

Modelación del mercado de carne de res en Costa Rica: una aproximación preliminar básica¹

Modeling of the beef market in Costa Rica: a basic preliminary approach



Tatiana Solano Pereira¹

Johanna Solórzano Thompson²

Javier Paniagua Molina³

Fecha de recepción: 15 de junio, 2020

Fecha de aprobación: 08 de octubre, 2020

Vol.7 N° 1 Enero- Junio 2021

Solano, T.; Solórzano, J. y Paniagua, J. (2021). Modelación del mercado de carne de res en Costa Rica: una aproximación preliminar básica. Revista e-Agronegocios, 7(1). <https://revistas.tec.ac.cr/index.php/eagronegocios/article/view/5185>

DOI: <https://doi.org/10.18845/ea.v7i1.5185>

¹ Universidad de Costa Rica. Costa Rica. Docente Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios. Correo electrónico: tatiana.solanopereira@ucr.ac.cr

² Universidad de Costa Rica. Costa Rica. Docente Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios. Correo electrónico: johanna.solorzano@ucr.ac.cr

³ Universidad de Costa Rica. Costa Rica. Docente Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios. Correo electrónico: javier.paniagua@ucr.ac.cr



¹ Este trabajo formó parte de la tesis de licenciatura de la primera autora bajo el marco del proyecto VI-B5-A12.

Resumen

El mercado de carne bovina en Costa Rica ha presentado algunos cambios en el consumo a nivel nacional, entre otras razones, se estima que debido a los cambios en los gustos y preferencias de las personas hacia otras fuentes de proteína de origen animal. El objetivo de esta investigación fue el de pronosticar el comportamiento de la oferta y la demanda de carne bovina en Costa Rica, mediante un modelo econométrico estructural y un modelo vectorial autorregresivo (VAR). Las variables que fueron significativas para el pronóstico del mercado de carne bovina fueron los precios de los sustitutos y el PIB per cápita en lo que respecta a la demanda, mientras que, para la oferta, las variables que explican su comportamiento fueron el precio rezagado un periodo y el precio de los hidrocarburos. El análisis de los resultados demostró que ningún modelo aplicado logró ajustar la curva de oferta con las variables explicativas, mientras que, sí se logró un pronóstico de la curva de demanda de carne bovina a cinco años, presentando un movimiento total, debido a que se ha generado un efecto sustitución, por lo que al haber menos consumidores demandando este producto existe una presión del mercado que hace que el precio disminuya. La elasticidad del efecto del precio sobre la cantidad demandada de carne bovina indica un comportamiento inelástico, lo que significa que las variaciones en el precio no afectan significativamente la cantidad solicitada por los clientes.

Palabras clave: econometría, oferta, demanda, carne, autorregresión.

Abstract

The beef market in Costa Rica has presented some changes in consumption at the national level, among other reasons, it is estimated that due to changes in people's tastes and preferences towards other sources of protein of animal origin. The objective of this investigation was to identify the main variables that determine the supply and demand of bovine meat in Costa Rica, using a structural econometric model and an autoregressive vector model (VAR). The variables that were significant for the forecast of the beef market were the prices of the substitutes and the GDP per capita in terms of demand, while for supply the variables that explain its behavior were the price lagging one period and the price of hydrocarbons. The analysis of the results showed that no applied model managed to fit the supply curve with the explanatory variables. While a forecast of the five-year beef demand curve in the country was achieved, presenting a total movement, due to the fact that a substitution effect has been generated, so that as there are fewer consumers demanding this product, there is a pressure of the market that makes the price decrease. The elasticity of the effect of the price on the demanded quantity of bovine meat indicates an inelastic behavior, which means that the variations in the price do not significantly affect the demanded quantity.

Key words: econometrics, supply, demand, beef, autoregression

Introducción

En Costa Rica la actividad ganadera para el consumo de carne es de alta importancia social y económica, al ser una actividad generadora de trabajo y proveedora de alimentos básicos para el país (Holmann, Rivas, y Pérez, 2007). En el año 2016 la producción de carne bovina representó el 24% de la participación económica del sector pecuario, produciendo alrededor 31 656 cabezas de ganado bovino, y para el mes agosto de 2019 se registró una disminución importante con un total de 29 856 cabezas (CORFOGA, 2019). Además, el incremento de los costos de insumos, la falta de dinamismo de la producción y el modesto crecimiento del empleo y los salarios, han afectado negativamente la producción y la venta de productos cárnicos (CORFOGA, 2015; Errecart, 2015). Esta situación provocó un aumento del 10% en las importaciones entre 2014 y 2016, lo cual se relaciona con la disminución del 17% en el sacrificio de animales (Barquero, 2017).

A pesar del escenario negativo en la producción nacional y el consumo de productos sustitutos como la carne de pollo, el sector ganadero nacional se ha diversificado para cumplir con la demanda del mercado. Por esta razón, resulta necesario pronosticar el comportamiento de las principales variables que afectan la oferta y la demanda de la carne bovina en Costa Rica, evaluar el comportamiento futuro y brindar información que facilite la planificación y el fortalecimiento de la cadena de valor bovina costarricense (Pindyck y Rubinfeld, 2009).

Los factores que afectan el mercado de la carne bovina han sido objeto de estudio en diversos países del orbe, ya que Argentina es el principal país consumidor de carne bovina, seguido de Estados Unidos, Brasil, La Unión Europea y México (Bazán Hernández, 2019). Sin embargo, se estima que la producción total de carne disminuirá 1,7% en el año 2020, debido a perturbaciones del mercado a la pandemia y efecto de las sequías (FAO, 2020).

En México se demostró, por medio de un modelo mensual de ecuaciones simultáneas o Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E) en el periodo 1995-2003, que la elasticidad del precio de la demanda era elástica y la cantidad demandada respondía proporcionalmente al cambio en el precio real, mientras que la elasticidad de la oferta de carne bovina en canal fue inelástica a su precio y al precio de los factores de producción, lo que pudo haber generado un aumento en las importaciones en el periodo de tiempo analizado (Benítez et al., 2009). En este mismo país, se analizó la oferta y la demanda de carne porcina de 1980 a 2009 con un MC2E y se determinó el precio del bien y el costo de los alimentos para cerdos (rezagado un periodo), como los factores que más afectan la oferta de carne porcina. También se estableció el precio de mercado del producto y el precio de la carne de res (bien sustituto), como las variables con mayor incidencia sobre la demanda (Díaz et al., 2010).

En Colombia se estimó la función de demanda de tres proteínas cárnicas (pollo, cerdo y res) con un modelo de Aproximación Lineal de Demanda Casi Ideal (AL-SDCI) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Este estudio concluyó que el mercado de carne de res se ve afectado en menor medida por fluctuaciones del precio de la carne de cerdo, pero es más sensible a cambios en el precio de la carne de pollo, siendo más elástico (Barrera, 2010).

Martínez (2013) realizó un modelo de regresión lineal para estimar el volumen de producción de maíz en el periodo 1980-2011 en México, donde se puede observar que el primer semestre de cada año (primavera-verano) existe una disminución del volumen de producción, mientras que, para otoño-invierno se da un aumento, además mediante la prueba de U Thiel, se concluyó que el pronóstico es aceptable para los años en estudio.

En Argentina se analizó la oferta y la demanda de carne bovina con modelos de Corrección del Error Vectorial (VEC) y Vectoriales Autorregresivos (VAR), y se demostró la estabilidad de las variables productivas y el precio real de la producción y el consumo al final del periodo de evaluación, además, de un aumento en la producción con una ganancia porcentual del 6%, y un incremento del 5,5% en las exportaciones (Rossini y Vicentin, 2016). Por otra parte, en 2016, se realizó una evaluación econométrica de la demanda de carne de res, cerdo y aves de corral en Eslovenia. Como resultado se demostró la inelasticidad de la demanda de carnes debido a cambios en el ingreso de la población, los productos se catalogaron como productos normales y los consumidores se consideraron conservadores a alterar sus hábitos de compra si sus ingresos sufrían algún cambio (Prišenk et al., 2016).

El acceso a estudios econométricos de carne bovina para el mercado costarricense es limitado. No obstante, CORFOGA (2015) determinó la relación entre los precios (bajos, medios y altos) de carne de res y los productos sustitutos mediante un modelo de regresión lineal, así como el impacto de los precios sobre el consumo con una tendencia inelástica. Además, se cumplió con los postulados de la teoría clásica de la demanda que demuestran que, ante el aumento en los precios de los productos sustitutos (en este caso pollo), se produce un aumento en el consumo de la carne de res.

Para sustentar el propósito de esta investigación ante la escasez de este tipo de estudios en Costa Rica, se realizó una revisión de investigaciones aplicadas en otros productos de origen agropecuario, tales como el tomate, para el cual se proyectó el precio del año 2000 al 2010 con un modelo econométrico Autorregresivo Integrado de Media Móvil (ARIMA). Sin embargo, no se pudo predecir el precio exacto debido a que el modelo solo presenta una idea aproximada del comportamiento futuro del tomate (Murillo, 2011). Por otro lado, para estimar la función de demanda de pollo a nivel minorista para Argentina, Silva (2000) aplicó un modelo MCO de regresión múltiple y sus resultados indicaron que, por el aumento de una unidad en el precio del pollo, el consumo disminuía 295 092 toneladas (ton) por año, manteniendo las demás variables constantes, mientras que, si aumentaba el precio de la carne bovina en una unidad, el consumo de pollo aumentaba 383 027 ton por año; asimismo, si aumenta el ingreso, el consumo aumenta en 3 780 ton anualmente.

Considerando la escasez de estudios econométricos y su importancia para el mercado de carne bovina, el objetivo de esta investigación fue pronosticar el comportamiento de la oferta y la demanda de carne bovina en Costa Rica de 1980 al 2018, mediante un modelo econométrico estructural y un modelo vectorial autorregresivo (VAR).

Referente teórico

Un modelo económico es la descripción de una parte de la economía que incluye las variables necesarias para el objeto de estudio. Según Parkin y Loria (2010) un modelo se puede comparar mediante las predicciones que se puedan realizar y la realidad, sin embargo, es difícil, ya que a un mercado lo afectan muchos factores. De acuerdo con Gujarati y Porter (2010), la regresión es la técnica econométrica más utilizada para la estimación de las curvas de demanda y oferta, y se define regresión como "el estudio de la dependencia de una variable (explicada), con una o más variables adicionales (independientes o explicativas), cuya finalidad es estimar y predecir el valor medio de la primera en término de valores conocidos o fijos de las segundas" (p.9).

Existen varios tipos de modelos econométricos que se utilizan para determinar el comportamiento de las variables que se desean evaluar. El modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ha sido ampliamente utilizado debido a su eficacia y consiste en minimizar la suma de los cuadrados de las distancias entre cada una de las observaciones de la variable y los residuos (Chirievella, 2015). Sin embargo, si existe evidencia de simultaneidad², los estimadores de MCO no son eficientes ni consistentes, por lo que se procede a utilizar mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), que consiste en "dos aplicaciones sucesivas de MCO con la idea de purificar la variable explicativa, de manera que los estimadores sean consistentes, es decir convergen a sus verdaderos valores a medida que el tamaño de la muestra aumenta indefinidamente" (Gujarati y Porter, 2010, p.703). También, existen otros modelos necesarios para corregir problemas que pueden presentar las variables, por ejemplo, con la presencia de heterocedasticidad³ los Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) generan los Mejores Estimadores Lineales e Insesgados (MELI).

En términos generales, existen varios enfoques de los pronósticos económicos basados en series de tiempo, uno de ellos es el de regresión de ecuaciones simultáneas, el cual se utiliza cuando hay más de una ecuación (Gujarati y Porter, 2010). A diferencia de los modelos uniecuacionales, en los de ecuaciones simultáneas no es posible estimar los parámetros de una ecuación aisladamente sin tener en cuenta la información proporcionada por las demás ecuaciones en el sistema. También están los Modelos Autorregresivos Integrados de Promedio Móvil (ARIMA), donde el interés de estos métodos de pronóstico es el análisis de las propiedades probabilísticas o estocásticas de las series de tiempo económicas por sí mismas; por esta razón, los modelos ARIMA reciben algunas veces el nombre de modelos ateóricos⁴ y las teorías económicas a menudo son la base de los modelos de ecuaciones simultáneas. Por último, los Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) se asemejan a los modelos de ecuaciones simultáneas, pues consideran diversas variables endógenas de manera conjunta, pero cada variable se explica por sus valores rezagados o pasados y por los valores rezagados de todas las demás variables endógenas en el modelo.

² Las variables de las ecuaciones se encuentran correlacionadas en las ecuaciones simultáneas.

³ La varianza de los errores no es constante en las observaciones

⁴ No se derivan de la teoría económica.

Otro concepto utilizado en esta investigación es el de elasticidad, que corresponde al comportamiento de los consumidores y productores ante los cambios de precios relativos y los ingresos (Parkin y Loria, 2010). Generalmente, los valores de las elasticidades pueden variar según el método econométrico utilizado, la calidad de los datos sobre cantidades y precios anteriores, así como el número de variables incluidas en la estimación. Según Fitzgerald (2008), existen dos tipos de elasticidades, "(1) respecto al precio propio, que especifica la reacción porcentual de la demanda de un producto (...); (2) la cruzada, mide la variación porcentual de la demanda de un producto, cuando hay cambio en el precio de otro".

Otras herramientas importantes para este estudio son los criterios de información que ayudan a determinar la eficiencia que poseen los modelos propuestos, como son Akaike (CIA), que mide la bondad del ajuste de un modelo de regresión, y Schwarz (CIS), que impone una penalización mayor que CIA, y entre más pequeño sea el valor de CIS, mejor será el ajuste del modelo. Asimismo, se utiliza el error cuadrático medio, que mide la diferencia entre el estimador y lo que se estima (E.L. y Casella, 1998). Este índice es sensible al número de parámetros que estima el modelo, en este sentido, los valores decrecen conforme aumenta el número de grados de libertad o el tamaño muestral (Morata, et al., 2015). También se utiliza el coeficiente de desigualdad de Theil para medir la desigualdad con base en el concepto de entropía, derivado de la teoría de la información.

Finalmente, para el pronóstico del modelo se utiliza la prueba de raíz unitaria, que determina la estacionariedad de la serie, y mediante Dickey- Fuller (DF), se calculan los valores críticos del estadístico "tau" con base en simulaciones Monte Carlo (Gujarati y Porter, 2010). Otra forma de determinar la estacionariedad se realiza mediante el correlograma, el cual es una gráfica de autocorrelación en diferentes rezagos; según Gujarati y Porter (2010) "(...) en una serie de tiempo estacionaria, el correlograma se desvanece rápidamente, mientras que para las series no estacionarias, lo hace de manera gradual" (p.768).

Metodología

Se utilizó el software comercial de Microsoft Office Excel para la elaboración de la base de datos y la transformación de datos nominales a reales. Luego se exportaron estos datos y se realizaron los modelos en el software econométrico de libre distribución Gretl.

Para la determinación de la demanda se realizó MC2E, para estudiar el comportamiento de las variables y obtener el contraste de Hausman y posteriormente determinar cuál modelo econométrico genera coeficientes MELI. Al realizar este modelo mediante MCO, se eliminaron algunas variables debido a que no todas explican el modelo de manera correcta. La ecuación de demanda utilizada es la siguiente:

$$l_{CTCR} = \beta_0 + \beta_1 l_{PRR} + \beta_2 l_{PRP} + \beta_3 l_{PRC} + \beta_4 l_{PIBp} \quad (1)$$

Donde,

l_{CTCR} : logaritmo del consumo total de carne de res (kg),

l_{PRR} : logaritmo del precio real de carne de res (colones/kg),

l_{PRP} : logaritmo del precio real de carne de pollo (colones/kg),

l_{PRC} : logaritmo del precio real de carne de cerdo (colones/kg).

l_{PIBp} : logaritmo del Producto Interno Bruto per cápita del país (colones).

A estas variables se le aplicaron las pruebas para determinar si existe evidencia de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad, por lo que se debió utilizar MCG para corregir heterocedasticidad y reducir el grado de autocorrelación. Sin embargo, no fue posible por lo que se aplicó Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF) para poder obtener los resultados esperados.

De igual forma para determinar la ecuación de la oferta, se realizó la prueba de Hausman utilizando MCO, ya que genera coeficientes MELI. En este caso, solo tres de las variables resultaron significativas para explicar la oferta.

$$l_{CTCR} = \alpha_0 + \alpha_1 PRR + \alpha_2 PRH + \alpha_3 PRR_{-1} \quad (2)$$

Donde,

l_{PRH} : logaritmo del precio real de los hidrocarburos (colones/l),

$l_{PRR_{-1}}$: logaritmo del precio real rezagado un periodo (colones/kg).

Dado que el MCO no se ajustó al modelo, se realizó MCG y MCGF para eliminar la alta heterocedasticidad que presentaba la serie de datos, sin embargo, ninguna de las pruebas resultó adecuada. Esta situación dio pie a realizar MCGF en diferencias, técnica que ayudó a eliminar la autocorrelación, dando como resultado un mejor ajuste.

Para el ajuste del modelo de series de tiempo multivariada se utilizó el modelo de series temporales-bivariante-autorregresión vectorial (VAR). Se introdujeron como variables endógenas

L_{CTCR} y L_{PRR} y como variables exógenas L_{PRP}, L_{PRC}, L_{PIBp} y el L_{PRH}; no se incorporó el L_{PRRt-1} debido a que este modelo se utiliza justamente para determinar cuántos rezagos se deben incorporar. Este modelo se realizó varias veces con el fin de determinar cuál es la cantidad de rezagos que se ajustan de forma correcta al modelo, por esta razón se realizó como primer modelo con cinco rezagos, después con cuatro y dos rezagos, para poder comparar resultados. Cabe resaltar que, con diversos rezagos de las mismas variables, cada coeficiente estimado no será estadísticamente significativo, debido a la multicolinealidad. Pero en forma colectiva, quizá sean significativos respecto de la prueba F estándar.

También se compararon los modelos estructurales entre MCO original y MCO ajustado en la demanda, para verificar el resultado del coeficiente de correlación ajustado (R²), ya que entre más grande sea su resultado, mejor ajuste tienen las variables independientes con la variable en estudio. Se evaluó la eficiencia predictiva mediante el error medio, el error cuadrático medio, los contrastes CIA, CIS y la u-Thiel, considerando que, entre menor sea su resultado, mejor ajuste de pronóstico tienen las variables. La segunda comparación fue entre el modelo MCO original y el MCO ajustado de oferta, considerando los pasos anteriores.

En consecuencia, se redujeron las ecuaciones de los modelos seleccionados de la siguiente manera:

$$l_{CTCR} = \pi_0 + \pi_1 l_{PRP} + \pi_2 l_{PRC} + \pi_3 l_{PIBperc} + \pi_4 PRH + \pi_5 PRR_{-1} \quad (3)$$

$$l_{PRR} = \pi_6 + \pi_7 l_{PRP} + \pi_8 l_{PRC} + \pi_9 l_{PIBperc} + \pi_{10} PRH + \pi_{11} PRR_{-1} \quad (4)$$

Donde,

L_{CTCR}: logaritmo del consumo total de carne de res (kg),

L_{PRR}: logaritmo del precio real de carne de res (colones/kg),

L_{PRP}: logaritmo del precio real de carne de pollo (colones/kg),

L_{PRC}: logaritmo del precio real de carne de cerdo (colones/kg),

L_{PIBp}: logaritmo del Producto Interno Bruto per cápita del país (colones),

L_{PRH}: logaritmo del precio real de los hidrocarburos (colones/l),

L_{PRR_1}: logaritmo del precio real rezagado un periodo (colones/kg).

Para la predicción de la cantidad y precio de la carne bovina del 2019-2022 se utilizó la ecua-

ción anterior (Ecuación 4), donde se presenta el logaritmo del precio en forma reducida, con la finalidad de establecer el precio de equilibrio al consumidor mediante ARIMA de cada variable y encontrar el pronóstico de cada una de ellas para los próximos cuatro años. Antes de eso, se realizó la prueba de Dickey-Fuller y el correlograma de cada una, para determinar cuántas diferencias se necesitan para rechazar la hipótesis nula, con el fin de que la media y la varianza no cambien en el tiempo y así pronosticar de la mejor forma. Estas fueron sustituidas en los resultados obtenidos en el modelo VAR de tres rezagos y mediante la ecuación reducida de MCO de ecuaciones simultáneas. Por último, se analizaron los resultados de los modelos econométricos propuestos, con el fin de conocer el comportamiento de las variables con respecto a los precios sustitutos de pollo y cerdo (elasticidad) y al precio de los hidrocarburos.

Resultados

Determinación de la demana

Se realizaron varios modelos mediante MCO para determinar las variables que responden al comportamiento de la demanda de carne bovina en Costa Rica. Los resultados preliminares arrojaron problemas de heterocedasticidad, correlación y normalidad, además de un coeficiente de determinación (R²) de 0,32 que fue considerado bajo por este equipo de investigación. Al utilizar MCGF se obtuvo como resultado un R² de 99,99%. Los signos de los coeficientes cumplen con la teoría económica, al demostrarse que la relación entre el consumo de carne bovina y su precio de mercado es inversa, mientras que la relación con el PIBp es directa, del mismo modo pasa con los precios de los productos sustitutos de pollo y del cerdo. La mayoría de las variables son significativas al 1%, excepto la variable L_PRC que es significativa al 5% (Tabla 1).

Cuadro 1: Modelo MCGF de la demanda de carne res.

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
Constante_MCGF	12,0868	1,2395	9,7510	<0,0001	***
L_PRR_MCGF	-0,2974	0,1084	-2,7420	0,0098	***
L_PRP_MCGF	0,6370	0,0860	7,4100	<0,0001	***
L_PRC_MCGF	0,2428	0,0909	2,6710	0,0117	**
L_PIBp_MCGF	0,0906	0,0165	5,5020	<0,0001	***
Media de la vble. dep.	746,8274	D.T. de la vble. dep.		673,5397	
Suma de cuad.	192,5009	D.T. de la regresión		2,4152	
Residuos					
R-cuadrado no centrado	0,9999	R-cuadrado centrado		0,9999	
F(5, 33)	1302152	Valor p (de F)		2,40e-86	
Log-verosimilitud	-84,7474	Criterio de Akaike		179,4949	
Criterio de Schwarz	187,6828	Crit. de Hannan-Quinn		182,4081	
Rho	0,2481	Durbin-Watson		1,4972	

Nota: * significancia estadística al 10%, ** al 5%, *** al 1%.

Al realizar las pruebas econométricas, el resultado muestra que la técnica de MCGF reduce la presencia de autocorrelación (14,6%), heterocedasticidad (33,6%) y que el error de los residuos se comporte con normalidad (41,5%). Asimismo, se realizó el gráfico de predicciones (Figura 1) donde se observa un mayor ajuste de los residuos y la u-Theil bajó a 0,01671, lo cual indica que existe un buen comportamiento de la predicción. Por lo tanto, la ecuación estructural de la demanda ajustada se define como:

$$l_{CTCR} = 12,09 - 0,297 l_{PRR}_t + 0,6369 l_{PRP}_t + 0,2428 l_{PRC}_t + 0,0906 l_{PIB}_t \quad (5)$$

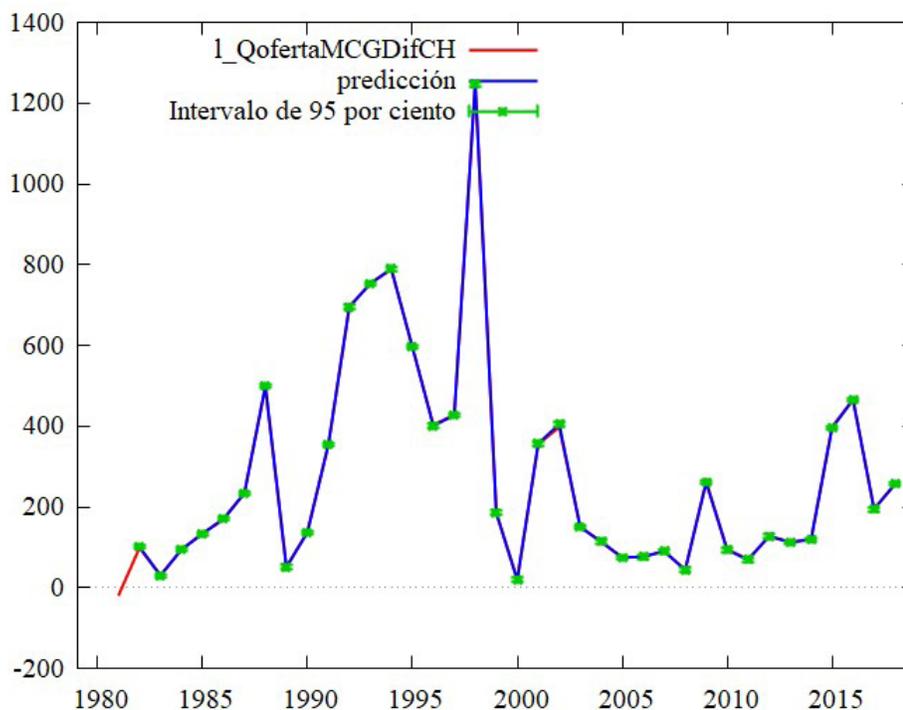


Figura 1. Pronóstico de la demanda de carne de res.

Determinación de la demana

Al igual que con la demanda, se presentaron problemas de correlación en las variables, por lo que al aplicar el modelo MCGF en diferencias y eliminar el precio de la carne bovina del periodo actual, el modelo resultante fue el siguiente:

Cuadro 2: Modelo MCGF en diferencias de la oferta de carne de res

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>
BowMCGFDif	18,5742	0,5297	35,0700	<0,0001 ***
L_PresMCGFDif_1	0,0017	0,0032	0,5311	0,5988
L_PHidroMCGFDif	-0,0937	0,0888	-1,0550	0,2988
Media de la vble. dep.	278,9560	D.T. de la vble. dep.	266,0474	
Suma de cuad. Residuos	137,0027	D.T. de la regresión	2,0074	
R-cuadrado no centrado	0,9999	R-cuadrado centrado	0,9999	
F(3, 34)	448956	Valor p (de F)	3,26e-78	
Log-verosimilitud	-76,7188	Criterio de Akaike	159,4375	
Criterio de Schwarz	164,2703	Crit. de Hannan-Quinn	161,1413	
Rho	-0,0684	Durbin-Watson	2,0913	

Nota: *significancia 10%, ** al 5%, *** al 1%.

Las pruebas respectivas determinaron la presencia de heterocedasticidad, mientras que para la prueba de autocorrelación se aceptó la hipótesis nula debido a que el resultado fue de 68.98%, por lo que no existe evidencia de correlación. Sin embargo, en ninguno de estos modelos realizados existe normalidad en los residuos, que podría deberse a que los estimadores MCO perdieron la eficiencia de pronóstico, aunque siguen siendo MELI (Fernández Jardón, 2006), además, no se logró significancia en las variables, por lo que este modelo no es recomendable para otros análisis.

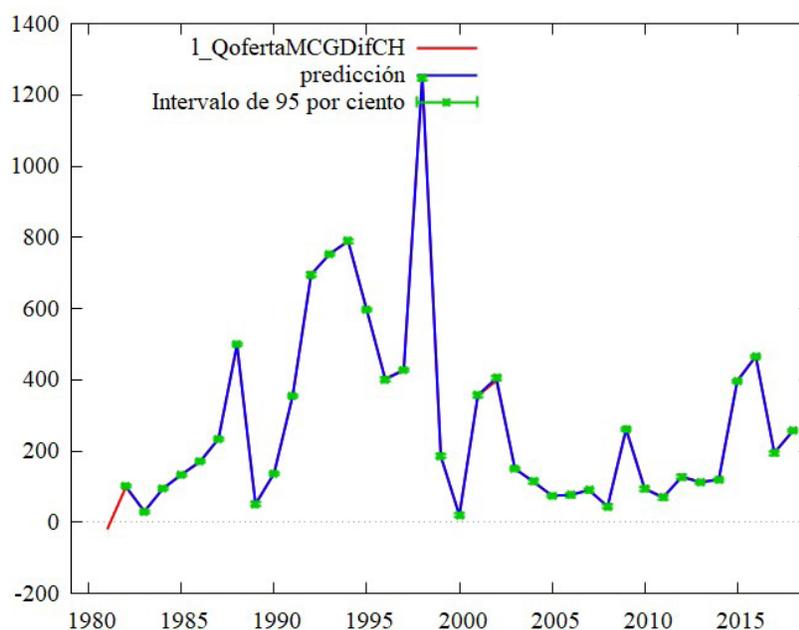


Figura 2. Pronóstico de la oferta de carne de res.

También, se realizó el gráfico de predicciones, donde se puede observar que existe ajuste de los residuos y la u-Theil bajó, lo cual indica que existe un buen comportamiento de la predicción, por lo que la ecuación de oferta se define como:

$$L_CTCRO_MCGFdif = 18,57 - 0,09 L_PRH_MCGFdif + 0.0017 L_PRR_{-1} _MCGFdif \quad (7)$$

Estimación vectorial

Se utilizaron cinco rezagos (k=3) de cada variable y se obtuvo la estimación de los parámetros de las variables endógenas, en este caso L_CTCR y L_PRR. De acuerdo con los resultados, en la ecuación L_PRR existe significancia en sus dos primeros rezagos al 1% y en la ecuación de L_CTCR solo se evidencia significancia en el segundo rezago al 1%.

Las variables utilizadas explican el precio en un 85%, mientras que el consumo solamente en un 43%. Asimismo, se evaluaron las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad, dando como resultado un valor p de 0,16, 0,01 y 0,03 respectivamente, por lo que se puede concluir que sí existe evidencia de la existencia de estas enfermedades del modelo. Sin embargo, el objetivo de esta investigación no tuvo como alcance corregir dichos problemas. También se evaluó el sistema como un conjunto utilizando solo dos rezagos; sin embargo, los criterios de CIA y CIS aumentaron, por lo que redujeron su potencial de predicción.

Se aplicó el modelo VAR únicamente con las variables endógenas del modelo, en este caso de L_CTCR y L_PRR, con el fin de observar su comportamiento de pronóstico, ignorando las demás variables instrumentales, y poder determinar si existe mayor ajuste predictivo. Los resultados indican que la ecuación L_CTCR presenta significancia al 1% en el rezago dos y al 10% en el rezago uno y tres, aunque el R² ajustado es de 34%, por lo que los rezagos de las variables endógenas explican poco el comportamiento del consumo de carne bovina.

Para el L_PRR los resultados demostraron que existe significancia en los tres rezagos del 1% en los dos primeros rezagos y de 5% en el tercero. Además, el precio es explicado por los rezagos de las variables endógenas en un 84%. Adicionalmente, se valoró el sistema como un conjunto donde se aprecia que es óptimo utilizar tres rezagos ya que, el valor p es de 0,0044, con la presencia de heterocedasticidad (valor p 0,02).

Comparación de la eficiencia de los modelos para el pronóstico del mercado

Se compararon los modelos realizados en esta investigación con el fin de determinar cuál se ajusta de manera adecuada para el pronóstico del mercado de carne bovina. El primer contraste se hizo entre la ecuación estructural de MCO original de demanda y la ecuación estructural de MCO ajustada. Después, se comparó el comportamiento de la ecuación estructural de MCO original de oferta con la ecuación estructural de MCO ajustada. Sin embargo, dado

que ninguno de los modelos propuestos es eficiente en su totalidad, se decidió realizar el pronóstico del precio y consumo de carne bovina en Costa Rica en el periodo 2019-2022 mediante el modelo MCO estructural ajustado, VEC instrumental y VEC endógeno.

Se realizó un ARIMA para conocer el ajuste máximo, promedio y mínimo de cada variable para pronosticar el PRR y el CTCR de equilibrio. Esto porque la predicción no es óptima en ninguna de las variables, debido a que los intervalos de predicción aumentan al transcurrir los años. En lo que respecta al escenario optimista, se observa que el comportamiento del precio y la cantidad aumentan, esto quiere decir que se da un desplazamiento de la curva de demanda actuando como un bien normal. En el escenario promedio, al aumentar el precio real de carne bovina disminuye la cantidad consumida por los costarricenses y se prefiere consumir otro tipo de bien sustituto. Caso contrario, en un escenario pesimista, el precio disminuye, así como la cantidad consumida de carne bovina, esto se explica cuando existe un movimiento total de la curva de demanda ya sea por cambios en los gustos y preferencias de la población, el ingreso u otros determinantes.

Para realizar el pronóstico del modelo VAR con instrumentos, se utilizaron los resultados de los coeficientes obtenidos y el valor de pronóstico de las variables analizadas mediante los ARIMAS realizados anteriormente. Los resultados mostraron que el precio real de la carne de res fluctúa entre 3,850 y 3,969 colones, y aunque se dé una disminución en el precio, la cantidad seguirá decayendo por el cambio en los gustos y preferencias de las personas, el ingreso, o bien, por determinantes externos que afectan el consumo de carne bovina.

En el pronóstico mediante el VAR endógeno se compararon tres escenarios (valor máximo, valor medio y valor mínimo). Los resultados demostraron que el precio podría aumentar entre el año 2019 y 2021, sin embargo, la cantidad tiene el mismo comportamiento. Al utilizar los valores medios, el precio tiende a bajar y la cantidad fluctúa presentando pocos cambios, con el valor mínimo, tanto la cantidad como el precio disminuyen.

Discusión

Según los resultados anteriores, no se puede escoger alguno de los pronósticos, ya que estas herramientas de pronóstico mostraron inconsistencias para predecir. Sin embargo, según el estudio de precios al consumidor realizado por el MEIC (2015) y el índice de precios al consumidor, el precio hasta octubre del año 2019 alcanza los 4191,68 colones, por lo que los resultados de los modelos VAR se aproximan a este valor. Por esta razón, se dice que los modelos econométricos aplicados dan como resultado que las variables de precios de productos sustitutos, precio de los hidrocarburos y el ingreso (medido a través del PIB) afecten el comportamiento de la oferta y la demanda de carne bovina en Costa Rica.

De acuerdo con las ecuaciones ajustadas de demanda (Ecuación 5) y de oferta (Ecuación 6) obtenidas mediante MCGF y MCGF en diferencias, respectivamente, se observa que por cada 1% que se incrementa el precio al consumidor de carne bovina, se disminuye el consumo na-

cional en 0,29%, por lo que el impacto de los precios sobre el consumo tiene una tendencia de inelasticidad. Este resultado es muy similar al obtenido por CORFOGA (2015), ya que la elasticidad de la carne fue de -0,27%. También, por cada 1% que se incrementa el precio al consumidor de pollo, se aumenta el consumo de carne bovina en 0,64%, por lo que es un bien sustituto y la elasticidad cruzada es positiva. En este sentido, CORFOGA (2015) utilizó el IPC del precio del pollo y resultó que el consumo de carne de res aumenta 18,68%, si aumenta 1% el índice de precios del producto sustituto.

Asimismo, para el periodo de estudio, por cada 1% que se incrementa el precio al consumidor de cerdo, se aumenta el consumo nacional de carne bovina en 0,24%, y se refleja una elasticidad cruzada positiva por efecto sustitución. Según Díaz (2010), en México sucedió algo similar, ya que el aumento del consumo de carne bovina es de 0,32%, si se da un aumento del 1% en el precio de carne de cerdo. De la misma manera, por cada 1% que se incrementa el PIB per cápita en el país, aumenta el consumo nacional de carne bovina en 0,09%. Este resultado indica que la carne de res es un bien de consumo normal y que, a mayor ingreso, mayor será el consumo de carne bovina. En CORFOGA (2015) se muestra que el consumo de carne de res en promedio aumenta un 0,12% al aumentar el ingreso de los consumidores.

Los resultados también reflejan que por cada 1% que se incrementa el precio de carne bovina rezagado un año, aumenta la oferta nacional de carne de res en 0,0017% del periodo actual. Este resultado responde a la teoría microeconómica donde el comportamiento del productor se encuentra en relación directa a los cambios en el precio. Además, para el periodo de estudio por cada 1% que se incrementa el precio de los hidrocarburos en el país, disminuye la oferta nacional de carne de res en 0,0937%, al aumentar el precio de los factores de producción, menor es la oferta que los productores están dispuestos a presentar y la curva de oferta se desplaza a la izquierda.

Con respecto a los resultados de la elasticidad obtenidos en las ecuaciones de oferta y demanda anteriores, demuestran que este estudio es coincidente con las teorías económicas tradicionales y con los resultados de otros autores como CORFOGA (2015) y Díaz (2010) a nivel nacional e internacional.

Conclusión

Los resultados de las estimaciones econométricas muestran que la demanda está influenciada por el comportamiento del precio del pollo y del cerdo, ya que actúan como bienes sustitutos, así como el ingreso de las personas, expresado por el PIB per cápita. Estas variables explican el comportamiento del consumo de carne bovina en un 99%, además se ajustan de manera adecuada a la teoría económica.

Las variables que son más sensibles ante los cambios en la oferta de carne bovina, son el precio de los hidrocarburos y el precio rezagado un periodo. Sin embargo, para llegar a esto se realizó una comparación entre un modelo de ecuaciones estructurales mediante MCGF

para determinar la ecuación de demanda y MGCF en diferencias para la oferta debido a que presentaba mayor correlación que la demanda. Cabe resaltar que la endogeneidad que se presenta en la oferta se da porque el precio no se ajusta en el mismo periodo, sino más bien en el siguiente. También, se realizó un modelo VAR tomando las variables instrumentales y VAR endógeno con tres rezagos, esto porque se buscaba un mejor ajuste para pronosticar de manera óptima, sin embargo, estos modelos presentan heterocedasticidad y autocorrelación, la cual según el alcance de esta investigación no se logró disminuir.

Según el periodo en estudio, el impacto que generan los precios sobre el consumo de carne de res en Costa Rica muestra una tendencia de inelasticidad, lo que significa que las variaciones en el precio no afectan significativamente la cantidad demandada. Además, se evidencia que, si los precios de los bienes sustitutos de la carne aumentan, así como el ingreso de las personas, los consumidores tienden a comprar mayor cantidad de carne de res, mientras que, si el precio de los hidrocarburos aumenta, también lo hacen los costos de producción por lo que la oferta de carne de res disminuye.

Esta investigación abre el panorama para futuras investigaciones, incluyendo otras variables que pueden afectar la oferta y la demanda, como por ejemplo el precio de la soja y del maíz (materias primas para la suplementación) o variables como la calidad, disponibilidad y presentación (que pueden afectar la decisión de consumo) que no fueron abordadas en esta primera aproximación debido a que el país no cuenta con los datos históricos de precios o cantidad, sin embargo se trató de transformar los datos del maíz y construir los datos de 1980 al 2018, pero resultaron no ser variables significativas para el estudio. Además, es conveniente aplicar metodologías similares a otros sistemas de producción como pollo de engorde, carne de cerdo, cultivo de trucha y tilapia, entre otros.

El pronóstico alcanzado en esta investigación, no muestra resultados óptimos, pero sí permite un acercamiento a la realidad del mercado de la carne bovina. La información generada puede ser tomada en cuenta en las instituciones, organismos privados, empresas y productores agremiados o independientes, para la toma de decisiones a futuro. El conocimiento más real de las variables que afectan el mercado de un producto alimenticio de alto impacto a nivel económico y nutricional, permite generar políticas y tecnologías que propicien una mayor eficiencia y generen mejores posibilidades de desarrollo comercial para los productores y las comunidades que se benefician de forma directa e indirecta de esta actividad. Así mismo, mejores decisiones acerca de la producción, beneficiarían al consumidor final, tanto en el precio esperado como en otras variables relacionadas.

Literatura citada

Atuesta Montes, B., Mancero, X., & Tromben Rojas, V. (2018). Herramientas para el análisis de las desigualdades y del efecto redistributivo.

Barquero, M. (1 de Febrero de 2017). Carne de res importada gana presencia en las mesas de Costa Rica. *La Nación*.

Barrera, H. (enero-diciembre de 2010). La función de demanda observada de carnes en Colombia (2000-2007): análisis comparativo de resultados de varios modelos econométricos. *Rev. maestr. derecho economía.*, 6(6), 179-220.

Bazán Hernández, N. (2019). Consejo Mexicano de la Carne. México: Comecarne.

Benítez, G., García, R., Mora, J., & García, J. (2009). Determinación de los factores que afectan el mercado de carne bovina en México. México: Agrociencia.

Chirievella, G. V. (2015). Hipótesis en el modelo de regresión lineal por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Valencia, España: Facultad de Administración y Dirección de Empresas. Universitat Politècnica de Valencia.

CORFOGA. (2015). Situación actual y perspectivas de la ganadería costarricense. *Eco-Competitividad Ganadera*.

CORFOGA. (Setiembre de 2019). Boletín Estadístico Agosto 2019. San José.

Díaz Carreño, M., & Rodríguez Licea, G. (2010). Análisis de la oferta y demanda de la carne de cerdo en canal en México, 1980-2009. México.

E.L., L., & Casella, G. (1998). *Theory of Point Estimation* (2nd edición). Nueva York: Springer.

Errecart, V. (2015). Análisis del mercado mundial de carnes. Universidad Nacional de San Martín.

FAO. (2020). La FAO estima que en 2020 se reducirá la producción mundial de carne en un 1,7%.

Fernández Jardón, C. M. (2006). *La no normalidad de las perturbaciones*. España: Universidad Vigo.

Fitzgerald, N. (2008). Análisis de la demanda de productos lácteos y la aplicación de un modelo de equilibrio espacial para el mercado de leche pasteurizada en Honduras: algunas estimaciones del impacto del DR-CAFTA. Turrialba, Costa Rica: CATIE.

Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. México: Mac Graw Hill.

Holmann, F., Rivas, L., & Pérez, E. (2007). *La Cadena de Carne Bovina en Costa Rica: Identificación de Temas Críticos para Impulsar su Modernización, Eficiencia y Competitividad*. Cali: CORFOGA, CIAT, ILRI.

Martínez, L. S. (2013). *Modelo econométrico para el volumen de producción de maíz en el cultivo de riego 1980-2011*. *Tiempo Económico*.

MEIC. (2015). *Diagnóstico sobre posibles problemas que están afectando el funcionamiento del mercado de la carne de res*. San José.

Morata Ramírez, M., Holgado Tello, F., Barbero García, I., & Mendez, G. (Junio de 2015). *Análisis factorial confirmatorio*. Obtenido de <http://scielo.isciii.es/pdf/acp/v12n1/articulo8.pdf>

Murillo, M. (2011). *Elaboración de un modelo econométrico de series de tiempo para la proyección de precios del tomate en Costa Rica, 2000-2010*. San José: Universidad de Costa Rica.

Parkin, M., & Loría, E. (2010). *Microeconomía* (Novena ed.). México: Pearson Educación.

Pindyck, R., & Rubinfeld, D. (2009). *Microeconomía*. Madrid: PEARSON EDUCACIÓN, S.A.

Prišenk, J., Grgić, M., Janžekovič, M., Prezelj, V., & Bratić, J. (2016). *Econometric appraisal of the demand for beef, pork and poultry in Slovenia*. *Znanstveno stručni dio*, XVIII(6), 424-427.

Rossini, G., & Vicentin, J. (2016). *VARIABLES QUE AFECTAN LA OFERTA Y DEMANDA DE CARNE VACUNA. UN ANALISIS DE CORTO Y LARGO PLAZO*. XII Jornadas de Investigación, 1-23.

Silva, A. (2000). *Estimación de la Función de demanda de pollo a nivel minorista para la República Argentina*. Buenos Aires, Argentina: Facultad de Agronomía Universidad Buenos Aires, Argentina.