



Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas

ISSN: 2007-0934

revista_atm@yahoo.com.mx

Instituto Nacional de Investigaciones

Forestales, Agrícolas y Pecuarias

México

Martínez-Damián, Miguel Ángel; González-Estrada, Adrián

Transmisión de precios de carne de res en México

Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas, vol. 4, núm. 1, enero-febrero, 2013, pp. 143-151

Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias

Estado de México, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=263125750008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Transmisión de precios de carne de res en México*

Beef price transmission in Mexico

Miguel Ángel Martínez-Damián^{1§} y Adrián González-Estrada²

¹Posgrado en Economía. Colegio de Postgraduados. Carretera México-Texcoco, km 36.5 C. P. 56230 Montecillo, Estado de México. Tel. 01 595 9520200. Ext. 1835.
²Campo Experimental Valle de México, INIFAP, carretera Los Reyes-Texcoco, km 13.5, Coatlinchán, Texcoco, Estado de México. C. P. 56250. Tel. 01 595 9212715. Ext. 146. (gonzalez.adrian@inifap.gob.mx). [§]Autor para correspondencia: angel01@colpos.mx.

Resumen

El presente trabajo estudia el proceso de transmisión de precios en la cadena comercial de la carne de res en México. Para esto se consideran precios mensuales de la carne de res en canal y de las presentaciones bistec, molida, retazo y cortes, donde la transmisión estudiada es de carne en canal al consumidor. Dado que los datos presentan evidencia de raíz unitaria el análisis de regresión puede ser inapropiado por el problema de regresión espuria. Por tanto, se emplea la prueba de co-integración de Johansen no rechazando la hipótesis de un vector co-integrante para los pares canal-bistec, canal-molida, canal-retazo y canal-cortes, implicando que existe una relación de largo plazo entre los pares de productos considerados. Se estima la elasticidad de transmisión de precios resultando en valores cercanos a uno sin embargo, estadísticamente la elasticidad de transmisión es igual a uno para bistec (0.99), molida (0.92) y cortes (1.00); y mayor a uno en retazo (1.24), dado este último resultado y una elasticidad de (.50) en la demanda de retazo, el consumidor de bajos ingresos, recibe un impacto mayor de precios de carne en canal crecientes.

Palabras clave: elasticidad de transmisión de precios, cointegración, carne en canal, bistec, molida, retazo.

Abstract

This paper examines the price transmission process in the commercial chain of beef in Mexico. For this we consider monthly prices of beef carcass, steak, ground meat, scrap and cuts where the transmission studied is from the carcass to the consumer. Since the data showed evidence of unit root, the regression analysis may be inappropriate for the problem of spurious regression. Therefore, we used the test of Johansen's co-integration, not rejecting the hypothesis of a co-integral vector for the pair carcass-steak, carcass-ground meat, carcass-scrap, and carcass-cuts, implying that there is a long-term relationship between the products considered. We estimated the price transmission elasticity resulting in values close to one; however, statistically transmission elasticity equals one for steak (0.99), ground meat (0.92) and cuts (1.00), and greater than one for scrap (1.24), considering the latter result and an elasticity of (.50) in the demand for pieces, the low-income consumer receives a higher price impact.

Key words: price transmission elasticity, co-integration, carcass meat, steak, ground meat, scrap.

* Recibido: junio de 2012
Aceptado: diciembre de 2012

Introducción

En general un producto agrícola pasa por distintas fases desde su producción hasta su destino final, el consumidor. Durante dichas fases, se generan respectivamente distintos precios que representan la incorporación de servicios de comercialización. En el caso de la carne de res dos de estas fases son el precio que se genera por el pago de la carne en canal y el precio de la carne de res en sus diferentes presentaciones tales como bistec, molida, retazo y cortes. Cada nivel de precios puede estar afectado por distintos tipos de disturbios, por ejemplo mejoras tecnológicas, impuestos, aspectos climatológicos, gustos y preferencias. Por otra parte, lo que puede ser un disturbio en una fase puede no necesariamente serlo en otra; por ejemplo a nivel consumidor puede haber una moda por un determinado tipo de carne y por ende mayor precio, sin que necesariamente el precio de la carne en canal sea mayor. Sin embargo, es más común que cuando el precio de un elemento de la cadena cambia, también lo hagan los demás precios. Tal es el caso de un incremento de precios de insumos a nivel producción y que esto impacte directamente los precios de las presentaciones de carne al detalle.

A este mecanismo se le denomina transmisión de precios (Wohlgenant, 2001). La transmisión de precios puede ser vertical (Cruz y Ameneiro, 2007) o espacial (Acosta y Ortega, 2006) la primera se refiere a los distintos precios de una fase a otra, mientras que la segunda hace referencia de un lugar a otro, por ejemplo un evento del mercado internacional al doméstico, como ocurre en el caso del petróleo. Aquí se estudia la transmisión de precios que se da desde el precio en canal de res, hasta sus presentaciones molida, bistec, retazo y cortes. El enfoque es competitivo, es decir, si hay competencia perfecta el cambio de precio de la carne en canal induce un cambio proporcional en los precios del bistec, molida cortes y retazo.

La falta de estudios de este tipo y la necesidad de saber si la transmisión de precios de la carne en canal es competitiva (Čechura y Šobrová, 2008), justifica la presente investigación. El objetivo es investigar la relación entre el precio pagado por la carne en canal y el precio pagado por los compradores de carne bovina, con el objetivo particular de estimar las elasticidades de transmisión de precios que relacionan el bien al nivel del introductor con el bien al nivel del detallista. La hipótesis planteada es que un aumento de 1% en el precio de la carne bovina en canal esta relacionada con un aumento de 1% en el precio del bistec, carne molida,

Introduction

Generally an agricultural product goes through several stages, from production to its final destination, the consumer. During these phases, different prices are generated respectively representing the incorporation of marketing services. In the case of beef, two of these phases are the price that is generated by the payment of the carcass and the price of beef in different presentations such as steak, ground meat, scrap and cuts. Each price level can be affected by different types of disturbances, such technological improvements, taxes, climatological, tastes and preferences. Moreover, it can be a disturbance in one phase that may not necessarily be so in another, such a consumer level can be a fashion for a certain type of meat and therefore more money, not necessarily the price of meat in carcass is higher. However, it is more common when the price of an item in the string changes, so do the other prices. Such is the case of an increase in prices of inputs to production level and that this directly impacts the prices of beef retail presentations.

This mechanism is called price transmission (Wohlgenant, 2001). Price transmission can be vertical (Cruz and Ameneiro, 2007) or spatial (Acosta and Ortega, 2006), the first one concerns the different prices from one phase to another, while the second one refers to one place to another, for event such as a home international market, as in the case of oil. Here we study the transmission of prices from the price given in beef carcass, ground meat, steak, scrap and cuts. The approach is competitive, *i.e.* if there is perfect competition the price change of the carcass induces a proportional change in the price of steak, ground meat, scrap and cuts as well.

The lack of such studies and the need to know if the price transmission of carcass is competitive (Šobrová and Čechura, 2008), justifies this investigation. The aim is to investigate the relationship between the price paid for the carcass and the price paid by buyers of beef, with the particular aim of estimating price transmission elasticities that relate well to the level introduced with good retail level. Our hypothesis is that 1% increase in the price of beef carcass is related to an increase of 1% in the price of steak, ground meat, scrap and cuts; implicitly considering a competitive market scenario in services marketing of beef carcasses.

retazo y cortes; implícitamente la hipótesis considera un mercado competitivo en los servicios de comercialización de carne en canal.

Para contrastar la hipótesis sostenida se obtuvo información mensual de precios de la carne de res en canal, así como de los precios de la carne de res en las presentaciones de bistec, molida, retazo y cortes; los datos obtenidos cubren el periodo de enero del 2005 a mayo del 2008 cuya fuente es el Banco de México. En el estudio de la transmisión de precios desde la carne en canal hasta sus derivados, se empleó un modelo lineal:

$$PD_t = \gamma_0 + \gamma_1 PC_t + \varepsilon_t$$

Donde PD_t es el precio al detalle al tiempo t , PC_t = precio en canal de res al tiempo t , γ_0 y γ_1 son parámetros a estimar y ε_t es un término aleatorio de error. Para este caso la elasticidad de transmisión está dada por:

$$n = \frac{\partial PD_t}{\partial PC_t} \cdot \frac{PC_t}{PD_t} = \gamma_1 \cdot \frac{PC_t}{PD_t}$$

Como dicha elasticidad depende de un parámetro desconocido, este debe de estimarse, por ejemplo vía mínimos cuadrados ordinarios. Un problema en la estimación de dicho parámetro puede ser el de regresión espuria (Granger y Newbold, 1974) debido a la presencia de raíz unitaria. Para evitar este problema se examina cada una de las series por la presencia de raíz unitaria. Se procedió entonces a implementar pruebas Dickey Fuller en sus distintas versiones (las versiones de dichas pruebas son tipo rho y tipo tau, además en cada caso se tiene la posibilidad de tener o no ordenada al origen así como un parámetro de tendencia).

Es de mencionar que en el caso de encontrar evidencia de una raíz unitaria, y a pesar del problema de regresión espuria, todavía se puede realizar análisis de regresión si es que existe una relación de co-integración entre las variables analizadas. El hecho que dos variables estén co-integradas implica que estas sean integradas del mismo orden y que una combinación lineal de ellas sea estacionaria (Greene, 2000), es esto último lo que sustenta la posibilidad de hacer análisis de regresión. Con respecto a conocer si es que existe cointegración entre las variables examinadas, el modo de proceder fue bajo el enfoque de la prueba de co-integración de Johansen (Johansen, 1991).

La mencionada prueba se implementó en pares, esto es, carne de res en canal y bistec; carne de res en canal y carne molida; carne de res en canal y retazo; y carne de res en canal y cortes. La prueba mencionada supone que las series

In order to test the hypothesis we obtained information held monthly price of beef carcass and the price of beef steak, ground meat, scrap and cuts, the data cover the period January 2005 to May 2008, source is the Bank of Mexico. In the study of price transmission from the carcass until its derivatives, a linear model was used:

$$PD_t = \gamma_0 + \gamma_1 PC_t + \varepsilon_t$$

Where PD_t is the retail price at time t , PC_t = beef carcass price at time t , γ_0 and γ_1 are parameters to be estimated and ε_t is a random error term. For this case the transmission elasticity is given by:

$$n = \frac{\partial PD_t}{\partial PC_t} \cdot \frac{PC_t}{PD_t} = \gamma_1 \cdot \frac{PC_t}{PD_t}$$

As this elasticity depends on an unknown parameter, it must be estimated, for example via ordinary minimum squares. A problem in the estimation of this parameter can be the spurious regression (Granger and Newbold, 1974) due to the presence of the unit root. To avoid this problem, we examined each of the series by the presence of a unit root. We then proceeded to implement Dickey Fuller test in its various versions (versions of these tests are type rho and tau type, and in each case there is the possibility of having or not intercept and a trend parameter).

It should be noted that in the case of finding evidence of a unit root, despite the spurious regression problem, we can still perform regression analysis if there is a relationship of co-integration between the variables analyzed. The fact that two variables are co-integrated means that these are integrated of the same order and that a linear combination of them is stationary (Greene, 2000), it is the latter that supports the possibility of the regression analysis. With respect to know if there is co-integration between the variables examined, the way to proceed was under the approach of co-integration test of Johansen (Johansen, 1991).

The above test was implemented in pairs, *i.e.* carcass and steak; carcass and ground meat; carcass and scrap; carcasses and cuts. The test is referred that the series comes from an autoregressive vector model represented in vector error correction from which emerge two versions, one called the trace test and the other called the maximum eigen-value. In either case the first step is to determine the order of the autoregressive vector, for this purpose we used the Akaike information criterion (corrected), which

proviene de un vector autorregresivo con representación en un modelo vectorial de corrección de error de donde se desprenden dos versiones, una denominada prueba de la traza y otra denominada del máximo eigen-valor. En cualquiera de los casos un primer paso es determinar el orden del vector autorregresivo; para tal propósito, aquí se empleó el criterio de información de Akaike (corregido), que toma como orden de representación aquel rezago que hace mínima la estadística de Akaike. La prueba de traza de Johansen presenta dos versiones dependiendo de si la representación del modelo de corrección de error contiene o no una ordenada al origen. Los resultados de la prueba de Johansen se leen de manera secuencial, por ejemplo, si se rechaza un rango de cero (la estadística de la traza es mayor que el valor crítico) pero no se rechaza el rango uno, se concluye que los procesos están co-integrados. Después de contrastar por cointegración, se procedió a calcular el estimador de la elasticidad de transmisión en cada uno de los casos con la hipótesis de que dicha elasticidad de transmisión es uno.

Esto último implica que hay una transmisión completa de los efectos en el precio de la carne en canal a sus partes como bistec, molida, retazo y cortes. Para poder distinguir desviaciones de la elasticidad de transmisión del uno, se construyó un intervalo de confianza al 95% de confiabilidad en el entendido de que si dicho intervalo contiene al uno, no se puede rechazar la hipótesis de que la elasticidad de transmisión sea uno.

El Cuadro 1 presenta los resultados de la prueba de raíz unitaria para las cinco series estudiadas, dicha prueba se presenta en dos versiones y con tres modelos subyacentes. Esto último, considerando la posibilidad de variación del resultado de la prueba debido a la versión o al modelo subyacente, sin embargo, como se aprecia, en todos los casos el resultado de la mencionada prueba es el mismo; es decir no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Esto implica que con respecto a estimar la elasticidad de transmisión, se debe proceder con cautela pues el problema de regresión espuria podría presentarse; se complementa por tanto con una prueba de co-integración. Aquí el camino elegido fue la estrategia de contraste de Johansen que parte de un modelo autorregresivo vectorial en forma de corrección de error. Un punto importante es la elección del rezago en la representación autorregresiva, para tal fin se empleó la estadística de Akaike corregida y se probaron consecutivamente los órdenes de rezago uno, dos y tres; el Cuadro 2 presenta la estadística de Akaike para dichos rezagos cuando los procesos autorregresivos estuvieron conformados por: canal-bistec, canal-molida, canal-retazo y canal-cortes.

takes as representation order lag that minimizes the Akaike statistic. The test trace by Johansen presents two versions depending on whether the representation model error correction contains or not an intercept. The test results given by Johansen are read sequentially, for example, if a range from zero is rejected (the trace statistic is higher than the critical value) but there is no reject in range one, it is concluded that the processes are co-integrated. After contrasting by co-integration, we proceeded to calculate the estimate of the elasticity of transmission in each case with the hypothesis that the transmission elasticity is one.

This implies that there is a complete transmission of the effects on the price of a carcass, steak, ground meat, scrap and cuts. In order to distinguish deviations from the elasticity of transmission of one, we built a confidence interval at 95% confidence, understanding that if this interval contains one, it cannot be reject the hypothesis that the elasticity of transmission is one.

The Table 1 presents the results of the unit root test for the five series studied, the test comes in two versions and three underlying models. The latter variation considering the test result due to the underlying model or version; however, as seen, in all cases the result of said test is the same, *i.e.* do not reject the null hypothesis of unit root.

This implies that with respect to estimating the elasticity of transmission, we must proceed with caution as the problem of spurious regression may occur, complemented by both a co-integration test. Here the path chosen was the strategy by Johansen contrast that begins with an autoregressive vector in the form of an error correction. An important point is the choices of the lag in the autoregressive representation, for this purpose we used the corrected Akaike statistic, testing consecutively lag orders one, two and three; Table 2 presents the Akaike statistic for such lags when autoregressive processes were composed of: carcass-steak, carcass-ground meat, carcass-scrap and carcass-cuts.

As can be seen from the Table, the best order of representation is achieved in two lags where the statistic mentioned reached its minimum value. The Table 3 presents the results of co-integration test on the pairs mentioned in all four cases, we have to reject a zero order of integration, while not rejecting the existence of a co-vector integral in each analyzed pair.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller.
Table 1. Dickey-Fuller unit root test.

Variable	Tipo	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
canal	Media cero	0.78	0.8700	2.46	0.9967
	Media sencilla	-1.52	0.8327	-1.68	0.4388
	Tendencia	-11.23	0.3449	-2.57	0.2933
bistec	Media cero	0.78	0.8708	2.66	0.9982
	Media sencilla	-1.56	0.8276	-1.80	0.3793
	Tendencia	-11.35	0.3382	-2.59	0.2837
molida	Media cero	0.74	0.8631	2.75	0.9986
	Media sencilla	-1.78	0.8022	-2.01	0.2799
	Tendencia	-8.59	0.5281	-2.37	0.3950
retazo	Media cero	0.93	0.8988	3.08	0.9995
	Media sencilla	-1.04	0.8809	-1.42	0.5737
	Tendencia	-9.59	0.4535	-2.26	0.4533
cortes	Media cero	0.79	0.8720	4.64	0.9999
	Media sencilla	-1.47	0.8381	-3.32	0.0158
	Tendencia	-2.79	0.9442	-1.50	0.8272

Nota: la hipótesis nula es raíz unitaria por tanto, si el valor de probabilidad es cercano a uno entonces, la hipótesis nula no se desecha.

Cuadro 2. Criterio de información de Akaike corregido para seleccionar orden de rezago.
Table 2. Corrected Akaike information criterion for selecting lag order.

Vector-AR	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3
Canal-bistec	-7.01917	-7.45558	-7.43016
Canal-molida	-6.23452	-6.72150	-6.71372
Canal-retazo	-6.11801	-6.64260	-6.62337
Canal-cortes	-4.01452	-4.52271	-4.49640

Nota: en los cuatro casos el mínimo de la estadística de Akaike ocurre en el rezago dos.

Como puede apreciarse de dicho cuadro, el mejor orden de representación se alcanza en dos rezagos donde la estadística mencionada alcanza su valor mínimo. Esta es información relevante para el contraste de la prueba de co-integración pues en la misma se debe especificar un orden de rezago. El Cuadro 3, presenta los resultados de la prueba de co-integración en los pares mencionados, en los cuatro casos, se tiene que se rechaza un orden de integración cero, al tiempo que no se rechaza la existencia de un vector co-integrante en cada par analizado.

The empirical implication of this is that we can proceed to use a regression to estimate the transmission elasticity as there is evidence that there is a long-term relationship between the variables; it can be exploited in the estimation of the parameter. As can be seen for the four pairs of series studied the minimum value of the Akaike criterion is reached in the second lag. Therefore the implementation of testing of co-integration of vector specifies an order of autoregressive of two. For the pair carcass-scrap, the hypothesis intercept model representation in the error

Cuadro 3. Prueba de Cointegración de Johansen.**Table 3. Johansen cointegration test.**

Prueba de la traza bajo restricción Canal-bistec						
H0: Rango=r	H1: Rango>r	Eigen-valor	Valor Crítico Traza	Deriva al 5%	Deriva en en MCE Constante	proceso Constante
0	0	0.0965	24.8303	19.99		
1	1	0.0532	8.6946	9.13		
Prueba de la traza bajo restricción Canal-molida						
H0: Rango=r	H1: Rango>r	Eigen-valor	Crítico Traza	Deriva al 5%	Deriva en en MCE Constante	proceso Constante
0	0	0.0811	21.2831	19.99		
1	1	0.0481	7.8333	9.13		
Prueba de la traza sin restricción Canal-retazo						
H0: Rango=r	H1: Rango>r	Eigen-valor	Crítico Traza	Deriva al 5%	Deriva en en MCE Constante	proceso Lineal
0	0	0.0749	15.5436	15.34		
1	1	0.0197	3.1577	3.84		
Prueba de la traza bajo restricción Canal-cortes						
H0: Rango=r	H1: Rango>r	Eigen-valor	Crítico Traza	Deriva al 5%	Deriva en en MCE Constante	proceso Constante
0	0	0.1873	35.1050	19.99		
1	1	0.0133	2.1211	9.13		

Nota: en los cuatro casos no se rechaza la hipótesis de un vector co-integrante. Para el caso de Canal-retazo se rechaza la hipótesis de deriva constante en el proceso, en favor de deriva lineal. MCE: se refiere a modelo de corrección de error. Proceso: se refiere a proceso autorregresivo vectorial.

La implicación empírica de esto es que se puede proceder a emplear regresión para estimar la elasticidad de transmisión dado que hay evidencia de que hay una relación de largo plazo entre las variables, misma que se puede explotar en la estimación del parámetro en cuestión. Como se puede apreciar para los cuatro pares de series estudiados el valor mínimo del criterio de Akaike se alcanza en el segundo rezago. Por tanto en la implementación de la prueba de co-integración se especifica un orden del vector autorregresivo de dos. Para los pares carne en canal-retazo se rechaza la hipótesis de ordenada al origen en la representación del modelo vectorial de corrección de error, de allí las diferencias en las versiones de la prueba presentadas, sin embargo, en cada caso se rechaza que el orden de integración sea cero, al tiempo que no se rechaza un orden de integración de uno, lo que implica la existencia de un vector co-integrante.

Encontrar que hay una relación de co-integración implica que existe una combinación lineal de ellas que es estacionaria (relación de largo plazo), puede no ser única, pero permite el empleo de regresión y por tanto la estimación de la elasticidad de transmisión. El Cuadro 4, presenta los resultados de una regresión lineal tomando como variable explicativa el precio

correction vector is rejected, hence the differences in the versions of the test presented; however, in each case is rejected that the order of integration is zero, while not rejecting an integration order of one, which implies the existence of a co-integral vector.

Finding that there is a relationship of co-integration implies that a linear combination of them which is stationary (long term relationship) may not be unique, but allows the use of regression estimation and therefore the elasticity of the transmission. The Table 4 presents the results of a linear regression as an explanatory variable taking the price of the carcass and the dependent variable in each case, the price of beef steak, ground meat, scrap and cuts, to highlight the high degree to accompany the series. In the estimation of linear models posed, the table shows that the slope coefficient is highly significant in all four cases, as well as a good degree of adjustment under the R-squared statistic.

Once supported the validity of the regression between pairs of meats taking the price of beef carcasses as an explanatory variable, the Table 5 presents the estimates of the elasticity

de la carne en canal y como variable dependiente en cada caso, el precio de la carne en bistec, molida, retazo y cortes; es de resaltar el alto grado de acompañamiento de las series al tiempo. En la estimación de los modelos lineales planteados; dicho Cuadro muestra que el coeficiente de la pendiente es altamente significativo en los cuatro casos, así como también un buen grado de ajuste conforme a la estadística R-cuadrado.

Una vez sustentada la validez de la regresión entre pares de tipos de carne tomando el precio de la carne en canal como variable explicativa, el Cuadro 5 presenta las estimaciones puntuales de la elasticidad de transmisión así como los respectivos límites inferior y superior para un intervalo de confianza al 95% para la elasticidad. De dicho Cuadro 5 se desprende que la transmisión de precios es proporcional o unitaria en los casos de bistec, molida y cortes; pero no así en retazo donde una variación porcentual del precio al canal, se traduce en una variación porcentual más que proporcional. Lo que en este último caso contradice la hipótesis original de elasticidad de transmisión unitaria o servicios de comercialización competitivos en la carne de retazo.

Si el precio de la carne en canal aumenta y como resultado de esto sube el precio de la carne en retazo más que proporcional esto no implica que el comprador sea perjudicado en su gasto pues una acción del comprador puede ser disminuir la cantidad comprada por encima de lo que sube el precio. En otras palabras, para saber el efecto en el comprador de carne en retazo hay que saber la elasticidad precio de su demanda. Como la estimación de dicha elasticidad excede el alcance del presente trabajo, el mencionado efecto de incremento en precio se investiga a través de tres escenarios de elasticidad de la demanda por carne en retazo, a saber: i) menor que uno (0.5), ii) unitaria (1) y iii) mayor que uno (1.5).

El Cuadro 6 muestra el efecto de un incremento del 10% en el precio de la carne en canal y su impacto en la compra y gasto total en retazo, bajo las tres mencionadas elasticidades de la demanda por retazo. Con propósito de ilustración, esto se hace con datos reales del precio de carne en canal, precio del retazo, cantidad comprada de retazo y gasto total en retazo. Como primer punto, un incremento de la carne en canal y debido a la elasticidad de transmisión, el precio del retazo aumenta más que proporcional. Este aumento del precio del retazo impacta la cantidad comprada de diferentes maneras, según la elasticidad de la demanda empleada. Es de apreciarse que cuando la demanda es inelástica (0.5) un aumento en el precio del retazo si bien reduce la demanda con respecto al escenario base, esta cambia menos que proporcional, por ende, el gasto

of transmission and the respective lower and upper limits for a range of 95% confidence for elasticity. From the Table 5, we can say that the price transmission is proportional or unitary for steak, ground meat and cuts; but not for scrap, where a percentage change in price in the carcass, may result in a more than proportional percentage change. The latter case contradicts the original hypothesis of elasticity of transmission unitary or marketing and services competitive for scrap meat.

Cuadro 4. Modelos lineales estimados.

Table 4. Estimated linear models.

	Ordenada	Pendiente	R ² -ajustado
Bistec-canal	0.07361 (0.0770)	2.048244 (0.00308)	0.9996
Molida-canal	2.89757 (0.1550)	1.642453 (0.00619)	0.9977
Retazo-canal	-6.41636 (0.2024)	1.502642 (0.00808)	0.9954
Cotes-canal	0.095217 (1.2419)	3.236003 (0.0496)	0.9638

Los números entre paréntesis son desviaciones estándar.

Cuadro 5. Elasticidad de transmisión estimada.

Table 5. Estimated transmission elasticity.

	Limite Inferior	Elasticidad Transmisión	Límite Superior
Canal-bistec	0.94420	0.99825	1.05231
Canal-molida	0.83791	0.92667	1.01542
Canal-retazo	1.09800	1.24720	1.39639
Canal-cortes	0.86602	1.00421	1.14239

If the price of beef carcass increases and as a result raises the price of meat in scrap meat, it does not imply that the buyer is prejudiced in their spending because an action of the buyer may be to reduce the amount purchased. In other words, to know the effect on meat scrap, the buyer must know the elasticity of price. As the estimate of the elasticity is beyond the scope of this study, such an effect of price increase is investigated through three scenarios of demand for meat scrap: i) less than one (0.5); ii) unit (1); and iii) higher than one (1.5). The Table 6 shows the effect of a 10% increase in the price of beef carcasses and its impact on purchase and the total expenditure of scrap under the three mentioned elasticities of demand for scrap. For purposes of illustration, this is done with real data of carcass meat price, scrap price; scrap purchased and amount of total spending on scrap. First of all, an increase in the carcass due to the

en el la compra de retazo es mayor que en cualquiera otro de los escenarios. Esto es importante, pues es común que los bienes de primera necesidad sean inelásticos.

Por otra parte, esto implica que un incremento en la carne en canal termina afectando desproporcionalmente a los compradores de carne en retazo, que muy probablemente es el estrato de menores ingresos. Es de llamar la atención al porque sucede esto con el retazo, y no con el bistec, cortes, y molida; aquí se adelanta la hipótesis de que gran parte de esta influencia es la importación de las mencionadas presentaciones. Esto es, México no importa retazo; y si hay una estructura no-competitiva en los servicios de comercialización de carne en canal se puede cargar una renta, pero solo donde no hay competencia es decir donde no hay importaciones.

elasticity and transmission, the scrap price increases more than proportionally. The rising price of scrap impacts the quantity purchased in different ways, depending on the elasticity of the demand used. It is seen that when the demand is inelastic (0.5) an increase in the price of scrap while reducing the demand with respect to the baseline scenario, this changes less than proportional, therefore, spending on the purchase of scrap is higher than in any other scenario.

This is important, as is common for staple goods to be inelastic. Moreover, this implies that an increase in carcass ends disproportionately affecting the buyers of scrap meat, which most likely is the lower income stratum. It's noteworthy that this happens with scrap meat, not for the

Cuadro 6. Crecimiento de 10% del precio en canal y su efecto en gasto por retazo.
Table 6. 10% increase of the price in carcass and its effect on expenses by scrap meat.

Crecimiento precio en canal 10%			Efecto en demanda carne en retazo		
	Canal	Retazo	Elasticidad demanda por retazo	Cantidad demandada retazo	Gasto en retazo
Precio Inicial	33.04 ^{¶¶¶}	43.92 [¶]		359708703 ^{¶¶} (inicial)	15,798,406,236
Precio Final	36.344	49.36608	-1.5	292802884 (elástica)	14,454,530,608
Elasticidad transmisión	1.24		-1	315104824 (unitaria)	15,555,489,941
			-0.5	337406763 (inelástica)	16,656,449,275

¶: precio por kg de retazo en 2007; ¶¶: cantidad consumida de retazo en 2007; ¶¶¶: Precio por kg de canal en 2007.

Conclusión

Se ha encontrado evidencia de una elasticidad de transmisión unitaria de carne en canal a carne molida, bistec y cortes; con respecto a carne en retazo se encuentra una elasticidad de transmisión mayor, es decir que el incremento de precios en la carne en canal de res se distribuye asimétricamente para cuatro de las partes que se comercializan. Una posible razón para este resultado es el efecto que pueden tener las importaciones, que para la carne de res es un factor importante en México. En particular, las importaciones de carne procesada, por ejemplo molida, bistec o cortes, imponen una competencia a la carne de origen domestico impidiendo el un sobreprecio por encima de lo que varía el precio de la carne en canal. Por otra parte México no importa carne en retazo, lo que hace posible que al momento de variar el precio de la carne en canal y por falta de competencia en la carne en retazo, se facilita cargar un sobreprecio, perjudicando así al consumidor del mismo que es generalmente de menores recursos.

steak, cuts, and ground meat; here the hypothesis is that much of this influence is the import of the above submissions. That is, Mexico does not import scrap meat; and if there is a non-competitive structure in marketing services of carcass, a rent can be charged, but only where there is no competition, no imports.

Conclusion

We've found evidence of unitary transmission elasticity from carcass to ground meat, steak and cuts; regarding scrap meat the transmission elasticity is higher, that is the price increase in beef carcasses is asymmetrically distributed to four of the commercialized parts. A possible reason for this result is the effect that the imports may have, that for beef is an important factor in Mexico. In particular, imports of processed meat, such as ground meat, steak or cuts that impose a competition to the domestic meat preventing an

Por otra parte, como el retazo es comprado generalmente en estratos de ingreso bajos, y allí es muy probable que la demanda por dicha carne sea inelástica, el efecto de un incremento en el precio de la carne en canal se distribuye asimétricamente afectando más a aquellos estratos de bajos recursos donde la demanda es inelástica.

Literatura citada

- Acosta, A. y Ortega, J. 2006. Transmisión de precios agrícolas en América Latina en el contexto de la apertura comercial. FAO, Chile.
- Banco de México. <http://www.banxico.org.mx/politica-monetaria-e-inflacion/estadisticas/inflacion/indices-precios.html> junio 2011
- Cruz, F. A. I. y Ameneiro, G. M. 2007. Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos. *Revista de Economía Aplicada*, 44(XV):85-107.
- Čechura, L. and Šobrová, L. 2008. The price transmission in pork meat agri-food chain. *Agric. Econ. - Czech*, 54(2):77-84
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. 1974. "Spurious regressions in econometrics". *J. Econom.* 2:111-120.

overprice ranges of the carcass. On the other hand, Mexico does not import scrap meat, which makes it possible that at the moment to vary the price of beef carcasses and due to the lack of competition in the scrap meat market it's easier to overcharge it, thereby harming the consumers, who are generally poor.

On the other hand, as the scrap meat is usually bought in low income strata, and in there is quite likely that the demand for such meat is inelastic; the effect of an increase in the price of beef carcass is asymmetrically distributed, affecting even more the low-income strata where the demand is inelastic.

End of the English version



- Greene, W. H. 2000. *Econometric analysis*. Fourth edition, Prentice Hall 1004 pp.
- Johansen, S. 1991. *Cointegration and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*. 59(6):1551-1580.
- Wohlgenant, M. K. 2001. *Handbook of agricultural economics. Marketing Margins: Empirical Analysis*. Elsevier Science B.V. 934-966 pp.