

Estimación de un Modelo de Demanda Casi Ideal para Determinar Cambios en la Estructura de Consumo de Carnes en los Estados Unidos de América

*Antonio Kido-Cruz*¹
*Ma. Teresa Kido-Cruz*²

RESUMEN

El objetivo principal de este trabajo es el de explicar el comportamiento en la estructura de consumo en el mercado de carnes norteamericano para el periodo 1960 a 2005. Para la consecución de este objetivo se estudia la demanda de tres tipos de carne (res, puerco y pollo) en los Estados Unidos de América (USA) y se evalúan las elasticidades precio de la demanda, precio cruzada y del gasto entre los distintos bienes incluidos. Se utiliza el modelo casi ideal de demanda bajo el método de ecuaciones aparentemente no relacionadas empleando el programa Matrix Laboratory (Matlab, 2009a). Los resultados muestran que es importante tomar en cuenta las pruebas de estacionaridad sobre todo en los vectores de precios para poder implementar un modelo de corrección de errores y señalan que existe una recomposición de la demanda de carne hacia el consumo de la carne de pollo con una elasticidad precio cruzada de 0.352 y 0.305.

PALABRAS CLAVE: Estructura de consumo, carnes, elasticidades, EUA y modelo de demanda

ABSTRACT

The main goal of this research paper is to explain changes in the meat consumption behavior for the United States of America from 1960 to 2005. Three types of meat (beef, pork and chicken) were included in the demand function and own-price elasticities, cross-price elasticities and income elasticities were evaluated. The almost ideal demand system model under the seemingly unrelated regression method was used in the Matrix Laboratory program. Results highlight the importance to test for unit root, mainly at the prices vector before running an error correction model. It is also, tested a consumption change from beef demand to chicken demand with cross-price elasticities of 0.352 and 0.305.

KEY WORDS: Consumption structure, meats, rlasticities, USA and demand model

CLASIFICACIÓN JEL: B23, C52.

¹ Profesor Investigador del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacaca de San Nicolás de Hidalgo.

² Profesor Investigador en la Universidad del Papaloapan.

INTRODUCCIÓN

Entender el comportamiento de los hogares frente a cambios de precios, ingresos y de otro tipo son fundamentales para evaluar y proponer políticas económicas que los afectan. En Estados Unidos se ha observado un descenso en el consumo de carnes de res frente a un aumento en el consumo de carnes de aves (Holt y Goodwin, 1997).

Alrededor de este fenómeno se han planteado diversas explicaciones tales como el lento crecimiento poblacional y el relativo abaratamiento de los productos de aves e incluso modificaciones en los gustos de los individuos (Moshini, 1991).

El estudio de Moshini va en dirección de la línea de trabajos que han señalado que los precios, el ingreso y factores demográficos son los que explican en mayor proporción el cambio en la estructura de la demanda de carnes. En contraposición Kinnuncan (1997) apoya los resultados de autores que han encontrado que las variables que reflejan factores relacionados con la salud son más importantes que las variables de precios en el cambio en las preferencias del consumidor en el mercado de carnes.

Independientemente de los factores que afectan en mayor o menor medida el cambio en los patrones de consumo individual, estos se han modelado en forma agregada utilizando el sistema de demanda casi ideal (AIDS, por sus siglas en inglés) y en su representación dinámica se ha incorporado contrastes de raíz unitaria de las series y su posible cointegración para poder estimar un modelo de corrección de errores en forma ad hoc. Sin embargo, es difícil encontrar en este tipo de estudios una preocupación clara por comprobar si en realidad las relaciones de cointegración podría considerarse como ecuaciones de un sistema de demanda. A partir del contexto antes descrito, el objetivo de este trabajo es el evaluar si estadísticamente se han producido cambios en la estructura de consumo en el mercado de carnes en los Estados Unidos de América en el período 1960-2005 en un sistema de demanda casi ideal (AIDS). El período de estudio responde a que diversos autores han considerado que a partir del año 1970 la sociedad norteamericana han venido sustituyendo el consumo de carnes rojas por sus principales sustitutos y algunos datos de la década de los 80s y principio de los 90s señalan que la producción de aves de corral han mostrado una expansión mas rápida que la carne de bovino. La hipótesis se plantea la existencia de un cambio en el consumo de carnes.

MATERIALES Y MÉTODO

Para el análisis de la demanda de los grupos de alimentos se seleccionó el modelo AIDS. La derivación de este modelo se encuentra en el trabajo de Deaton y Muellbauer (1980). El modelo AIDS se expresa como un sistema de ecuaciones de demanda, derivado a partir de una función de costo que define el costo mínimo necesario para alcanzar un nivel de utilidad específico, dados los precios. Partiendo de la siguiente expresión:

$$\log c(p, u) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k + \log p_k + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj} * \log p_k \log p_j + u\beta_0 \prod_k p_k \beta_k \quad [1]$$

donde p es el vector precios, u es la utilidad, $\alpha_0, \alpha_k, \alpha_0, \alpha_k, \alpha_{kj}$ son parámetros, y p_k son los precios individuales de cada bien y aplicando el teorema de Shephard se obtienen las funciones de demanda marshallianas expresadas en participaciones sobre el gasto:

$$w_{it} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{Y_t}{P_t} \right) \quad [2]$$

siendo Y_t el gasto en los n bienes y P_t un índice de precios definido de la siguiente forma:

$$\log P_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_{kt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} \log p_{kt} \log p_{jt} \quad [3]$$

El modelo definido por [2] es no lineal lo que complica considerablemente la estimación. Deaton y Muellbauer (1980a) plantearon una fácil linealización mediante la utilización del siguiente índice de precios de Stone:

$$\log P_t = \sum_{i=1}^n w_i \log p_{it}$$

Este índice ha sido utilizado en la mayoría de los análisis de demanda con el modelo AIDS. No obstante, autores como Burton y Young (1992) entre otros, han señalado que la utilización de este índice puede generar problemas

de simultaneidad en el modelo. Para evitarlos utilizaron el siguiente índice de precios:

$$\log P_t = \sum_{i=1}^n w_i \log p_{it}$$

donde w_i es la media de las participaciones de gasto w_i . En este estudio se utilizará este procedimiento ya que el algoritmo empleado en Matlab permite introducirlo con relativa claridad.

Una de las ventajas de la utilización del sistema AIDS es que las condiciones sugeridas por la teoría de la demanda pueden fácilmente introducirse en el modelo imponiendo ciertas restricciones sobre los parámetros a estimar, lo que permite contrastar su cumplimiento:

Agregación:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=7}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad [4]$$

Homogeneidad:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad [5]$$

Simetría:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad [6]$$

Las elasticidades de gasto y precios de este modelo AIDS se calculan mediante las siguientes expresiones:

Elasticidad ingreso (o gasto):

$$n_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad [7]$$

Elasticidad precio – directas:

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \left(\frac{\gamma_{ii}}{w_i} \right) - \beta_i \quad [8]$$

Elasticidad precio – cruzadas:

$$\varepsilon_{ij} = \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) - \left(\beta_i \frac{w_j}{w_i} \right); i \neq j \quad [9]$$

Especificación del modelo SUR y pruebas adicionales.

Debido a que se usara el método de regresiones aparentemente no relacionadas para la estimación de los parámetros, para la especificación del modelo es importante iniciar la exposición formal del mismo como:

$$y_i = X_i \beta_i + e_i \quad [10]$$

con $i=1,2,K, M$

Donde cada y_i es de tamaño $(T \times 1)$, la matriz X_i es $(T \times K_i)$, los β_i son de $(K_i \times 1)$. Dado el tamaño de las matrices, el modelo se puede expresar como:

$$Y(TM \times 1) = X(TM \times K) \beta(K \times 1) + e(TM \times 1) \quad [11]$$

Donde K surge de la suma de los K_i de cada ecuación. Para estimar los parámetros del modelo y en el caso en que la matriz de varianzas y covarianzas del sistema sea conocida, es posible estimar los coeficientes por mínimos cuadrados generales, de tal forma que su expresión matricial estaría dada por las siguientes expresiones:

$$\hat{\beta} = [X' + \left(\sum^{-1} \otimes I\right)X]^{-1} X' \left(\sum^{-1} \otimes I\right) y$$

$$\hat{\beta} = [X' \Phi^{-1} X]^{-1} X' \Phi^{-1} y$$

En donde \otimes representa el producto kronecker y Φ es considerada la matriz de varianzas y covarianzas de manera tal que el nuevo estimador posee una menor varianza ya que toma en cuenta el factor de correlación contemporánea entre los distintos vectores de las perturbaciones de las diferentes ecuaciones. Cuando la matriz Φ no es conocida, entonces el estimador calculado por mínimos cuadrados generalizados se representa como:

$$\widehat{\beta}_{SUR} = \left(X' + \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes I\right)X\right)^{-1} X' \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes I\right) y$$

La expresión anterior representa el estimador SUR de Zellner de amplio uso en la práctica econométrica para cálculo de sistemas de ecuaciones. Cuando las restricciones que la teoría económica señala se incorporan en términos del sistema de ecuaciones $R\beta = r$ se obtiene un vector de coeficientes alternativos al MCO y MCG libres denominado mínimos cuadrados generales estimados (MCGE) conocido como el método SUR restringido.

INFORMACIÓN UTILIZADA Y PRUEBAS DE FORMA FUNCIONAL Y RAÍZ UNITARIA

Para el cálculo del modelo se utilizaron series históricas que abarcan el periodo de 1960 hasta 2005 del consumo per cápita de carne de res, consumo per cápita de carne de puerco, consumo per cápita de carne de pollo, ingreso personal disponible, precio al consumidor de la carne de res, precio al consumidor de la carne de puerco, precio al consumidor de la carne de pollo y el índice nacional de precios al consumidor obtenidos del departamento de agricultura de los Estados Unidos (USDA, varios años). Las cantidades del ingreso personal disponible y de los precios fueron deflactadas con el índice de precios al consumidor utilizando como años base 1990. Antes de determinar si la serie de tiempo estudiada es estacionaria o no, se establece la forma funcional del proceso estocástico subyacente. Ya que procesos con modelos de caminata

aleatoria alrededor de una tendencia estacionaria (RWDST, por sus siglas en inglés) no son, desde el punto de vista de su concepción teórica, estacionarios por naturaleza. Otros modelos de caminata aleatoria con variaciones (PRW, por sus siglas en inglés) si lo son. Sin embargo puede o no existir congruencia entre el modelo teórico y los resultados empíricos observados en los datos. Por ejemplo, los datos podrían modelarse con PRW pero aún así no ser estacionarios. Por otro lado la serie de tiempo podría modelarse con un modelo de caminata aleatoria (RWD, por sus siglas en inglés) o RWDST y observar un comportamiento estacionario (Peña, 2005). Aún y cuando un supuesto plausible es el que las participaciones del gasto sean estacionarias por estar acotadas a tomar valores entre cero y uno y el ingreso también sea estacionario por estar asociado a un grupo de productos (Kesavan y Buhr, 1995), cada una de las series originales (convertidas en logaritmos) fue sometida a prueba de raíz unitaria utilizando las pruebas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron con la finalidad de conocer las propiedades estadísticas de las mismas. En caso de existir problemas de estacionaridad en todas las series sería posible someter a prueba de cointegración al sistema de ecuaciones modelado y calcular el sistema de demanda bajo el método de corrección de errores (MCE). En caso contrario no. Para el primer caso, sería necesario que los precios pudieran definirse en un sistema como precios relativos y al mismo tiempo se pudiera imponer la restricción de homogeneidad (Pollack y Wales, 1992).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Una vez determinada la forma funcional de todas las series de tiempo estudiadas y observando que se sugiere que todas las series de tiempo tienen correlación serial, se aplica la prueba de raíz unitaria con los datos en logaritmos y, posteriormente, se vuelve a probar estacionaridad de las series con las debidas transformaciones a primera diferencia. En la Tabla 1 se expone el resultado de tres pruebas; Dickey-Fuller (D-F), Dickey-Fuller aumentada (D-FA) y Phillips-Perron (PP) y en la Tabla 2 se exponen los resultados en primera diferencia al 5% de nivel de significancia.

Tabla 1
Resultados de la prueba de forma funcional y raíz unitaria de las series en logaritmo

Variable	Estadístico D-F RWD	Valor crítico D-F RWD	Conclusión D-F RWD	Estadístico D-F RWDST	Valor crítico D-F RWDST	Conclusión D-F RWDST
Demanda de carne de res[ln(datos)]	-1.960186291	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.463213294	-3.53028	Con raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[ln(datos)]	-3.461209506	-2.94018	Sin raíz unitaria	-3.461681319	-3.53028	Con raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[ln(datos)]	-0.310796227	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.344866562	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de res[ln(datos)]	-1.026391041	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.464609727	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de puerco[ln(datos)]	-0.573462703	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.532943297	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de pollo[ln(datos)]	-2.095761405	-2.94018	Con raíz unitaria	-4.22173454	-3.53028	Sin raíz unitaria
Ingreso[ln(datos)]	0.413575183	-2.94018	Con raíz unitaria	-3.023657404	-3.53028	Con raíz unitaria
Variable	Estadístico D-FA RWD	Valor crítico D-FA RWD	Conclusión D-FA RWD	Estadístico D-FA RWDST	Valor crítico D-FA RWDST	Conclusión D-FA RWDST

Variable	Estadístico P-P RWD	Valor crítico P-P RWD	Conclusión P-P RWD	Estadístico P-P RWDST	Valor crítico P-P RWDST	Conclusión P-P RWDST
Demanda de carne de res[ln(datos)]	-1.886073839	-2.94276	Con raíz unitaria	-2.551475155	-3.53436	Con raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[ln(datos)]	-3.505706933	-2.94276	Sin raíz unitaria	-3.474875561	-3.53436	Con raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[ln(datos)]	0.107850202	-2.94276	Con raíz unitaria	-2.268220827	-3.53436	Con raíz unitaria
Precio carne de res[ln(datos)]	-1.409628519	-2.94276	Con raíz unitaria	-3.453939575	-3.53436	Con raíz unitaria
Precio carne de puerco[ln(datos)]	-0.363336489	-2.94276	Con raíz unitaria	-2.199139455	-3.53436	Con raíz unitaria
Precio carne de pollo[ln(datos)]	-1.70560297	-2.94276	Con raíz unitaria	-2.637460906	-3.53436	Con raíz unitaria
Ingreso[ln(datos)]	0.41771747	-2.94276	Con raíz unitaria	-3.760229219	-3.53436	Sin raíz unitaria

Variable	Estadístico D-F RWD	Valor crítico D-F RWD	Conclusión D-F RWD	Estadístico D-F RWDST	Valor crítico D-F RWDST	Conclusión D-F RWDST
Demanda de carne de res[ln(datos)]	-2.013033808	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.450053884	-3.53028	Con raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[ln(datos)]	-3.540072362	-2.94018	Sin raíz unitaria	-3.545412511	-3.53028	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[ln(datos)]	-0.305959251	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.401514808	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de res[ln(datos)]	-1.161926039	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.731158926	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de puerco[ln(datos)]	-0.438786344	-2.94018	Con raíz unitaria	-2.55634485	-3.53028	Con raíz unitaria
Precio carne de pollo[ln(datos)]	-2.132827569	-2.94018	Con raíz unitaria	-4.163541426	-3.53028	Sin raíz unitaria
Ingreso[ln(datos)]	0.40791659	-2.94018	Con raíz unitaria	-3.053072699	-3.53028	Con raíz unitaria

Fuente. Elaboración propia con resultados del algoritmo en Matlab (2009).

Tabla 2

Resultados de forma funcional y raíz unitaria de las series en primera diferencia de logaritmos

Variable	Estadístico D-F RWD	Valor crítico D-F RWD	Conclusión D-F RWD	Estadístico D-F RWDST	Valor crítico D-F RWDST	Conclusión D-F RWDST
Demanda de carne de res[1ad.ln(datos)]	-4.623008688	-2.94534	Sin raíz unitaria	-4.937485127	-3.53844	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-6.630533082	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.536106334	-3.53844	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-6.498465283	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.39380005	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de res[1ad.ln(datos)]	-4.860695802	-2.94534	Sin raíz unitaria	-4.806252963	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-6.577699398	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.571039692	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-9.836787562	-2.94534	Sin raíz unitaria	-9.893882391	-3.53844	Sin raíz unitaria
Ingreso[1ad.ln(datos)]	-5.789336871	-2.94534	Sin raíz unitaria	-5.921425257	-3.53844	Sin raíz unitaria

Variable	Estadístico D-FA RWD	Valor crítico D-FA RWD	Conclusión D-FA RWD	Estadístico D-FA RWDST	Valor crítico D-FA RWDST	Conclusión D-FA RWDST
Demanda de carne de res[1ad.ln(datos)]	-2.835295748	-2.94792	Con raíz unitaria	-3.082592236	-3.54252	Con raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-4.967885159	-2.94792	Sin raíz unitaria	-4.884831606	-3.54252	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-3.550875473	-2.94792	Sin raíz unitaria	-3.505338735	-3.54252	Con raíz unitaria
Precio carne de res[1ad.ln(datos)]	-4.7119794	-2.94792	Sin raíz unitaria	-4.662199606	-3.54252	Sin raíz unitaria
Precio carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-7.472774041	-2.94792	Sin raíz unitaria	-7.568362235	-3.54252	Sin raíz unitaria
Precio carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-4.856727233	-2.94792	Sin raíz unitaria	-4.935328208	-3.54252	Sin raíz unitaria
Ingreso[1ad.ln(datos)]	-4.228154503	-2.94792	Sin raíz unitaria	-4.266840286	-3.54252	Sin raíz unitaria

Variable	Estadístico P-P RWDST	Valor crítico P-P RWDST	Conclusión P-P RWDST	Estadístico P-P RWDST	Valor crítico P-P RWDST	Conclusión P-P RWDST
Demanda de carne de res[1ad.ln(datos)]	-4.588879207	-2.94534	Sin raíz unitaria	-4.924981174	-3.53844	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-6.634642838	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.539646074	-3.53844	Sin raíz unitaria
Demanda de carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-6.482533455	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.381240437	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de res[1ad.ln(datos)]	-4.888146915	-2.94534	Sin raíz unitaria	-4.835426783	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de puerco[1ad.ln(datos)]	-6.59055889	-2.94534	Sin raíz unitaria	-6.586982914	-3.53844	Sin raíz unitaria
Precio carne de pollo[1ad.ln(datos)]	-9.842379762	-2.94534	Sin raíz unitaria	-9.912467157	-3.53844	Sin raíz unitaria
Ingreso[1ad.ln(datos)]	5.790677225	2.94534	Sin raíz unitaria	5.922825371	3.53844	Sin raíz unitaria

Fuente. Elaboración propia con resultados del algoritmo en Matlab (2009).

En general, se puede observar que en el primer tipo de datos (en niveles) se observa la presencia de raíces unitarias en la serie de tiempo y en el segundo (primera diferencia) no existen las mismas. Sin embargo y de acuerdo a los resultados obtenidos con el algoritmo propuesto, se puede apreciar que los precios de las series de carne de res y de puerco no son estacionarios, mientras que el precio de la carne de pollo es estacionario bajo la prueba de Dickey-Fuller y Phillis-Perron. El ingreso muestra problemas de raíz unitaria bajo la prueba de Dickey-Fuller aumentada. Para el caso de las series de demanda, la carne de puerco modela un proceso estacionario en los tres tipos de prueba, mientras que la carne de res y la de puerco modelan un proceso no estacionario. Los resultados anteriores establecen que no es posible generar la prueba de cointegración de Granger y Engel debido a que al menos una de las ecuaciones con variable dependiente del sistema no presenta problemas de raíz unitaria.

La Tabla 3 presenta los coeficientes de las estimaciones realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados restringidos (MCO restringidos) considerando tres ecuaciones de demanda independientes.

	MCO			MCO restringidos		
	res	puerco	pollo	res	puerco	pollo
const	-0.006 (-1.3)	5.58 -5.07	0.028 -7.83	-4.47 -0.066	42.343 -2.01	693.18 -8.09
res	-0.26 (-5.4)	0.33 -6.34	0.13 -4	-0.27 (-5.26)	0.133 -3.81	0.066 -3.06
puerco	0.028 -0.93	-0.22 (-5.51)	-0.0003 (-0.017)	0.068 -1.57	-0.347 (-11.96)	-0.0094 (-0.51)
pollo	-0.033 (-0.81)	-0.14 (-2.94)	-0.13 (-4.48)	-0.12 (-1.54)	-0.0032 (-0.057)	-0.1 (-2.89)
gasto	0.144 -0.87	-0.14 (-1.54)	0.003 (0.029)	0.002 -5.42	0.0008 -3.6	-3E-05 (-0.244)
R2	0.52	0.77	0.49	0.92	0.83	0.99
DW	2.06	1.99	2.04			

Fuente: Elaboración propia en Matlab (2009). Valores del estadístico t en paréntesis.

Los coeficientes del precio de cada ecuación de demanda estimados por mínimos cuadrados ordinario (MCO) son significativos y presenta el signo esperado de acuerdo a la teoría. Algunos de los coeficientes del precio de sustitución y gasto no presentan el signo esperado y/o no son significativos. Con

mínimos cuadrados restringidos (condición de engel, homogeneidad y reciprocidad ecuación por ecuación) mejoran ligeramente los resultados de los coeficientes estimados por MCO.

Tabla 4			
Estimadores MCG con el método SUR restringido			
	Demanda res	Demanda puerco	Demanda pollo
Constante	0.4268	0.2729	-8.1490
Precio res	0.2909	-0.2415	-0.5735
Precio puerco	-0.0519	0.36974	-0.3092
Precio pollo	-0.1897	-0.0889	0.7122
Gasto	-0.1923	-0.2452	1.0575
R2=0.63			

Elaboración propia con resultados del paquete matemático Matlab(2009).

Los coeficientes de este modelo mejoran los estimadores en la expectativa de signo esperado. El único parámetro que no concuerda con lo esperado es el coeficiente para el gasto en carne de pollo. La R2 es inferior comparada con tres de los cinco modelos uniecuacionales de demanda descritos en la tabla 3.

Tabla 5
Prueba de correlación contemporánea
lambda = 23.7438 Grados de libertad= 3 prob = 2.8253e-005 Valor critico= 9.28

La prueba de correlación contemporánea establece que existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 5%. Esto es, que el sistema de ecuaciones presenta correlación contemporánea y que los estimadores por MCO serán diferentes a los estimadores MCG estimados, por lo tanto, es recomendable el uso del método SUR en la resolución del sistema de demanda en lugar de la estimación uniecuacional.

Tabla 6		
Prueba de validez de las restricciones		
F observado = 14.059	grados de libertad=7	valor chi crítico= 14.067

La prueba de validez de las restricciones del modelo se postula como la validez de la hipótesis nula $H_0: R\beta = r$ con $\alpha = 5\%$ y los resultados indican que la hipótesis nula no se rechaza indicando que las restricciones en su conjunto, impuestas en el modelo, se cumplen para el sistema de demanda estimada. Para valores mayores a 5% de nivel de significancia estadística la hipótesis nula se rechaza.

Tabla 7
Prueba de cambio estructural gradual

$f_1 = 10.6$ prob= 0.00029 $f_2 = 2.224$ prob=0.122 $f_3 = 101.261$ prob= 0.0001

La prueba de cambio estructural gradual rechaza la hipótesis nula $H_0: \beta_i t = \beta_i t^* t = 0$ (donde $i=1,2,3$) para el caso del consumo de la carne de res y de la carne de pollo pero no para la carne de puerco. Lo anterior confirma que se ha presentado un cambio en la estructura del consumo de carne en el mercado norteamericano en donde las preferencias y gustos por la carne de pollo han venido aumentando mientras que las preferencias por el consumo de res han venido disminuyendo. No se aprecian cambios significativos en el consumo de la carne de res.

Tabla 8
Prueba para la condición de engel, de homogeneidad y de reciprocidad

Engel	$g_1 = 1.598$	valor F crítico= 3.75
Homogeneidad	$g_2 = 2.5252$	valor F crítico= 2.72
Reciprocidad	$g_3 = 1.1608$	valor F crítico= 2.729

El algoritmo en Matlab también permite generar las pruebas estadísticas para la validez de las restricciones de manera individual ($H_0: R_i\beta = r$ para $i=1,2,3$). De acuerdo a los valores obtenidos se puede señalar que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula en ninguna de las restricciones impuestas al modelo con un nivel de significancia del 5%.

Respecto a las elasticidades precio directas son todas negativas e inferiores a la unidad. La carne de vacuno y de pollo presentan las demandas más elásticas, mientras que en el caso del puerco la demanda es relativamente inelástica. Finalmente, en lo que respecta a las elasticidades cruzadas, todas son relativamente bajas, indicando que las demandas son relativamente independientes. Sin embargo, sí se pueden destacar una relación de sustitución interesantes y que parecen ser consistentes con lo esperado a priori. Esto es que se aprecia una cierta sustituibilidad entre la carne de vacuno y la de pollo.

Tabla 9
Elasticidades precio propia, precio-cruzada y del gasto para modelos uniecuacionales

Eij	Mínimos cuadrados ordinarios				Mínimos cuadrados restringidos			
	res	puerco	pollo	Gasto	res	Puerco	pollo	gasto
Res	-0.231	0.044	-0.059	-0.248	-0.231	0.044	-0.093	-0.248
Puerco	0.217	-0.3726	0.027	-0.196	0.18	-0.356	-0.002	0.174
pollo	0.098	-0.007	-0.092	0.133	0.11	-0.012	-0.089	-0.79

Fuente: Elaborado con base en los resultados del programa en Matlab (2009°).

Tabla 10
Elasticidades precio propias y cruzadas marshallinas y del gasto con modificación al índice Stone en el modelo de sistema de demanda SUR

eij	res	puerco	pollo	gasto
res	-0.445	-0.05	0.352	0.428
puerco	0.100	-0.099	0.007	0.213
pollo	0.305	-0.003	-0.122	-0.014

Fuente: Elaborado con base en los resultados del programa en Matlab (2009°).

BIBLIOGRAFÍA

- BURTON, M, Young, T. "The Structure Of Changing Preferences Tastes For Meat And Fish In Great Britain", *European Review of Agricultural Economics*, 1992, 19: pp. 165-180.
- DEATON A, Muellbauer J. "Economics And Consumer Behavior", *Cambridge University Press Cambridge*, 1980.
- KINNUCAN, H.; Xiao, H.; Hsia, Ch.; Jackson, J. "Effects Of Health Information And Generic Advertising On U.S. Meat Demand", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(1).
- MOSHINI, G. "Testing For Preference Change In Consumer Demand: An Indirectly Separable, Semiparametric Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1991, 9(1).
- PEÑA, D. "Análisis De Series Temporales", *Alianza Editorial*, Madrid, España, 2005.
- POLLAK R.; Wales T. "Demand System Specification And Estimation", *Oxford University Press*, New York, 1992.