-0.471913
Mean dependent	0.010724	0.009312
S.D. dependent	0.046819	0.204232
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.23E-05
Determinant resid covariance		1.52E-05
Log likelihood		433.6412
Akaike information criterion		-4.683015
Schwarz criterion		-3.549045

9. Estimación de un VEC para los precios internos y externos de la carne vacuna sin hueso

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1997M04 2010M08
Included observations: 161 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LOG(IPPN_CH(-1))	1.000000	
LOG(PEXP_CH(-1))	-1.080309 (0.09283) [-11.6378]	
C	0.374114 (0.48613) [0.76958]	
Error Correction:	D(LOG(IPPN_CH)	D(LOG(PEXP_C H))
CointEq1	0.012936 (0.02313) [0.55938]	0.093516 (0.02570) [3.63831]
D(LOG(IPPN_CH(-1)))	-0.067236 (0.07352) [-0.91458]	-0.050449 (0.08171) [-0.61740]
D(LOG(IPPN_CH(-2)))	0.045751 (0.07682) [0.59557]	0.056112 (0.08538) [0.65718]
D(LOG(PEXP_CH(-1)))	0.051337 (0.06107) [0.84069]	0.080832 (0.06787) [1.19093]
D(LOG(PEXP_CH(-2)))	0.109646 (0.06305) [1.73903]	0.153009 (0.07008) [2.18337]
D(S1)	-0.010020 (0.01450) [-0.69096]	0.016802 (0.01612) [1.04241]
D(S10)	0.040612 (0.01445) [2.81086]	0.001897 (0.01606) [0.11813]
D(S11)	-0.003633 (0.01449) [-0.25078]	0.021963 (0.01610) [1.36402]
D(S2)	-0.036103 (0.01461) [-2.47173]	-0.033268 (0.01623) [-2.04916]
D(S3)	-0.020329 (0.01363) [-1.49097]	-0.034965 (0.01515) [-2.30716]
D(S4)	-0.033035 (0.01342) [-2.46209]	-0.027132 (0.01491) [-1.81934]

D(S5)	-0.021999 (0.01363) [-1.61374]	-0.034376 (0.01515) [-2.26874]
D(S6)	-0.025928 (0.01410) [-1.83900]	-0.027534 (0.01567) [-1.75698]
D(S7)	0.023113 (0.01418) [1.62997]	0.010293 (0.01576) [0.65309]
D(S8)	0.049889 (0.01415) [3.52537]	0.029602 (0.01573) [1.88202]
D(S9)	0.060343 (0.01370) [4.40584]	0.030489 (0.01522) [2.00281]
D(FE>=199902)	0.042499 (0.05027) [0.84548]	-0.149992 (0.05587) [-2.68461]
D(FE>=200204)	0.070165 (0.04951) [1.41729]	-0.298152 (0.05503) [-5.41843]
D(FE=200508)	0.012776 (0.03561) [0.35875]	-0.214137 (0.03958) [-5.41004]
D(FE=200602)	-0.007504 (0.03548) [-0.21148]	-0.114538 (0.03944) [-2.90407]
D(FE>=200108)	-0.219613 (0.05150) [-4.26405]	0.020499 (0.05725) [0.35808]
D(FE>=200106)	-0.163163 (0.04976) [-3.27894]	0.011979 (0.05531) [0.21659]
D(FE=200206)	-0.096530 (0.03709) [-2.60266]	-0.030584 (0.04122) [-0.74189]
D(FE>=200208)	0.265009 (0.05226) [5.07057]	0.110851 (0.05809) [1.90825]
D(FE>=200308)	0.162036 (0.05021) [3.22726]	0.005774 (0.05581) [0.10347]
D(FE>=200811)	-0.159595 (0.04997) [-3.19412]	-0.038445 (0.05554) [-0.69227]

R-squared	0.533647	0.547742
Adj. R-squared	0.447286	0.463991
Sum sq. resids	0.304513	0.376194
S.E. equation	0.047494	0.052788
F-statistic	6.179215	6.540099
Log likelihood	276.3217	259.3047
Akaike AIC	-3.109587	-2.898195
Schwarz SC	-2.611969	-2.400577
Mean dependent	0.010168	0.009793
S.D. dependent	0.063883	0.072103
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.88E-06
Determinant resid covariance		4.14E-06
Log likelihood		540.9473
Akaike information criterion		-6.036613
Schwarz criterion		-4.983959