

Universidad Nacional de Córdoba

Facultad de Ciencias Económicas

Licenciatura en Economía



Trabajo final

Asimetrías en la transmisión de precios verticales: El caso de la  
carne vacuna en Argentina

Autor

BULLANO, FRANCISCO ANTONIO

Director

GARZÓN, JUAN MANUEL

FEBRERO 2015



Asimetrías en la transmisión de precios verticales: El caso de la carne vacuna en Argentina por Francisco Antonio Bullano se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivar 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

## Índice

1 - Introducción .....	3
2 - Marco teórico .....	4
3 - Revisión bibliográfica y Metodología: .....	10
3.1 - Técnicas anteriores a la cointegración. ....	10
3.2 - Pruebas basadas en los análisis de cointegración.....	12
3.3 - Metodología: .....	15
3.4 - Datos.....	18
4 - Resultados .....	19
4.1 - Análisis de los datos .....	19
4.2 - Estimación del modelo.....	22
4.2.1 - Prueba de integración en el orden de las variables. Y relación de largo plazo .....	22
4.2.2 - Dinámica de Corto Plazo.....	27
5 - Conclusión .....	30
6 – Bibliografía.....	32
7 - Anexo.....	34

## Índice de Tablas y gráficos

Gráfico 1- Tipos de Asimetrías.....	6
Gráfico 2- Precio por Kg de res. Nivel de consumidor y productor. (1995-2014).....	20
Gráfico 3 - Market Share (MS) del productor en el precio consumidor. (1995-2014).....	21
Gráfico 4 – Evolución del salario real mensual del sector - (1995-2014).....	22
Tabla 1- Pruebas de raíz unitarias Dickey-Fuller.....	23
Tabla 2- Test de cointegración y prueba de quiebres estructurales.....	24
Tabla 3- Quiebres en el vector de cointegración- Cambios en la constante.....	25
Tabla 4- Estimación de la relación de largo plazo - (1995-2014).....	26
Tabla 5- VECM simétrico y asimétrico.....	28

## **1 - Introducción**

El análisis de los márgenes comerciales y la transmisión de precios en las cadenas verticales es un tema que ha sido objeto de estudio desde fines de los años 60', sin embargo ha cobrado gran importancia en los últimos 20 años. La gran mayoría de los estudios realizados, se han concentrados en los mercados energéticos y los mercados agrícolas, aunque no se limitan a estos. Wohlgenant (2001) en su ensayo sobre los márgenes comerciales en cadenas verticales, identificó algunas cuestiones claves que abrieron las puertas a nuevas líneas de investigación sobre el tema. Algunas de estas preguntas están dirigidas a la evolución de los márgenes a través del tiempo, la incidencia de los costos de comercialización en los precios del consumidor y productor, la rapidez y la magnitud de los ajustes del precio del consumidor ante shocks en los precios al productor y viceversa, entre otras.

El ajuste de los precios ante un shock a lo largo de la cadena, desde el productor hasta el consumidor, es una característica o indicador importante en cuanto al funcionamiento de un mercado. Si el mismo es eficiente, y opera en condiciones de competencia, es de esperar que los márgenes o diferenciales entre los niveles de precios reflejen los costos asociados a procesar y comercializar el producto final.

Esto es, particularmente relevante en la discusión de las reformas en los mercados agrícolas cuando se persiguen diferentes objetivos de política económica (apertura o cierre comercial del sector, por ejemplo). Siguiendo con lo anterior, ante el propósito de una reducción de los precios al consumidor, si dichas reducciones son transmitidas lentamente o no son totalmente transmitidas a través de la cadena (asimetrías), entonces los beneficios a priori puede sobreestimarse. Esto es de gran interés para los hacedores de políticas y para este caso en particular, el estudio de esta cadena se torna de suma importancia debido a la gran incidencia del consumo de carne vacuna en la dieta de los argentinos, y por lo tanto, en la gasto de los hogares.

El objetivo de este trabajo es analizar la transmisión de precios en la cadena de la carne vacuna, entre los precios por la hacienda en pie (Precio productor) y el precio que paga el consumidor. Más específicamente, busca responder una pregunta; existen asimetrías en la velocidad y la magnitud en la que se transmiten las variaciones en los precios del productor al consumidor y viceversa. El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2, se presenta el marco teórico con respecto a la transmisión de precios y los márgenes comerciales en cadenas verticales. En la sección 3 se realiza una pequeña reseña bibliográfica sobre los métodos utilizados para estudiar estos fenómenos, se plantea la metodología a utilizar y se presentan los datos. En la sección 4 se realiza una pequeña descripción de la evolución de las series y se realizan las estimaciones pertinentes. En la sección 5 se enuncian las principales conclusiones del trabajo

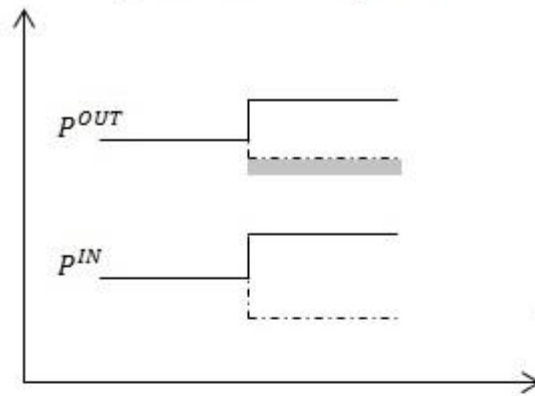
## **2 - Marco teórico**

El análisis de asimetrías en la transmisión de precios a través de las cadenas productivas ha sido objeto de estudio de muchos economistas en los últimos años. Las causas de las mismas son principalmente atribuidas a la existencia de mercados no competitivos (poder de mercado en algún eslabón de la cadena) o, aún bajo esquemas competitivos, la existencia de costos de menú y de ajuste de las firmas, han sido el centro de atención entre las principales causas. Es importante entender que no existe un significado único para esta definición y por lo tanto los estudios que se han realizados abordan diferentes metodologías para comprobar empíricamente la existencia de asimetrías. Meyer y von Cramon-Taubadel (2004) identifican 3 clases principales de asimetrías que contemplan dos elementos claves. Estos son, la magnitud y la velocidad de ajuste ante un shock en el precio de un insumo. El Gráfico 1, refleja estos tipos de asimetrías. Antes de comenzar el análisis considere  $P^{Out}$  como el precio que recibe el eslabón comercializador del producto final (precio al consumidor) y a  $P^{In}$  como el precio al que compra el insumo dicho eslabón (precio productor). En

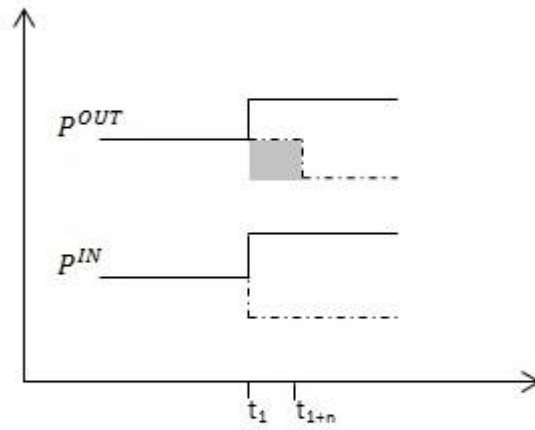
primer lugar, encontramos asimetrías de magnitud en la transmisión de precios,(Gráfico 1a) Esto es, ante un shock del precio del insumo, la magnitud del cambio en el precio del producto final, depende del signo del shock, es decir si fue una reducción o un aumento del precio del insumo. En segundo lugar encontramos asimetrías en la velocidad de ajuste (Gráfico 1b). Dado un shock en el precio del insumo, el tiempo que tarda en transmitirse al precio final, difiere según el signo del shock, aunque, luego de un tiempo suficiente, la magnitud en el ajuste es la misma (shocks positivos o negativos). Finalmente (Gráfico 1c) encontramos un tercer caso, que es una combinación de los dos anteriores, es decir que tanto la magnitud como la velocidad del ajuste, dependen del signo del shock.

# Gráfico 1- Tipos de Asimetrías

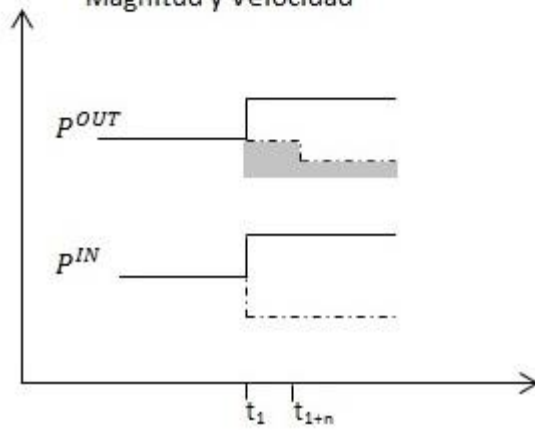
## a) Asimetrías de Magnitud



## b) Asimetrías en Velocidad



## c) Asimetrías en Magnitud y Velocidad



Fuente: Meyer y von Cramon-Taubadel (2004)

En el primer y tercer tipo de asimetrías, donde la magnitud del ajuste es asimétrica, se genera, una transferencia permanente hacia el eslabón final de la cadena, mientras que en el caso donde la velocidad de ajuste es asimétrica, esta transferencia es solo temporal y la magnitud de la misma, depende de la diferencia en el tiempo de ajuste y el volumen de transacciones. Esto implica, en el primer caso, un aumento permanente en los márgenes de comercialización de dicho sector, ocasionados por imperfecciones en los mercados. Y en el segundo, un aumento transitorio.

En sintonía con lo anterior, el análisis de los márgenes de comercialización (evolución) debe ser un componente esencial de todo trabajo de investigación en lo referente a transmisiones entre precios verticales. Esto se debe a que dichos márgenes representan el valor de todos los demás costos necesarios para que el producto primario, llegue a los consumidores en condiciones. Luego de descontar el costo de los insumos intermedios que intervienen en el proceso, la diferencia entre el precio que paga el consumidor (sin impuestos) y la suma de dichos costos, es lo que se conoce como valor agregado, salarios y retribución al capital. Es decir, los márgenes de las cadenas dependen de varios factores además del precio del insumo principal y los mismos varían con las condiciones macroeconómicas de un país, como así con políticas específicas sobre el sector. Por ejemplo, caídas bruscas de los salarios reales en la economía, tenderían a aumentar el Market Share (MS) del insumo en el precio final. Mientras que variaciones en los precios relativos con respecto a otros insumos tendrían su correspondiente impacto en el MS (aumentos/disminuciones en los costos relativos, disminuirían/aumentarían el MS). Un análisis de transmisión de precios, sin contemplar estos factores, si los mismos han sufrido rotundos cambios estructurales durante el periodo analizado, sería incompleto.

Un enfoque muy utilizado para estudiar la transmisión vertical de precios, cuando trabajamos con series no estacionarias, es el que establece la siguiente relación entre los mismos;



$$P_c = \beta P_c + P_p^\alpha \quad (1)$$

$$P_c = \left( \frac{1}{1-\beta} \right) P_p^\alpha \quad (2)$$

Donde  $\beta$  es el margen sobre el precio al consumidor que recibe el eslabón encargado de la comercialización/procesamiento<sup>1</sup> y  $\alpha$  representa la elasticidad de transmisión ante un cambio en el precio del insumo ( $\frac{\partial P_c}{\partial P_p} \frac{P_p}{P_c} = \alpha$ ). Como se mencionó anteriormente,  $\beta P_c$  representa el margen de comercialización que debe ser suficiente para cubrir todos los demás costos en los que se incurren para que el producto llegue al consumidor (el valor agregado, puede ser interpretado como costos salariales y costo del capital). Si tomamos logaritmos naturales en ambos miembros, obtenemos una especificación lineal de la relación entre los precios

$$\ln(P_c) = \ln\left(\left(\frac{1}{1-\beta}\right)\right) + \alpha \ln(P_p) \quad (3)$$

Donde (3) representa la relación de largo plazo entre las variables. Si existen grandes variaciones en los componentes que capta la constante, entonces, la relación de largo plazo podría sufrir cambios a través del tiempo.

Para ver cómo afecta las variaciones en la constante, en los márgenes y en la elasticidad de transmisión de precios, seguimos el estudio de Wohlgenant (2001) sobre márgenes comerciales. Si consideramos que la proporción de insumo requerido para producir una unidad de producto final es constante (Por ejemplo, para producir un KG de res, se necesita, en promedio 1,75 kg de novillo en pie) Entonces podemos especificar

---

<sup>1</sup> Si bien en la cadena podemos encontrar tres actores claves, productores, frigoríficos y venta al público (carnicerías), dada la inexistencia de estadística con respecto al sector frigorífico (precios mayoristas de la RES), consideramos al sector frigorífico y venta al público, como un solo actor encargado de procesar y comercializar sus productos.

$$M = P_c - aP_p \quad (4)$$

Donde  $M$  es el margen absoluto que obtiene el eslabón final de la cadena,  $P_c$  y  $P_p$  son los precios al consumidor y productor respectivamente y  $a = \frac{Q_p}{Q_c}$  es la relación constante entre los insumos y el producto final. Al mismo tiempo, podemos definir los márgenes de la siguiente forma alternativa

$$M = \alpha + \beta P_c. \quad (5)$$

Donde  $\alpha$  y  $\beta$  representan una constante y un porcentaje respectivamente. Si unimos (4) y (5) podemos obtener el siguiente resultado;

$$P_c - aP_p = \alpha + \beta P_c$$

$$P_p = -\frac{\alpha}{a} + \frac{1-\beta}{a} P_c \quad (6)$$

Si a la expresión anterior la derivamos con respecto a  $P_c$  y multiplicamos por  $\frac{P_c}{P_p}$ , obtenemos la inversa de la elasticidad de transmisión de precio;

$$\frac{\partial P_p}{\partial P_c} \frac{P_c}{P_p} = \frac{1-\beta}{a} \frac{P_c}{P_p} = \frac{1-\beta}{S} \quad (7)$$

Donde  $S = a \frac{P_p}{P_c}$  es la proporción del precio al consumidor que representa el precio productor, también conocido como el Market Share (MS). Ahora, si  $\beta > 0$ , entonces la elasticidad de transmisión de precio  $\frac{\partial P_c}{\partial P_p} \frac{P_p}{P_c} = \frac{S}{1-\beta}$  es mayor al Market Share. Esta relación indica que, dado un cambio positivo (negativo) en  $\beta$ , si  $\frac{\partial P_c}{\partial P_p} \frac{P_p}{P_c}$  permanece constante, entonces el Market Share debe disminuir (aumentar).

### 3 - Revisión bibliográfica y Metodología:

Esta sección tiene como objetivo realizar una pequeña revisión de las técnicas econométricas que han sido utilizadas para detectar posibles tipos de asimetrías en la transmisión de precios. Las mismas son muy diversas y en los últimos años, se han ido incorporando nuevas herramientas, destinadas a enriquecer el campo de estudio. Un análisis exhaustivo sobre estas puede encontrarse en Meyer y von Cramon-Taubadel (2004), y en Frey, J. and M. Manera (2005). Ambos estudios presentan las diferentes tipologías de asimetrías que se han estudiado, (no limitándose a mercados agrícolas) y clasifican los métodos utilizados en dos grandes grupos, diferenciando entre técnicas que involucran cointegración y aquellas que son anteriores a estas<sup>2</sup>. El uso de estas técnicas, a priori, depende de la naturaleza de los datos involucrados en el análisis. A continuación se presenta un pequeño resumen sobre estas técnicas. El mismo se basa en el artículo de Meyer y von Cramon-Taubadel (2004)

#### 3.1 - Técnicas anteriores a la cointegración.

Los primeros modelos para investigar asimetrías en mercados agrícolas, fueron desarrollados por Tweeten & Quance(1969) donde estimaron la siguiente relación:

$$P_t^{out} = \alpha + \beta_1^+ D_t^+ P_t^{In} + \beta_1^- D_t^- P_t^{In} + \varepsilon_t$$

Donde  $D_t^+$  y  $D_t^-$  son variables dummies tal que

$$\left\{ \begin{array}{l} D_t^+ = 1 \text{ si } P_{t+1}^{In} \geq P_t^{In}, 0 \text{ caso contrario} \\ D_t^- = 1 \text{ si } P_{t+1}^{In} \leq P_t^{In}, 0 \text{ caso contrario} \end{array} \right.$$

---

<sup>2</sup> Anteriores en el sentido que el análisis de cointegración, no surgió hasta finales de los 80'. Esto no implica que en la actualidad no se realicen pruebas mediante estas técnicas, ya que el uso de la misma, depende de la naturaleza de las series involucradas.

Si existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de  $\beta_1^+ = \beta_1^-$  entonces los coeficientes de ajuste de los precios de los insumos difieren según existan aumentos o disminuciones en los mismo. Dicha prueba, puede realizarse mediante las pruebas F usuales.

Wolfram (1971) propuso modificar el análisis de Tweeten & Quance utilizando las primeras diferencias del precio del insumo, y separando nuevamente entre variaciones positivas y negativas del mismo.

$$P_t^{Out} = \alpha + \beta_1^+(P_0^{In} + \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in}) + \beta_1^-(P_0^{In} + \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in}) + \varepsilon_t$$

Houck (1977), propuso modificar el análisis de Wolfram en dos sentidos. En primer lugar, eliminó la observación inicial de precios y trabajo con la siguiente expresión.

$$P_t^{Out} - P_0^{Out} = \alpha + \beta_1^+(\sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in}) + \beta_1^-(\sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in}) + \varepsilon_t$$

Además, propuso una especificación donde solo incluyo las primeras diferencias de ambos precios.

$$\Delta P_t^{Out} = \alpha + \beta_1^+ D_t^+ \Delta P_t^{In} + \beta_1^- D_t^- \Delta P_t^{In} + \varepsilon_t$$

Finalmente Ward (1982) extendió la especificación anterior incluyendo rezagos (lags) en las variaciones del precio de los insumos y donde los mismos, podían o no ser iguales en casos de variaciones positivas o negativas. (K y L pueden ser distintos)

$$\Delta P_t^{Out} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in} + \sum_{j=1}^L \beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in} + \varepsilon_t$$

Este último modelo, permitía identificar asimetrías en la velocidad y en la magnitud de las transmisiones. La magnitud estaba dada por la suma de los coeficientes  $\beta$  y la velocidad por cada coeficiente en particular.

### 3.2 - Pruebas basadas en los análisis de cointegración

Desde que Granger & Newbold(1974) demostraron que la regresión entre variables no estacionarias lleva resultados espurios sugiriendo que existe una relación entre dichas variables cuando en realidad dicha relación no existe, se ha puesto mucha atención en esta propiedades de las series, y se han desarrollado muchas pruebas destinadas a probar el orden de integración de la misma. Con el trabajo de Engle and Granger (1987), se introdujo el concepto de cointegración al análisis económico. Dicho concepto (para el caso de variables  $I(1)$ ), hace referencia a una combinación lineal entre variables no estacionarias, que resulta ser estacionaria  $I(0)$ , es decir, una relación estable a través del tiempo. Esto marco una piedra angular en el campo de estudio de la transmisión de los precios, ya que si las series de precios utilizadas eran no estacionarias, pero estaban cointegradas, entonces un modelo de corrección del error (ECM), incorporando asimetrías en los coeficientes de ajuste en el desequilibrio de largo plazo, sería una metodología adecuada.

Dada la siguiente relación de cointegración;

$$Y_t = \beta'X_t + \varepsilon_t ; \quad \text{y sea} \quad Y_t - \beta'X_t = ECT_t$$

Y la siguiente función indicadora;

$$\left\{ \begin{array}{l} Ia = 1 \text{ si } ECT_{t-1} \geq z, 0 \text{ caso contrario} \\ Ib = 1 \text{ si } ECT_{t-1} < z, 0 \text{ caso contrario} \end{array} \right.$$

Luego se estima

$$\Delta P_t^{Out} = \phi^a I_a ECT_{t-1} + \phi^b I_b ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta P_{t-j+1}^{In} + \gamma_t \quad (8)$$

Sometiendo a prueba la hipótesis nula de que  $\phi^a = \phi^b$ , en caso de rechazarla, estaría indicando la presencia de asimetrías en la velocidad de ajuste del desequilibrio de largo plazo. La velocidad dependería si las desviaciones de la relación de largo plazo se encuentra por encima o por debajo de un valor  $z$ , que puede o no ser 0 (Threshold). Una conclusión a priori de estos modelos, resulta de la misma relación de cointegración. Si esta existe, entonces, las asimetrías del tipo 1 y 3 mencionada anteriormente no están presentes. Es decir, no existen asimetrías en la magnitud de la transmisión. Si nuestra relación de cointegración está dada por (3), entonces la elasticidad de transmisión es constante y en el largo plazo, ante un aumento del 1% en el precio del insumo, se transmite  $\alpha\%$  de dicho aumento.

Estos modelos han sido ampliados incorporando nuevas variables y creando modelos más complejos. Por ejemplo, se han separado las variaciones del precio del insumo según sea positivo y negativo estableciendo una especificación similar a la de Ward (1982), donde se incluye el desequilibrio de largo plazo.

Es importante destacar que, un modelo donde  $\phi^a = \phi^b$  la velocidad de ajuste es similar ya sea que el error está por encima o por debajo de  $Z$ , es decir, es lineal. Probar que  $\phi^a \neq \phi^b$  implica concluir que dicho ajuste no es lineal. Las pruebas usuales de cointegración, no fueron diseñadas para este tipo especial de ajuste. Por ello, Enders & Granger (1998) y Enders & Siklos (2001), modificaron las mismas permitiendo diferentes ajustes no lineales. (Ajustes TAR y MTAR). Rossini y Depetris (2008) fueron los primeros que se basaron en estas técnicas para analizar la cadena de la carne en argentina.

Dado que modelos como (8) no permiten asimetrías en el largo plazo, se han incorporado pruebas donde la relación de cointegración presenta asimetrías. Esto es, se estiman dos elasticidades de transmisión (positivas y negativas) y se verifica si las estimaciones de los parámetros son estadísticamente diferentes. Karantininis, Katrakyliadis y Persson (2011) aplicaron este método al mercado porcino de Suecia.

Finalmente encontramos los modelos multivariados. Cuando trabajamos con series no estacionarias, estos se basan en la representación de un modelo de corrección de errores de un vector autorregresivo, (VECM), permitiendo a) obtener las relaciones de largo plazo entre las variables del sistema y b) analizar las interrelaciones y causalidad entre los precios. Aunque los VECM parten de sistemas simétricos, diferentes tipologías de asimetrías pueden ser incorporadas al mismo. Por ejemplo, dada la relación de cointegración;

$$Y_t = \beta'X_t + \varepsilon_t ; \quad \text{y sea} \quad Y_t - \beta'X_t = ECT_t$$

y la siguiente función indicadora;

$$\left\{ \begin{array}{l} Ia = 1 \text{ si } ECT_{t-1} \geq z, 0 \text{ caso contrario} \\ Ib = 1 \text{ si } ECT_{t-1} < z, 0 \text{ caso contrario} \end{array} \right.$$

Luego se estima;

$$\Delta P_t = \phi^a Ia ECT_{t-1} + \phi^b Ib ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta P_{t-j} + \gamma_t \quad (9)$$

Donde  $\Delta P$  es el vector de precios (productor y consumidor),  $k$  es el número de rezagos del sistema y  $\gamma_t$  es el vector de residuos con distribución  $\gamma_t \sim NM(0, \Sigma)$   $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores.

Al igual que el caso univariado, el modelo anterior fue extendido para captar otros tipos de asimetrías. Goodwin y Holt (1999) fueron los primeros en proponer el uso de un VECM con ajuste tipo Threshold (TVECM). Una aplicación reciente para el mercado de la carne vacuna en Estados Unidos puede encontrarse en Leibtag y Roeger(2010).

### 3.3 - Metodología:

El análisis de la transmisión de precios en la cadena de la carne vacuna en Argentina se realizará mediante un VECM donde los coeficientes de ajuste del error de largo plazo, podrán variar dependiendo de donde se ubique dicho error. Un sistema similar al presentado en (9) será estimado. En primer lugar, determinaremos el orden de integración de la series, utilizando las pruebas aumentadas de Dickey Fuller para dicho fin. Para estimar la relación de largo plazo seguiremos un planteo similar a (3), sin embargo agregaremos una proxy de los costos salariales en dicha relación. Los salarios forman un componente importante en el precio de un producto final y en especificaciones como en (3) son captados por el intercepto. Esto nos lleva a dos justificaciones ad-hoc para desagregarlos. a) Si consideramos un país como Argentina donde los salarios reales sufrieron grandes turbulencias durante el periodo de análisis, esto nos permitiría disminuir la variabilidad en la constante debida a variaciones en los mismos y b) la inclusión de los salarios captaría una nueva fuente de variabilidad en los precios del producto final. En este caso, lo que puede considerarse a priori una asimetría, podría tener su causa en ajustes de esta variables. Es decir vamos a proponer una nueva relación entre los precios, dada en este caso por;

$$P_c = \beta P_c + P_p^\alpha W^\delta$$

$$P_c = \left( \frac{1}{1 - \beta} \right) P_p^\alpha W^\delta$$



Si a dicha expresión le tomamos logaritmos naturales entonces obtenemos;

$$\ln(P_c) = \ln\left(\frac{1}{1-\beta}\right) + \alpha \ln(P_p) + \delta \ln(w) \quad (10)$$

Donde los coeficientes  $\alpha$  y  $\delta$  en este caso, representan las elasticidades de transmisión ante un cambio en el precio de los insumo y en el precio de la mano de obra respectivamente, y la constante, tiene un significado similar a lo anterior, con la salvedad que al incorporar un nuevo costo en la relación entre los precios, el nuevo  $\beta$  queda aislado de las variaciones en los salarios. Si bien la introducción de este componente en el vector de cointegración es algo innovador, Leibtag y Roeger(2010) introdujeron los costos salariales y de transporte como determinantes de corto plazo de los precios.

Para estimar la relación de largo plazo, considerando los aportes de von Cramen-Tabubulet y Meyer (2000), verificaremos la existencia de quiebres estructurales en el vector de cointegración. Esto se debe a que, las pruebas usuales de cointegración asimétrica, tienen a aceptar que existen asimetrías, cuando en realidad existió un cambio estructural en una relación de largo plazo simétrica. Se utilizará para esto la metodología desarrollada por Kejiriwal y Perron (2008) que permite verificar la existencia de quiebres en el vector de cointegración y estima endógenamente las fechas de los mismos.

Una vez identificados el/los quiebres estructurales, estimaremos la relación de cointegración siguiendo el método de desarrollado por Phillips y Loretan(1991) que incluye  $m$  y  $n$  valores adelantados y atrasados de las primera diferencia de los regresores y  $q$  retardos del término de error de largo plazo. Esto es importante ya que, si bien las estimaciones por MCO son super-consistentes,

los coeficientes estimados por dicha metodología, son sesgados debido a la correlación contemporánea entre las variables<sup>3</sup>. Es decir estimaremos un modelo PL(m, n , q) dado por:

$$\begin{aligned}
 Ln(P_c)_t &= Ln\left(\left(\frac{1}{1-\beta}\right)\right) + \alpha Ln(P_p)_t + \delta Ln(w)_t + \\
 &\quad \sum_{i=-m}^n \varphi_i^p \Delta \ln(P_p)_{t-i} + \sum_{i=-m}^n \varphi_i^w \Delta \ln(w_p)_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^q \theta_i [Ln(P_c)_{t-i} - Ln\left(\left(\frac{1}{1-\beta}\right)\right) - \alpha Ln(P_p)_{t-i} - \delta Ln(w)_{t-i}] \quad (11)
 \end{aligned}$$

Esta estimación será en un procedimiento de dos etapas, donde obtendremos en primer lugar la relación de la largo plazo utilizando MCO y luego los residuos obtenidos, serán utilizados para estimar (11). La elección de m, n y q se realiza mediante las pruebas F o T de Student usuales, una vez obtenido el modelo.<sup>4</sup>

Una vez obtenidas las relaciones de largo plazo procederemos a estimar la dinámica de corto plazo del sistema a través de un VECM como el definido en (9), incorporando la variable salarios al mismo. A partir de esto, se determinará si existen o no asimetrías en la cadena como así las relaciones de causalidad entre los precios. Para este caso particular, probaremos la existencia de asimetrías, separando el error de la relación de largo plazo en términos positivos y negativos<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup>Ver Stock (1987) y Phillips and Loretan (1991)

<sup>4</sup> Incluir retardos o adelantos adicionales no cambia los coeficientes estimados ni las estadísticas claves de forma significativa. Además, los coeficientes de los mismos no son estadísticamente distintos de cero, por lo que pueden no incluirse.

<sup>5</sup> Esto es conocido como ajustes tipo TAR (Thershold Autorregresive) donde el Thershold = 0. Rossini y Depetris(2008) encontraron evidencia de asimetrías con ajustes tipo M-TAR donde la función indicadora separa el error de largo plazo según si existió un aumento o disminución en el mismo.(o con respecto a un thershold=z, es decir si la variación del error fue mayor o menor a z)

### 3.4 - Datos

Para llevar a cabo el trabajo, se utilizaran precios y salarios mensuales desde enero de 1995 hasta septiembre 2014. Como proxy a los precios recibido por los productores, se utiliza el Índice General del Mercado de Liniers para hacienda con destino a faena. Esto representa una aproximación del costo promedio que pagan los frigoríficos por mes, por hacienda que se destina a ser procesada. Se utilizaron datos de este mercado debido a su carácter de formador de precios a nivel nacional y por la representatividad del mismo.

Como proxy al precio que pagan los consumidores, se utilizan los precios publicados por el IPCVA (Instituto de Promoción de Carne Vacuna Argentina). Para determinar un precio equivalente en gancho a nivel consumidor, se sigue la metodología adoptada por el MINAGRI, para determinar lo que denominan el *Precio Integrado Bovino*<sup>6</sup>. Este se basa en ponderar cada corte, por su participación en la res. Dado que la base de precios al consumidor ha sido ampliada durante el periodo de estudio, se tomó la determinación aproximar la evolución de esta res equivalente, mediante las variaciones en el precio ponderado de la cantidad de cortes para los cual existían datos en cada momento del tiempo. Para aproximar la componente del costo salarial se utilizan los salarios formales (sin SAC) promedios de la industria frigorífica informados por el Ministerio de Trabajo de la Nación. Todos los datos, fueron deflactados por el Índice de precio al consumidor y se tomó como base enero de 2010. Dada la calidad de las estadísticas que proporciona el INDEC desde hace algunos años, el Índice de precio al consumidor utilizado se construyo en base a diferentes IPC. El mismo fue proporcionado por IERAL<sup>7</sup>. Los precios y salarios, una vez deflactados, fueron

---

<sup>6</sup> La metodología y los ponderadores de los precios utilizados, puede encontrarse en [http://www.minagri.gob.ar/site/ganaderia/bovinos/05=Mercados/04=Carnes/\\_archivos/000001=Comparativo%20de%20precios%20c%C3%A1rnicos%20y%20precio%20integrado%20bovino/000007-Comparativo%20de%20precios%20c%C3%A1rnicos%20y%20precio%20integrado%20bovino.pdf](http://www.minagri.gob.ar/site/ganaderia/bovinos/05=Mercados/04=Carnes/_archivos/000001=Comparativo%20de%20precios%20c%C3%A1rnicos%20y%20precio%20integrado%20bovino/000007-Comparativo%20de%20precios%20c%C3%A1rnicos%20y%20precio%20integrado%20bovino.pdf)

<sup>7</sup> IERAL- Instituto de Estudios de la Realidad Argentina y Latinoamérica- Dicho índice se construyó en base a IPC Indec, IPC San Luis, IPC Santa fe e IPC Congreso.

desestacionalizados a través de la metodología de promedios móviles. Los precios consumidor y productor no tienen IVA. Esto es importante, ya que la alícuota no permaneció fija durante el periodo de estudio<sup>8</sup>.

## **4 - Resultados**

### **4.1 - Análisis de los datos**

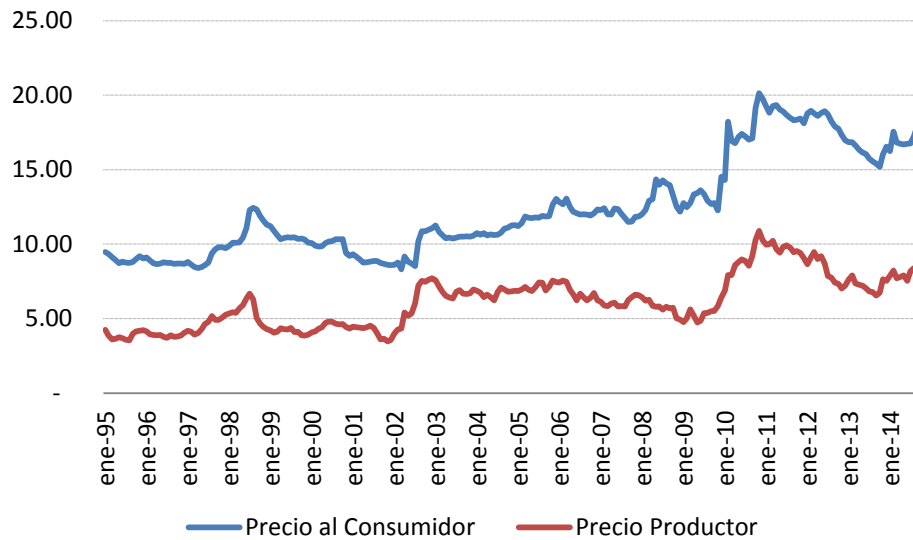
El comportamiento de los precios, no fue constante a través del tiempo. El Gráfico 2 muestra su evolución. Las series representan el precio por kilogramo de res (con hueso) a nivel consumidor (minorista) y a nivel productor.<sup>9</sup> Se observa un comportamiento muy volátil de los precios ya que los mismos estuvieron expuestos a muchos cambios macroeconómicos y propios del sector. La crisis financiera internacional del 98, la salida del régimen de convertibilidad, la intervención de los mercados agrícolas a partir del 2006 (cierres de exportaciones, intervenciones en el mercado del maíz, subsidios al maíz) combinadas con el boom de los commodities y factores climáticos adversos en algunos años fueron algunos de los determinantes de dichas variaciones. La diferencia entre dichos precios representa los márgenes (en valor absoluto por Kg) de comercialización y pueden observarse grandes oscilaciones en los mismos.

---

<sup>8</sup> El IVA Carnes pasó del 18% al 21% en abril-95, luego a partir de Julio-98 se redujo al 10,5% actual con una leve interrupción desde noviembre 2002 hasta enero 2003 cuando se ubicó en el 9,5%.

<sup>9</sup> En este estudio se considera el precio productor como el equivalente recibido una vez faenado el animal. Para esto, se determina un rendimiento de 0.57 de kilo en gancho por kilo vivo.

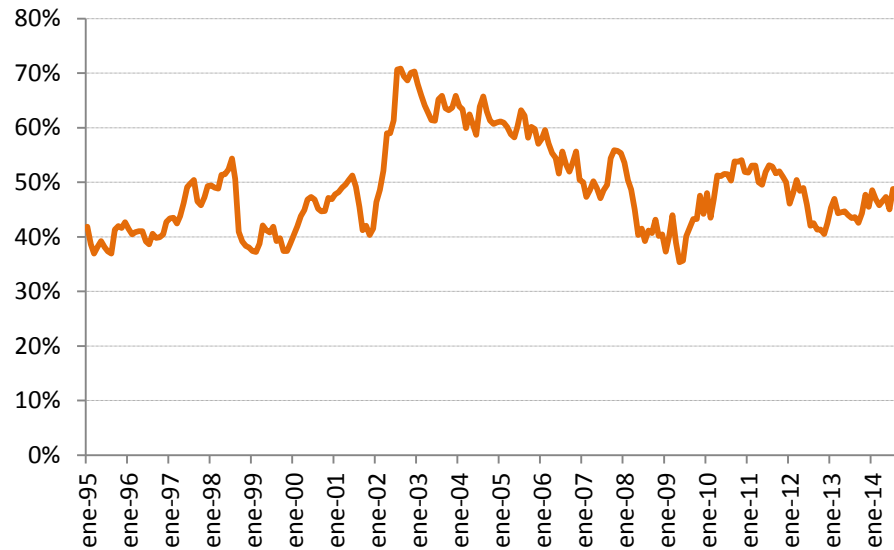
Gráfico 2- Precio por Kg de res. Nivel de consumidor y productor. (1995-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de IPCVA y Mercado de Liniers.

El Gráfico 3 presenta la evolución del MS del productor en precio al consumidor (Sin IVA). El mismo presenta una gran volatilidad durante todo el periodo, ubicándose en entre un 35% del precio del consumidor en 2009 hasta un 70% del mismo en agosto de 2002. La inspección visual sugiere diferentes regímenes a lo largo del tiempo. Desde el 95 hasta mediados del 98, este fue en aumento, para luego caer abruptamente. Desde el 98 hasta principios de siglo, se mantuvo estable, para luego comenzar a crecer y post devaluación, alcanzar su valor más alto. Este aumento, entre otras cosas, se debió a la gran caída de los salarios reales por dos motivos. a) Una fuerte caída en los costos reales para procesar la carne, tal como muestra la figura 4 y b) la caída de los salarios reales disminuyó el poder adquisitivo de los consumidores, lo que presiono sobre los márgenes. Luego y a medida que el nivel salarial se recupera, el MS comienza a disminuir. Finalmente en 2008, pareciera existir una nueva caída, para finalmente estabilizarse.

Gráfico 3 - Market Share (MS) del productor en el precio consumidor. (1995-2014)



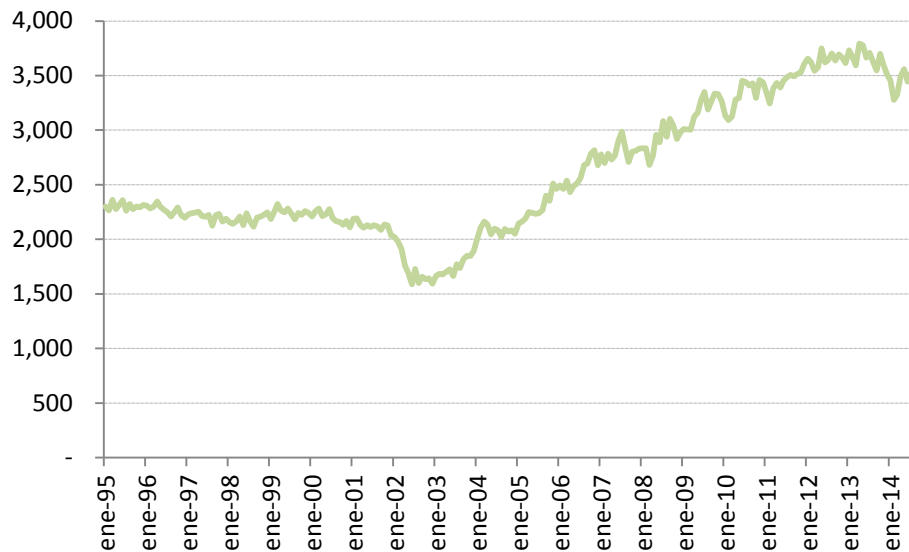
Fuente: Elaboración propia en base a los precios al consumidor IPCVA y el IGML. Se supuso un rendimiento promedio de 0.57 para todo el análisis del estudio.  $MS = \left( \frac{Pp}{Pc} \frac{1}{0.57} \right)$

Si observamos el nivel de salarios del sector se aprecian fuertes oscilaciones. Se observa una leve caída desde el 95 hasta el 98, para luego recuperar terreno. Sin embargo, a partir del 2000 los salarios fueron decreciendo hasta que colapsaron en 2002. A partir de allí, se comenzó una constante recuperación que fue finalmente interrumpido en 2013 cuando alcanzaron un techo. Finalmente a partir de entonces los mismos retrocedieron.

A continuación procedemos a realizar la estimación econométrica, recordando que para ellos, que vamos a trabajar con los logaritmos naturales de las variables involucradas<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Para el caso de los salarios, se trabaja con el Logaritmo del salario promedio por hora suponiendo que en promedio se trabajan 200 horas al mes

Gráfico 4 – Evolución del salario real mensual del sector - (1995-2014)



Fuente: Elaboración propia en base al Ministerio de trabajo de la Nación. Salarios formales reales del sector 1511-Produccion y procesamiento de carne y productos cárnicos-.

## 4.2 - Estimación del modelo.

### 4.2.1 - Prueba de integración en el orden de las variables. Y relación de largo plazo

El orden de integración de las variables involucradas en el análisis es una de las pruebas más relevantes dentro del estudio, ya que con este identificamos la naturaleza de las series. La inspección visual de las series (trabajamos con los logaritmos), dan indicios que estamos trabajando con series no estacionarias, ya que ninguna parece presentar una media constante a través del tiempo. Las primeras diferencias, en cambio, presentan un comportamiento estables en medias, por lo a priori parecen estacionarias. Los gráficos de las series en logaritmo, se presentan en el anexo. Un análisis formal para detectar el orden de integración, es llevado a cabo utilizando las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller (En sus versiones estándar y aumentadas). La elección de los retardos a incluir se basa en el método sugerido por Enders(1995). La Tabla 1 contiene los resultados. Las pruebas realizadas en las series en niveles indican que no podemos rechazar la hipótesis nula de que existe raíz unitaria. Analizando las primeras diferencias, los test concluyen que dichas series son

estacionarias, indicando que las mismas son integradas de primer orden. Esto es consistente con la inspección visual de dichas series y las primeras diferencias.

*Tabla 1- Pruebas de raíz unitarias Dickey-Fuller*

Pruebas Raíz Unitaria Dikey Fuller							
Serie	DF	Lags	ADF con constante	Lags	ADF con Constante y tendencia	Lags	Resultado
$\ln(P_c)$	-		1,23	6	3,73	11	No Estacionaria
$\ln(P_p)$	-		2,31	11	4,9	11	No Estacionaria
$\ln(W)$	-		-		1,93	12	No Estacionaria
$\Delta\ln(P_c)$	-5,42	7	15,73	7	-		Estacionaria *
$\Delta\ln(P_p)$	-4,19	12	-		-		Estacionaria *
$\Delta\ln(W)$	-3,03	12	-		-		Estacionaria *

\*Significativo al 1%

Luego de identificado el orden de integración procedemos a realizar la prueba de cointegración de Engle y Granger. Para ello realizamos la estimación de la ecuación definida en (10) y realizamos el test. Los resultados indican que existe evidencia de que los precios y los salarios están cointegrados. Podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significación del 1%. Dado que la relación de largo plazo existe, podemos probar, a través del procedimiento de Kejiriwal y Perron (2008), la existencia de cambios estructurales en el vector de cointegración. Para ello proponemos un quiebre estructural en todos los parámetros (constantes y coeficientes). Este procedimiento es una extensión para variables no estacionarias del desarrollado en Bai y Perron (1998) para variables estacionarias. El mismo consiste en tres pruebas. La primera, a través de un Test Sup Wald, se constata la hipótesis nula de cointegración sin quiebres, contra la específica de cointegración con un número determinado de quiebres ( $m$ ). Si rechazamos la hipótesis nula, entonces encontramos evidencia de hubo quiebres en el vector de cointegración. Para determinar la cantidad de quiebres, se lleva a cabo una segunda prueba secuencial que constata la hipótesis nula de cointegración con  $m$  quiebres, contra la alternativa de cointegración con  $m+1$  quiebres. Finalmente



el Test UD-max que compara el mayor Sup Wald obtenido con el valor crítico tabulado es el más útil para determinar si hay cambios estructurales. Los valores críticos de estas pruebas pueden encontrarse en Kejiriwal y Perron (2008). A continuación se presenta el resultado de los test<sup>11</sup> y las fechas estimadas de los quiebres. Para ello, permitimos una cantidad máxima de 5 quiebres en la relación.

*Tabla 2- Test de cointegración y prueba de quiebres estructurales*

<b>Test de Cointegración Engle-Granjer</b>	-4,524 *					
						<b>UD-MAX</b>
<b>F(M)</b>	<b>F(1)</b> 21,08 *	<b>F(2)</b> 28,26 *	<b>F(3)</b> 43,96 *	<b>F(4)</b> 41,19 *	<b>F(5)</b> 37,95 *	43,96 *
<b>SEQT(M +1   M)</b>	<b>F(1 0)</b> 21,08 *	<b>F(2 1)</b> 28,03 *	<b>F(3 2)</b> 43,66 *	<b>F(4 3)</b> 12,55	<b>F(5 4)</b> 8,43	
<b>Cantidad de quiebres</b>	<b>3</b>					
<b>Fechas estimadas</b>	Junio de 1998 Enero de 2000 Febrero de 2008					

\* Significativo al 1%

La prueba señala que existieron 3 quiebres en el vector de cointegración. Sin embargo, dado la proximidad de dos de ellos, la estimación de los coeficientes para dicho periodo (Jul-98 / ene-00) podría estar sesgada, debido al tamaño de la muestra. Por esta razón y siguiendo los estudios realizados para la cadena de carne vacuna en los Estados Unidos por Boetel y Liu(2010) y Leibtag y Roeger(2010) solo vamos a permitir cambios en la constantes. Realizamos la prueba imponiendo un máximo de 3 quiebres y obtenemos:

<sup>11</sup> Dicha prueba fue realizada con el Software Winrats Pro-trial.

Tabla 3– Quiebres en el vector de cointegración- Cambios en la constante

				UD-MAX
<b>F(M)</b>	<b>F(1)</b> 42,7 *	<b>F(2)</b> 82,98 *	<b>F(3)</b> 120,65 *	120,65
<b>SEQT(M +1   M)</b>	<b>F(1 0)</b> 42,7 *	<b>F(2 1)</b> 82,98 *	<b>F(3 2)</b> 120,65 *	
<b>Cantidad de quiebres</b>	<b>3</b>			
<b>Fechas estimadas</b>	<i>Junio de 1998</i> <i>Enero de 2000</i> <i>Febrero de 2008</i>			

\* Significativo al 1%

Las fechas estimadas en ambos casos son idénticas: Junio de 1998, Enero del 2000 y Febrero de 2008. El primer quiebre puede estar asociado a una combinación de factores que se dieron en dicho año. En primer lugar, el precio de la carne que venía recuperando terreno desde el '97, sumado a buenas condiciones climáticas, derivó en una sobre oferta que empujaron los precios hacia abajo. A esto se le sumaron, al menos dos shocks fundamentales. En primer lugar, un cambio en el régimen de tributación donde el IVA se redujo del 21% al 10.5%. afectaron las reglas de juego para la industria y los comercializadores. En segundo lugar, la crisis financiera rusa, que deprimió los precios internacionales, entre ellos los de la carne. Con respecto al segundo quiebre este está asociada al final de la convertibilidad, cuyos síntomas aparecieron antes del colapso de la misma. Finalmente el quiebre en 2008 puede obedecer a una serie de factores. Entre ellos la revolución del precio de los commodities en conjunto con la política de gobierno de cerrar las exportaciones de carne vacuna en 2006 y sumado a un paquete de medidas intervencionista en los mercados agrícolas y malas condiciones climáticas que derivaron en la mayor liquidación de vientres en la historia de la Argentina pudieron ser los causantes.

Una vez identificados los quiebres, realizamos la estimación de la relación de largo plazo a través de (10), donde se determina un modelo PL(1,1,1).

Tabla 4 –Estimación de la relación de largo plazo - (1995-2014)

		<b>Variable Dependiente:</b> $\ln(Pc)_t$	
	<b>Parametros Estimados</b>	<b>T-Statistics</b>	<b>Relacion Según Regimen</b>
<b>Intercepto</b>			
Constante	0,55	13,53	0,55
$D_{1998}$	0,16	19,87	0,71
$D_{2000}$	0,02	3,74	0,57
$D_{2008}$	0,14	15,57	0,69
<b>Precio al Productor</b>			
$\ln(Pp)_t$	0,4765	49,63	0,4765
<b>Salarios</b>			
$\ln(W)_t$	0,409	24,96	0,409
<b>Terminos P&amp;L</b>			
$\Delta \ln(Pp)_{t+1}$	-0,07	-1,75	
$\Delta \ln(Pp)_t$	-0,22	-5,37	
$\Delta \ln(Pp)_{t-1}$	0,04	0,93	
$\Delta \ln(W)_{t+1}$	0,12	1,7	
$\Delta \ln(W)_t$	-0,24	-3,3	
$\Delta \ln(W)_{t-1}$	-0,01	-0,16	
$EC_{t-1}$	0,61	12,09	
$R^2$ Ajustado		0,9875	
Durbin – Watson		2,01	

El resultado de la estimación indica que la elasticidad de transmisión precio entre el productor y el consumidor es 0.476. Es decir que en el largo plazo, ante una variación de un 1% en el precio al productor, el precio al consumidor aumenta 0.476%. Como hemos mencionado, la existencia de esta relación implica que no existen asimetrías de magnitud, para el periodo considerado. El coeficiente que acompaña a los salarios reales es 0.409 y esto puede ser interpretado como una

elasticidad de transmisión. Sin embargo debe tenerse precaución ya que, dados que los salarios de la economía evolucionan en forma conjunta y en nuestro sector procesador/comercializador lo estamos considerando como uno solo, cuando en realidad hay dos actores claves(nivel mayorista y minorista) nuestra proxy de costo salarial, captaría el componente mano de obra de ambos. Con respecto al valor de las dummies, todas tienen los valores esperados. Para el periodo 1998:07 2000:1 se observa un aumento de la constante, consistente con la reducción del MS que se presenta el grafico 3. Para el periodo 2000:02 2008:02 se verifica una caída en la misma que ubico al MS en niveles muy altos. Luego no fue sino hasta 2008 donde nuevamente se ubica en un nivel similar al periodo 98-00, indicando que el MS del productor en el precio al consumidor disminuyó.

#### **4.2.2 - Dinámica de Corto Plazo**

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables procedemos a estimar la dinámica de corto plazo en busca de asimetrías en la velocidad de ajuste. Es necesario estimar el número de retardos a incluir en el modelo. Si bien los criterios de selección de Schwarz y Hannan-Quinn identifican 2 retardos, los residuos estimados de dicho modelo presentan evidencia de autocorrelación serial, por lo que las pruebas de inferencia estadísticas no serían válidas. En este caso y siguiendo el trabajo de Boetel y Liu(2010) se decide fijar la cantidad de retardos en 13 permitiendo captar la dinámica de todo un año.<sup>12</sup> Además de no presentar el problema de autocorrelación en los residuos, la prueba del ratio de verosimilitud indica que un modelo con 13 retardos es superior al de 2.<sup>13</sup>

Dado que estimamos un sistema donde las variables del lado derecho son las mismas para las ecuaciones, los estimadores MCO son eficientes. Además, dado que todos los términos

---

<sup>12</sup> Esto es consistente con lo sugerido por Enders(1995) quien sugiere que caso de trabajar con datos mensuales, se deben utilizar 12 +1 rezagos.

<sup>13</sup> La prueba Ratio de máxima verosimilitud  $\chi^2(90) = 118.41$   $p - valor = 0.0239$ , indicando que las restricciones sobre los lags son limitantes.

involucrados son estacionarios, se pueden utilizar las pruebas usuales para realizar contraste de hipótesis.

Tabla 5- VECM simétrico y asimétrico

	SIMETRICO				ASIMETRICO			
		$\Delta Pc_t$	$\Delta Pp_t$	$\Delta W_t$		$\Delta Pc_t$	$\Delta Pp_t$	$\Delta W_t$
$ECT_{t-1}$		-0,375 0,00000001	-0,041 0,728	0,0465 0,4866	$ECT_{t-1} \geq 0$	-0,275 0,002	0,154 0,3154	0,009 0,9159
					$ECT_{t-1} < 0$	-0,464 0,000001	-0,207 0,1533	0,0781 0,337
Prueba de Causalidad de Granger* F-Test	$\Delta Pc$	3,53931 0,000001	1,77052 0,0505	0,82084 0,63	$\Delta Pc$	3,58353 0,000001	1,8163 0,0433	0,82418 0,6341
	$\Delta Pp$	2,32848 0,006	1,75167 0,0538	0,98949 0,4633	$\Delta Pp$	2,25052 0,009	1,71561 0,0607	0,99303 0,4599
	$\Delta w$	0,84194 0,6153	0,53789 0,8986	3,23393 0,0002	$\Delta w$	0,85051 0,6062	0,56836 0,8769	3,25764 0,00001
	R2	0,463	0,25	0,29	R2	0,468	0,27	0,29
	R2^	0,343	0,09	0,1354	R2^	0,351	0,106	0,132
	DW	2	2,03	2	DW	1,97	2,02	1,99
Test de simetria $\phi^a = \phi^b$						<b>3,157181</b> 0,077264	-	-

\*Las pruebas de causalidad de Granger constata la hipótesis nula de que todos los retardos (en este caso 13) de las variables explicativas, no pertenecen al sistema.

La tabla 5, contienen los resultados. Como principal conclusión podemos establecer que existe evidencia de asimetrías en la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Mientras que desviaciones en la relación de largo plazo se corrigen en un 46% cuando estas son negativas, solo corrigen en un 27% cuando estas son positivas, implicando que ante aumentos en los costos estos son transmitidos más rápidamente al consumidor, que ante disminuciones en los mismos. El contraste de hipótesis donde  $\phi^a = \phi^b$  arroja un p-valor de 0.077. Esto es consistente con los

hallazgos de Rossini y Depetris (2008), que analizaron esta cadena para el periodo 1993-2007, aunque la metodología y el tipo de asimetría que encontraron difieren con las de este estudio.

Las pruebas de causalidad Granger sugieren una fuerte relación de causalidad entre los precios productor y consumidor, donde las mismas son bidireccionales. Es decir la transmisión de precios se da desde el productor hacia el consumidor y viceversa. El papel que juegan los salarios en la dinámica de corto plazo de los precios, no pareciera significativa. Si analizamos la ecuación de salarios, se observa una fuerte relación de causalidad para con si mismo pero no con los otros precios. Esto debe obedecer al hecho de que los salarios evolucionan a la par del salario general de la economía y las variaciones vienen dadas por las condiciones macroeconómicas del país. Debe considerarse además que la serie utilizada es una proxy de la evolución del componente salarial en el componente procesador/comercializador, y no de cada una de estas en particular. Un análisis óptimo, sería aquel en el que se diferencien los niveles de la cadena (productor-frigorífico-carnicerías). Por lo que estos últimos resultados deben ser interpretados cuidadosamente.

Con respecto a los coeficientes de ajustes de la relación de largo plazo, la no significancia de estos en las ecuaciones del precio al productor y de los salarios, sugiere que los mismos son débilmente exógenos. Las pruebas F de asimetría para las ecuaciones del precio al productor y salarios no se realizan ya que ambos coeficientes no son estadísticamente significativos. Esto es consistente con los resultados de Rossini y Depetris (2008) para el caso de argentina, indicando que estos no responden ante desequilibrios en la relación y la variable de ajuste es el precio al consumidor.

Finalmente, la no evidencia de autocorrelación serial en los residuos confirma que el modelo estimado es válido, y por lo tanto también lo son las pruebas F y T utilizadas.(Ver anexo)

## **5 - Conclusión**

Los resultados de este trabajo son consistentes con estudios previos realizados para la cadena de la carne vacuna en Argentina. La evidencia de asimetrías en el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, sugiere que estamos en presencia de asimetrías en la velocidad del ajuste del shock. Como innovación y aporte al poco explorado campo de asimetrías en Argentina, destacamos 2 elementos. En primer lugar, el uso del procedimiento Kejriwal y Perron (2008) para comprobar quiebres en la relación de cointegración entre los precios permitiendo constatar e identificar los mismos, es una herramienta fundamental, especialmente en países tan volátiles como Argentina. Sin esto, podríamos concluir erróneamente que no existe una relación de largo plazo estable entre los mismos, cuando en realidad existió un quiebre en dicha relación. Al mismo tiempo, si bien podemos sospechar sobre la posible fecha de un quiebre, el mismo puede darse con posterioridad o anterioridad al evento al que hace referencia. En nuestro caso, el quiebre asociado a la caída en la convertibilidad es estimado 2 años antes que la misma finalmente sucediera. Por lo que imponer fechas ad-hoc, podría resultar en un sesgo de los coeficientes estimados.

En segundo lugar la incorporación de los costos salariales en la relación de largo plazo es una innovación en este campo. Esto es relevante por dos motivos: a) el tipo de asimetría que se evalúa cuando se considera solo el precio del insumo principal, no tiene en cuenta el ajuste de otros costos. De hecho, supone que estos permanecen constantes, cuando en realidad se desata un proceso donde dado un nuevo vector de precios de insumos, puede derivar en cierta sustitución entre los factores. b) la incorporación de los costos salariales, aísla a la constante de los efectos en estos, disminuyendo su variabilidad y evitando posibles quiebres en la relación.

Finalmente, el análisis de causalidad sugiere que los shocks son transmitidos en ambos sentidos a través de la cadena productiva. Es decir desde productor hacia el consumidor y desde consumidor

hacia el productor. Esto último constituye nueva evidencia en el campo, ya que Rossini y Depetris(2008) señalaban que la transmisión era unidireccional, siendo la relación de causalidad desde el sector productivo hacia el sector de consumo. Para el caso de los salarios, las pruebas de causalidad de Granger sugieren que las mismas no modelan la dinámica de corto plazo de las variables. Sin embargo, esto no implica que no formen parte de la relación de largo plazo ya que la misma es una representación lineal de la función de costos del sector procesador/comercializador y los salarios forman parte integral de ella.



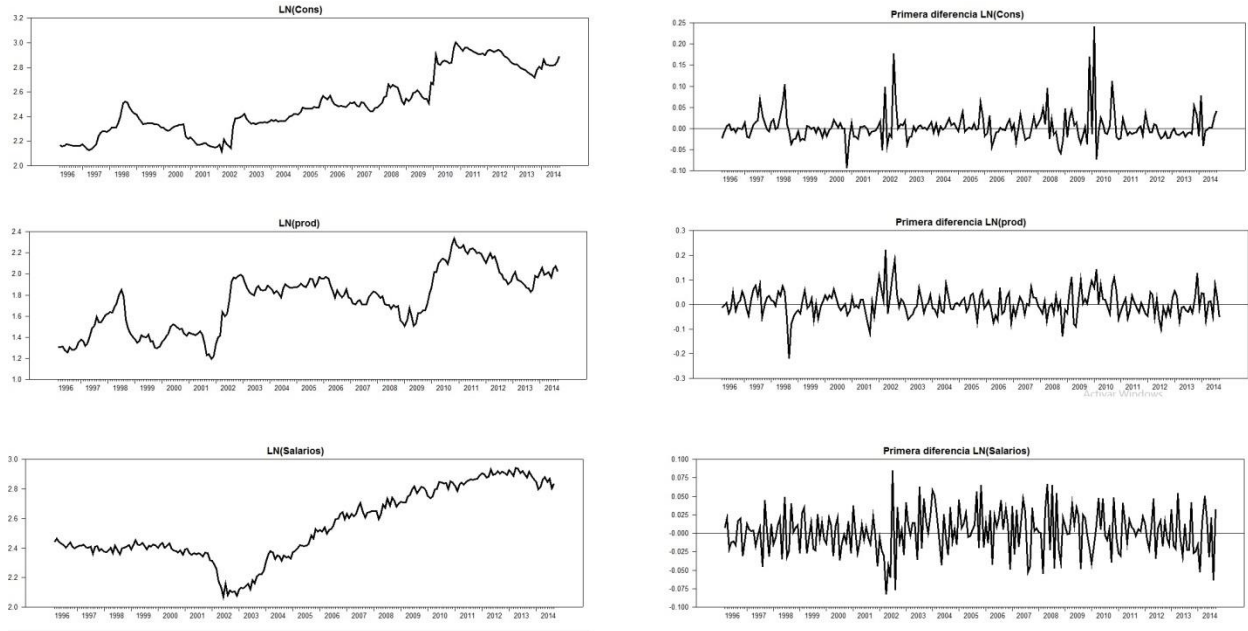
## 6 – Bibliografía

- Bai, J., and P. Perron (1998). “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.” *Econometrica* 66, 1, 47–78.
- Boetel B. and Liu D. (2010) “Estimating Structural Changes in the Vertical Price Relationships in U.S. Beef and Pork Markets” *Journal of Agricultural and Resource Economics* 35, (2), 228–244.
- Depretris, G. E. y Rossini G. (2008) “Transmisión vertical de precios en el sector de la carne vacuna en Argentina” *Revista de Análisis Económico*, Vol. 23, N°2, pp 3-19
- Enders W. (1995) “*Applied Econometric Time-Series*” (New York: John Wiley & Sons)
- Enders, W. and Granger, C.W.J. (1998). “Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 304-311
- Enders, W. and Siklos, P.L. (2001). “Cointegration and threshold adjustment”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 166-167
- Engle R. F. and Ganger C. W. J. (1987) “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing” *Econometrica*, Vol. 55, (2), pp. 251-276.
- Frey, J. and M. Manera (2005). “Econometric Models of Asymmetric Price Transmission.” *Journal of Economic Surveys*, 21, 449–415.
- Goodwin, B.K. and Holt, M.T. (1999). “Asymmetric Adjustment and Price Transmission in the U.S. Beef Sector”, *American Journal of Agricultural Economics*, 81,630-637
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Houck, J.P. (1977). “An Approach to specifying and estimating nonreversible Functions” , *American Journal of Agricultural Economics*, 59, 570-572
- Karantininis, K., Katrakylidis, K. and Persson M. (2011) “Price Transmission in the Swedish Pork Chain: Asymmetric non linear ARDL” *EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty. Working Paper*
- Kejiriwal, M. and Perron, P. (2008) “Testing for multiple structural changes in cointegrated regression models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 28, 503-522.

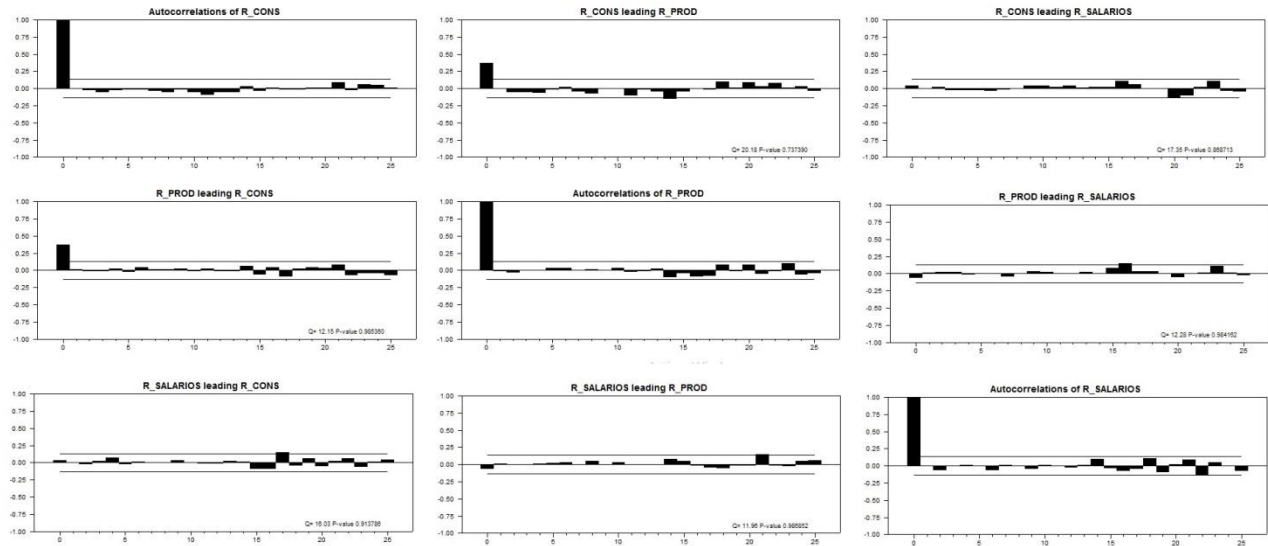
- Leibtag E. y Roeger E. (2010) “The Magnitude and Timing of Retail Beef and Bread Price Response to Changes in Input Costs” Economic Research Service, United States Department of Agriculture
- Meyer, J. and Von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*. 55, 581-611
- Phillips, P. C. B., and M. Loretan (1991) . “Estimating Long-Run Economic Equilibria.” *Rev. Econ. Stud.* [Special Issue: The Econometrics of Financial Markets] 58, 3:407–436.
- Stock, J. H.(1987) “Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors.” *Econometrica* 55,5:1035–1056.
- Tweeten, L.G. and Quance, C.L. (1969). “Positivistic Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches”, *American Journal of Agricultural Economics* 51, 342-352
- Vavra, P. and B. K. Goodwin (2005), "Analysis of Price Transmission Along the Food Chain", *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*, No. 3, OECD
- v. Cramon-Taubadel, S. and Meyer, J. (2000). “Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?” *University Göttingen, Institut for Agricultural Economy, Working Paper*
- Ward, R.W. (1982). “Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for fresh Vegetables”, *American Journal of Agricultural Economics*, 62, 205-212
- Wohlgenant, Michael K. (2001). “Marketing Margins: Empirical Analysis,” in Bruce Gardner and Gordon Rausser, ed., *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 1, Amsterdam: Elsevier Science B.V., chapter 16, pp. 934-970.
- Wolffram, R. (1971). “Positivistic Measures of aggregate Supply Elasticities: Some new Approaches - some critical Notes”, *American Journal of Agricultural Economics*, 53, 356-359

## 7 - Anexo

### Anexo 1: Gráfica de la series en niveles y primeras diferencias (Logaritmos)

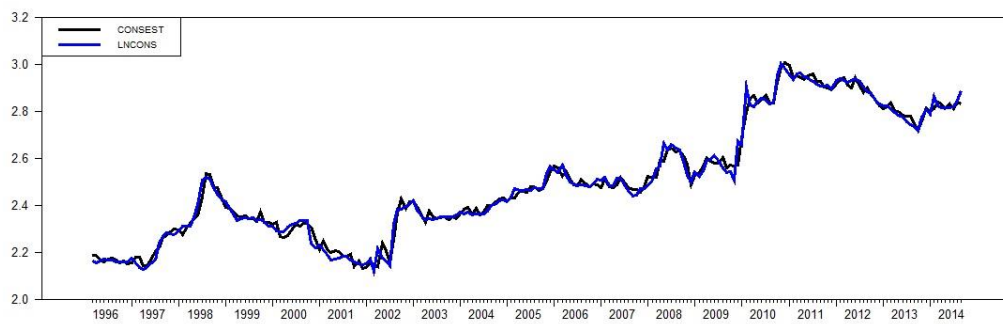
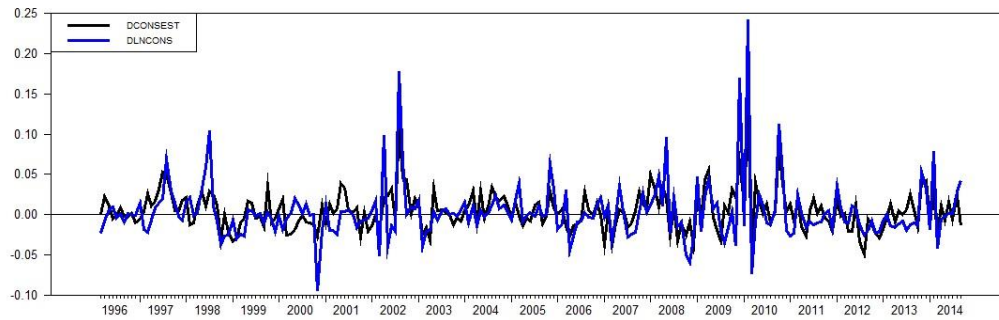


### Anexo 2: Correlaciones parciales y cruzadas de los residuos estimados

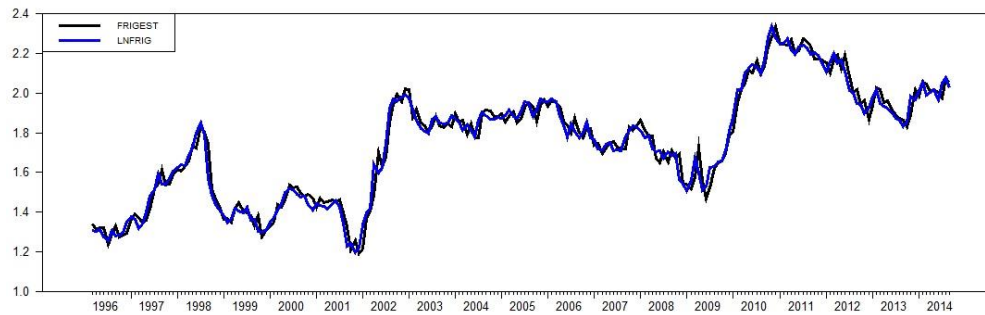
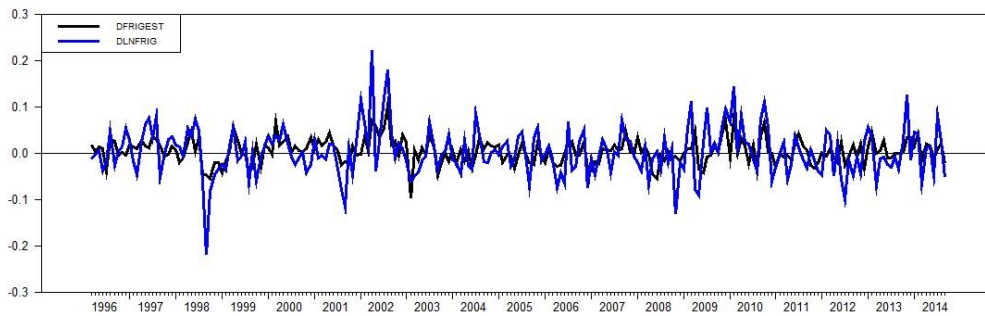


### Anexo 3: Ajuste del modelo. Variables en diferencias y en niveles

#### 3.1 Precio al Consumidor



#### 3.2 Precio al Productor



### 3.3 Salarios

