

COMPORTAMIENTO DE LA DEMANDA INTERNA DE CARNE VACUNA EN EL PERIODO 1979/85

por Luis N. Lanteri y Félix Marín*

I. OBJETIVOS DEL TRABAJO

En este estudio, se procura formular una función de demanda interna de carne vacuna que permita estimar determinados parámetros claves, tales como la elasticidad precio propia, la elasticidad ingreso y las elasticidades cruzadas. El hecho de constituir la carne vacuna uno de los rubros de mayor ponderación en la canasta del índice de precios al consumidor y de representar una fuente relativamente importante de divisas para el país, obligan a analizar con cierto detalle las variables económicas que determinan el comportamiento de la demanda interna de este bien. Se espera, además, que

(*) Una versión preliminar de este trabajo fue expuesta en un seminario realizado en la Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas. También fue presentada, en la XX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Mendoza, noviembre de 1985). Se desea agradecer los valiosos comentarios y sugerencias recibidos, en especial los de Marceia Cristini (FIEL), A. Ferona (Universidad Nacional de Córdoba) y L. Rosignuolo (Bco. del Oeste). Errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

la función a estimar empíricamente resulte útil tanto para explicar la evolución pasada del consumo de carne vacuna como para efectuar predicciones sobre su comportamiento en el futuro.

II. ANTECEDENTES SOBRE ESTIMACIONES DE DEMANDA DE CARNE VACUNA

Los estudios econométricos llevados a cabo en el país sobre el tema de referencia evidencian coeficientes de elasticidad precio e ingreso menores que uno, lo que indica que el consumo de carne vacuna resulta inelástico con respecto a los cambios en las variables mencionadas.

Entre los estudios realizados se puede mencionar al de A. Guadagni (1964), para el período 1914-59. Este autor, trabajando con datos anuales y con el consumo por habitante/año como variable dependiente, encontró valores de elasticidad precio de $-0,29$ para el corto plazo y de $-0,51$ para el largo plazo. Por su parte, las elasticidades ingreso resultaron de $0,28$ y $0,49$ para el corto y largo plazo, respectivamente.

A. Guadagni y A. Petrecola (1965), al realizar un estudio para el período 1935-61, hallaron valores de $-0,48$ y $0,38$ para las elasticidades precio e ingreso, respectivamente. Para estos autores las elasticidades de corto plazo no diferían sensiblemente de las de largo plazo, dado que estas últimas resultaron, en uno y otro caso, igual a $-0,53$ y $0,43$. Tampoco encontraron diferencias apreciables entre las elasticidades ingreso correspondientes a los grupos asalariados y los no asalariados.

De Janvry y Nuñez (1971) encontraron para el período 1938-67, a través de un modelo de presupuestación de gastos, valores de elasticidad precio e ingreso de $-0,35$ y $0,11$, respectivamente.

Por su parte, Reza y E. Gaba (1973) obtuvieron, en diferentes estimaciones, realizadas para el período 1950-72, valores de elasticidad precio que oscilaron entre -0,35 y -0,39 y de elasticidad ingreso que se ubicaron entre 0,25 y 0,41.

Con posterioridad, E. Gaba (1975), al considerar el período 1950-74, encontró valores de elasticidad precio e ingreso de -0,51 y 0,49.

En general, estos trabajos emplearon una periodicidad anual y utilizaron al consumo per cápita como variable dependiente.

En uno de los pocos estudios de periodicidad no anual, Julio Rotman (1981), al realizar un análisis preliminar con datos trimestrales para el período 1970-81, halló un valor de elasticidad precio propia de -0,23 y de elasticidad ingreso de 0,80.

Por último, Marcela Cristini, empleando datos mensuales y el consumo por habitante/año como variable dependiente, encontró para el período 1981-83 una elasticidad precio de -0,46 y una elasticidad salario de 0,37.

III. FORMULACION DE LA FUNCION DE DEMANDA

Para analizar la demanda de carne vacuna se consideró el período que abarca desde abril de 1979 a febrero de 1985, de acuerdo con datos de periodicidad mensual 1/.

La estimación se realizó a través de regresión múltiple, con una única ecuación, utilizando el método de mínimos cuadrados. El empleo de modelos uniecuacionales se justifica, en la estimación de funciones de demanda, cuando ésta es relativamente estable y la función de oferta se desplaza como consecuencia de factores (contingencias climáticas, política crediticia para el

sector agropecuario, etc.) que sólo afectan a esta última, tal como parece ser la situación en el caso de la carne vacuna (ver por ejemplo, entre otros antecedentes, Reca y Gaba, 1973 y Canavese, 1972).

En los últimos años se ha operado una reducción en las exportaciones de carne vacuna. Paralelamente, el consumo interno ha aumentado su participación en la producción total. No obstante, la demanda interna debe aún competir con la de exportación a fin de satisfacer la cantidad deseada. El precio que surge internamente está en cierta forma influido por los precios y expectativas del mercado internacional (también debe considerarse la influencia que ejerce el tipo de cambio efectivo). A raíz de ello, se considera que debe ser el precio (y no la cantidad) la variable independiente a incluir en un estudio de este tipo.

El modelo propuesto originalmente toma en cuenta las siguientes variables (ver anexo estadístico):

- Q : consumo mensual de carne vacuna, en todo el país, en miles de toneladas, de acuerdo con información estimada por la Junta Nacional de Carnes.
- Pc: precio al por menor de la carne vacuna, en términos reales. Corresponde al precio promedio mensual de los diferentes cortes de carne según datos de la Junta Nacional de Carnes. Para determinar el precio real se empleó el índice general de precios al consumidor del I.N.D.E.C.
- Pp: precio minorista de la carne de pollo (real). Representa el precio promedio mensual del kilogramo de pollo, según información del I.N.D.E.C. El precio real se calculó en forma similar al precio de la carne vacuna.
- Pm: precio al por menor del pescado (real). Corresponde al precio promedio mensual del kilogramo de filet

de merluza, de acuerdo al I.N.D.E.C. Con el mismo procedimiento utilizado en la carne vacuna y en el pollo se determinó el precio real.

S : representa el salario medio mensual de la actividad industrial elaborado por el I.N.D.E.C., dividido por el índice general de los precios al consumidor.

D1: variable correctiva que intenta captar el efecto de la veda al consumo. Esta variable toma el valor 1 para los meses de veda (desde marzo de 1984 en adelante) y 0 en los restantes meses.

D2: variable utilizada para captar estacionalidad.

En principio se considera que el consumo de carne vacuna depende de su precio real, del salario medio real 2/ y del precio real del pescado y de la carne de pollo, que son considerados posibles sustitutos. Esta última hipótesis se basa en los resultados obtenidos en otros países consumidores de carne vacuna, en los cuales la inclusión del precio de estos sustitutos mejoró el coeficiente de correlación múltiple.

Se espera que un aumento (disminución) del precio real de la carne vacuna origine una disminución (aumento) de la cantidad demandada. Con respecto al salario se prevé que un incremento (descenso) en el salario real provoque un aumento (disminución) de la cantidad demandada de carne vacuna. Por el lado de los sustitutos considerados, se espera que un alza (caída) en el precio del pollo y del pescado, respectivamente, origine un aumento (disminución) en la cantidad demandada de carne vacuna dado que, de esta forma, la carne vacuna se convertiría en un bien relativamente más barato. En los meses de veda ($D1 = 1$) se prevé que disminuya el consumo de carne vacuna y viceversa.

A partir de la observación de los datos mensuales de la serie de consumo de carne vacuna se advierte

la presencia de estacionalidad (Ver gráfico). Sus efectos resultan evidentes en las caídas del consumo que tienen lugar regularmente, en especial en los meses de febrero y septiembre, aunque en algunos años estas caídas se producen en el mes de marzo y en los meses de agosto u octubre. La estacionalidad también se pudo detectar en los residuos de las regresiones que se estimaron inicialmente y en el correlograma de la serie de consumo de carne vacuna.

Para enfrentar el problema de la estacionalidad en la estimación de funciones de comportamiento se pueden seguir diferentes procedimientos alternativos. En primer lugar, se pueden incluir en las regresiones variables correctivas binarias para tratar de captar el efecto que la estacionalidad ejerce en forma conjunta sobre la variable dependiente y las variables explicativas. Estas variables correctivas binarias tomarían valor 1 para el mes considerado y 0 para los restantes meses. Este tipo de procedimiento resulta apropiado cuando la estacionalidad es determinística en el período analizado. En el caso que la estacionalidad fuese de origen estocástico (autorregresivo) podría ser más conveniente incluir, como variable independiente, a la variable endógena rezagada con un retardo de doce meses, dado que se está considerando una periodicidad mensual 3/.

En principio, se supuso que la estacionalidad era de origen determinístico, estimándose la siguiente expresión:

$$Q_t = a + b P_{ct} + c P_{pt} + d P_{mt} + e S_t + f D1 \\ + g D2 + U_t$$

donde:

t: período en que se cuantifican las variables.

U_t : vector columna correspondiente a los errores del modelo, siendo $U_t \sim N(0, \sqrt{2_u})$.

Luego, para considerar la posibilidad de estacionalidad estocástica, la variable $D2$ fue reemplazada por $Q_t - 12$.

IV. ESTIMACIONES ECONOMETRICAS REALIZADAS

Entre las pruebas efectuadas, se seleccionó la siguiente estimación, después de considerar diferentes alternativas con respecto a las variables. El ajuste elegido resulta un modelo dinámico, dado que incluye a la variable endógena rezagada $4/$.

$$Q_t = 176,182 - 99,112 P_{ct} + 0,285 S_t +$$

(6,031) (-7,836) (2,978)

$$+ 0,362 Q_{t-12}$$

(4,362)

Consumo de carne vacuna en t. valor medio	Coeficiente de ajuste α	Precio real de la carne en t.			Salario real en t.		
		Valor medio	Elasticidad de corto plazo	Elasticidad de largo plazo	Valor medio	Elasticidad de corto plazo	Elasticidad de largo plazo
188,041	0,638	0,902	- 0,475	- 0,745	113,705	0,172	0,270

Estadísticos

R^2	\bar{R}^2	F.	ETE/media de Q_t
0,63	0,61	38,19	6,9%

Coefficientes de correlación simple

	Variable dependiente	Variables independientes	
	Q_t	PC_t	S_t
PC_t	- 0,72		
S_t	0,27	- 0,29	
Q_t-12	0,28	- 0,05	- 0,49

En la ecuación estimada, los números entre paréntesis debajo de cada coeficiente corresponden a los valores t del test de Student.

Como puede apreciarse, el coeficiente de la variable precio real de la carne vacuna resulta significativamente distinto de cero, al 98% de confianza, y arroja el signo esperado a priori (negativo). Este coeficiente capta el "efecto precio", siendo los efectos del ingreso captados independientemente por el coeficiente de la variable salario real. Así, una variación en el precio real de la carne vacuna produce una variación de signo contrario en el consumo, suponiendo que el salario real se mantiene constante. El valor de la elasticidad de corto plazo (-0,475), bastante menor que la uni-

dad, estaría indicando las pautas y hábitos de consumo de la población. En otras palabras, reflejaría que existe una marcada preferencia de los consumidores por este producto, cuyo consumo no se modifica, en gran medida, por cambios en el precio.

El coeficiente de la variable salario real presenta signo positivo (indicando que la carne vacuna no es un bien inferior) y es estadísticamente significativo al 98% de confianza. El valor de la elasticidad salario de corto plazo (0,17) indica que, ante un aumento del 1% en el salario real, se produce un incremento del 0,17% en el consumo de carne vacuna. Una explicación del bajo valor obtenido podría residir en el relativamente alto nivel de consumo de carne del período estudiado, que pone un límite a la variación que pueda esperarse a medida que aumenta el salario. Además, como la carne se ofrece en una amplia variedad de cortes (de diferentes precios), cuando se produce una baja en el salario real podría registrarse un cambio hacia cortes más baratos, sin que se afecte sensiblemente el promedio consumido.

El coeficiente de ajuste m , indica la velocidad con que los consumidores reaccionan ante cambios en las variables económicas relevantes (en este caso el precio real de la carne vacuna y el salario real), ya que existen ciertas rigideces (conocimiento imperfecto por parte de los consumidores, hábitos adquiridos, etc.) que impiden que los ajustes económicos sean instantáneos $\frac{5}{6}$. Un valor de m cercano a cero implica que deben pasar varios períodos $\frac{6}{5}$ hasta alcanzar completamente el nivel deseado. Si m es igual a uno el ajuste se produce dentro del período, es decir, el nivel efectivamente consumido en el período resulta igual al deseado. En este último caso, no existen diferencias entre las elasticidades de corto y largo plazo. El valor de m obtenido a través de la función estimada muestra que en un año se alcanza el 63,8% del consumo de carne vacuna deseado. Así, más del 95% del efecto total de largo plazo se verifica en un período de tres años.

El coeficiente de la variable endógena rezagada presenta, tal como se esperaba, signo positivo y es significativamente distinto de cero al 98% de confianza, brindando mejores resultados (en términos de los principales estadísticos y del poder predictivo de la función) que la incorporación de las variables binarias que intentan captar el efecto de la estacionalidad.

La inclusión de la variable dependiente rezagada, en doce meses, en la ecuación estimada, pretende indicar la influencia que ejercen sobre el consumo presente de carne vacuna los niveles pasados de consumo.

Si bien la teoría económica sugiere las posibles variables explicativas, no dice nada en cuanto a los rezagos de sus efectos. Una alternativa para definir la estructura dinámica del modelo es la de incluir la variable dependiente desfasada, como una "variable resumen" de los efectos pasados. Nótese que, en el caso de una variable con un fuerte comportamiento estacional el valor de la serie correspondiente a este tipo de rezago (doce meses atrás en este caso), dirá mucho más sobre el valor a estimar que los inmediatos precedentes (uno o dos meses).

Asimismo, se puede interpretar que los niveles previamente alcanzados reflejan gustos, preferencias y hábitos estacionales de los consumidores que originan cierta inercia en el comportamiento de la demanda. Debido a esta inercia los consumidores reaccionan con lentitud cuando se producen cambios en el precio relativo de la carne y en el salario real, determinando que los efectos de tales cambios no se observen totalmente en un momento determinado sino que se distribuyan sobre varios períodos.

La variable que representa la veda al consumo de carne vacuna arroja signo negativo, pero sin ser significativa estadísticamente. Posiblemente, esto se deba

a la escasa cobertura de esta medida, ya que la restricción al consumo, que rigió entre marzo de 1984 y marzo de 1985, solamente se limitó a los restaurantes, dos días a la semana.

Cabe agregar que en algunos ajustes realizados tanto el precio real del pollo como el precio real del pescado resultan significativos estadísticamente al 90% de confianza y con el signo esperado (positivo) $\bar{7}$ /. Sin embargo, su inclusión crea serios problemas de colinealidad con el salario real, determinando que esta variable deje de ser estadísticamente significativa. Una situación similar se presenta cuando se incorpora, en la ecuación de regresión, al precio real del arroz y al de las pastas (fideos secos). Este problema ya fue anteriormente planteado por Reca y Gaba (1973), al incluir una variable que consideraba un índice de precios de un conjunto de alimentos (posibles sustitutos de la carne vacuna).

Del análisis de los restantes estadísticos, se desprende, asimismo, que el modelo puede considerarse aceptable en términos de bondad del ajuste.

V. ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA FUNCION ESTIMADA

Para la evaluación del ajuste realizado es importante efectuar un análisis de los residuos, es decir de las diferencias entre los valores observados de la variable dependiente y los estimados por la función, dentro del período muestral. Si los residuos estuviesen autocorrelacionados la estimación de los parámetros sería ineficiente, e inconsistente si la variable dependiente rezagada se incluyese como explicativa. A través de los coeficientes de correlación y correlación parcial se podrá detectar la presencia de autocorrelación de residuos de órdenes mayores que uno.

A tal efecto se calculó el correlograma y el correlograma parcial de la serie de residuos. Los valores obtenidos se indican a continuación:

K	1	2	3	4	5	6	7	8
r_k	0,14	-0,05	0,16	0,11	-0,02	0,10	0,07	0,02
ϕ_{kk}	0,14	-0,07	0,18	0,05	-0,02	0,10	0,01	0,03
9	10	11	12	13	14	15	16	17
0,10	0,15	0,12	-0,07	-0,02	0,06	0,01	-0,04	0,29
0,08	0,11	0,10	-0,12	-0,04	0,0	-0,01	-0,04	0,29

donde:

K: orden de los coeficientes de correlación y correlación parcial.

r_k : coeficiente de correlación de orden k.

ϕ_{kk} : coeficiente de correlación parcial de orden kk.

Generalmente, dado los grados de libertad, se calculan los coeficientes de correlación y correlación parcial hasta el orden que resulta de dividir el número de observaciones por cuatro (es decir 17 en este caso). Sin embargo, también se estimaron los coeficientes de orden 18, 19 y 20. Al efectuar un análisis individual de los mismos, se observa que solamente el de orden 17 resulta significativo, dado que las bandas de confianza son iguales a $\pm 0,23$, al 98% de confianza 8/.

Por su parte el test global de Box-Pierce no permite rechazar la hipótesis nula que los residuos del ajuste son ruido blanco. Para ello se comparó el valor de la expresión:

$$N \sum_{k=1}^{17} r^2(k) = 15,41$$

con el correspondiente valor tabulado de la distribución χ^2 donde:

- N: número de observaciones. (71).
- $r^2(k)$: cuadrado de los coeficientes de correlación de los residuos.
- k: orden, $k = 1, 2, \dots, 17$.

El valor empírico es menor que el valor de tabla del χ^2 , para 17 grados de libertad, con 95% de confianza, que asciende a 27,59.

VI. ESTABILIDAD DE LOS COEFICIENTES Y PODER PREDICTIVO DE LA FUNCION ESTIMADA

La función estimada comprende el período que va desde abril de 1979 a febrero 1985. Para establecer la estabilidad de los coeficientes estimados y para evaluar la confiabilidad de las predicciones se reestimó una función similar para un período más corto (desde abril de 1979 a diciembre de 1983). Para ello se analizó la estabilidad de las relaciones econométrica planteadas a través del test de Chow:

$$\frac{\left[\sum_{t=1}^n U_t^2 - \frac{\sum_{t=1}^{n1} U_t^2}{n2} \right]}{\frac{\sum_{t=1}^{n1} U_t^2}{n1 - g}} \sim F(n2, n1 - g)$$

donde:

- $\sum U_t^2$: suma de cuadrados de los residuos.
 n : número de observaciones de la función estimada originalmente.
 Desde abril de 1979 a febrero de 1985 n = 71.
 n1 : número de observaciones del subperíodo considerado. Desde abril de 1979 a diciembre de 1983 n1 = 57.
 n2 : n - n1 = 14.
 g : 4 (variables independientes más la constante).

De acuerdo al estadístico de Chow la hipótesis nula de igualdad de los parámetros entre los dos períodos considerados, o sea la hipótesis de no existencia de cambio estructural no es rechazada. El valor empírico (0,77) resulta inferior al valor teórico correspondiente ($F(14,53) \cong 1,84$), con un nivel de confianza del 95%.

Para determinar la capacidad de predicción de la función estimada, también se realizaron predicciones a un paso. A tal efecto, se efectuaron las correspondientes predicciones desde el mes de marzo de 1984 hasta el mes de febrero de 1985.

Como medida de exactitud de las predicciones efectuadas se utilizó la raíz cuadrada del valor prome-

dio de la suma de errores de predicción al cuadrado (RMS):

$$\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Mi - Li)^2}$$

donde:

- Mi : valor estimado de la variable endógena.
- Li : valor observado de la variable endógena.
- N : número de predicciones.

Predicciones			
Regresión	Consumo estimado t+1	Consumo observado t+1	Error de predicción (%)
1	186,9	176,2	6,1
2	192,3	196,4	- 2,1
3	207,5	216,7	- 4,2
4	210,5	185,1	13,7
5	210,1	193,9	8,4
6	199,5	202,4	- 1,4
7	168,3	166,3	1,2
8	185,8	193,2	- 3,8
9	198,3	207,0	- 4,2
10	211,1	185,9	13,6
11	216,2	222,8	- 3,0
12	204,6	194,8	5,0

$$RMS = \sqrt{\frac{2.041,04}{12}} = 13,0$$

$$\frac{\text{RMS}}{\text{Media del consumo observado}} \times 100 = 6,7\%$$

El valor del RMS es igual a 13,0. El cociente entre el RMS y la media de la variable dependiente observada resulta inferior al 7%.

VII. PRUEBA DE ESTABILIDAD A TRAVES DEL PROGRAMA CUSUM

Una prueba adicional respecto de la estabilidad de la relación y de la especificación del modelo es la llamada CUSUM. (Ver Brown, Durbin y Evans, 1975).

Para este test se computan los desvíos:

$$d_t = y_t - (x_t \cdot b_{t-1})$$

donde:

$$b_{t-1} = (x'_{t-1} x_{t-1})^{-1} x'_{t-1} Y_t$$

y_t = observación de y en el momento t .

x_t = observaciones de las x en el momento t .

b_{t-1} = estimación de los coeficientes usando las $t-1$ primeras observaciones.

Los errores se normalizan dividiéndolos por su varianza, y a partir de ellos los autores plantean dos tests distintos: el llamado test del CUSUM y el test del CUSUM de los Cuadrados.

- a) El llamado test del CUSUM usa la suma de los errores normalizados dividida por el error cuadrático medio de los residuos de las t observaciones.

El estadístico así obtenido se compara con determinados valores que dan los límites del intervalo de confianza, y si resultan ser mayores que ellos se rechaza la hipótesis nula de constancia de los estimadores.

- b) El CUSUM de los cuadrados: en este test se utiliza un estadístico construido a partir de la suma de los errores recursivos elevados al cuadrado.

En el caso concreto de este modelo de regresión los resultados son los que se muestran en el cuadro siguiente:

Regresión	Para adelante	Para atrás	Valores para 99% de confianza
Test CUSUM	1,291	0,834	1,143
Test CUSUM de cuadrados máxi mos	0,106	0,087	0,182

Como puede verse, los resultados del CUSUM de cuadrados permiten aceptar la hipótesis de constancia de los estimadores, tanto para la regresión para adelante como en la regresión para atrás.

En el caso del otro test, el valor del estadístico del test CUSUM resulta significativo sólo en el caso de la regresión para adelante (forward), pero tomando en cuenta los valores de los restantes estadísticos, dicho resultado parecería ser más bien un valor puramente aleatorio y no consecuencia de una ruptura en el modelo.

VIII. ESTIMACION A TRAVES DE VARIABLES INSTRUMENTALES

Con el objeto de evaluar la posibilidad de sesgos por simultaneidad derivados de trabajar sólo con la demanda de carne, se procedió a comparar las estimaciones de los coeficientes obtenidos por mínimos cuadrados con las provenientes de variables instrumentales.

Se utilizaron como variables instrumentales los precios de los sustitutos (pollo y pescado) y el valor rezagado del precio de la carne en un período 9/.

Los resultados son los siguientes:

$$Q_t = 167,879 - 80,861 P_t + 0,440 S_t + 0,226 Q_{t-12}$$

(1,094) (-3,643) (2,340) (0,333)

en esta expresión las variables son las mismas que en la ecuación original y los valores entre paréntesis son los estadísticos "t" de Student que corresponden a cada uno de los parámetros.

Para comparar estos valores con los anteriormente obtenidos se realizaron un conjunto de pruebas de hipótesis, las cuales tienen como hipótesis nula la de igualdad entre estos coeficientes y los obtenidos anteriormente, utilizando la distribución "t" de Student. En el cuadro siguiente se resumen los resultados:

Coefficiente	Estimador variables instru- mental	Estimador mín. cuad. ordinario	Desvío estándar estimador var. inst.	Valor "t" para hip. nula
Constante .	167,879	176,182	153,487	-0,054
P _t	- 80,861	- 99,112	22,196	0,822
S _t	0,440	0,285	0,188	0,826
Q _{t-12}	0,226	0,362	0,679	-0,200

Como puede apreciarse los coeficientes obtenidos a través de este método de estimación no resultan ser significativamente distintos de los que surgen por mínimos cuadrados ordinarios.

IX. CONCLUSION

Se ha tratado de estimar en este trabajo una función de demanda interna de carne vacuna que refleje los determinantes más importantes del consumo de este bien, mediante una función dinámica de comportamiento que considere los hábitos de consumo de tipo estacional.

Las elasticidades precio y salario encontradas muestran que la demanda de carne vacuna, en el período estudiado, ha sido inelástica con respecto a ambas variables, aunque en mayor medida en el caso del salario real.

Se analizó, también, la estabilidad de los coeficientes estimados y la confiabilidad de las predicciones mediante el Test de Chow. De acuerdo a este test no habría evidencia de cambio estructural en los parámetros de la función entre el período abril de 1979-febrero de 1985 y el período abril de 1979-diciembre de 1983. La estabilidad de la función también se pudo observar, al considerar un mayor número de subperíodos, a través del programa CUSUM.

Por último, cabe agregar que, la función estimada parecería ser adecuada para efectuar predicciones, ya que el cociente entre la raíz cuadrada del valor promedio de la suma de errores de predicción al cuadrado (RMS) y el valor medio de la variable dependiente observada, para los casos considerados, se ubicó por debajo del 7%.

NOTAS

- 1/ La elección de la unidad de tiempo mensual permite efectuar un análisis más riguroso, dado que la posibilidad de compensación de efectos es mayor al trabajar con una periodicidad más grande.
Por su parte, la elección del período bajo análisis se debe a que una de las series (salario real) no se encuentra disponible mensualmente con anterioridad a abril de 1979.
- 2/ En las estimaciones empíricas se ha utilizado el salario medio como variable aproximada para medir el ingreso disponible. En este trabajo no se consideró una variable que refleje la distribución del ingreso, debido a la imposibilidad de cuantificarla mensualmente. Además, se supuso que el crecimiento poblacional no ha ejercido una influencia considerable sobre las variaciones del consumo de carne vacuna, en el período estudiado, dado que del análisis de esta última serie, depurada de los efectos de las restantes variables explicativas, no se aprecia tendencia.
- 3/ Una tercera alternativa, desestacionalizar las series mediante el procedimiento del Census X-11, no fue considerada en este estudio.
- 4/ Los estimadores de los coeficientes de una regresión que incluya valores retrasados de la variable dependiente como regresores ciertamente no serán insesgados. No obstante, este sesgo tenderá a reducirse al aumentar el número de observaciones, el cual en este trabajo es bastante grande.
- 5/ En este caso, se está suponiendo el mismo período de ajuste, tanto para una variación en el precio real de la carne vacuna como en el salario real. Podría ocurrir, sin embargo, que el tiempo necesario fuese diferente para ambas variables.
- 6/ Como la variable dependiente está rezagada en doce meses, m se refiere a un período de un año.
- 7/ En estos ajustes (que incluyeron variables correctivas binarias para captar la estacionalidad y que se realizaron en forma doble logarítmica) las elasticidades precio cruzadas del pollo y del pescado se ubicaron alrededor de 0,48 y 0,15, respectivamente. Sin embargo, las estimaciones que incluyeron al precio de los sustitutos, sin considerar al salario, no arrojaron mejores resultados que los de la regresión elegida, en términos de los principales estadísticos y del poder predictivo de la función.
- 8/ Como los retrasos en 18, 19 y 20 no son estadísticamente significativos es probable que el coeficiente del lag 17 lo sea por pura aleatoriedad. De todas formas, se probó un modelo que incluía a la variable endógena rezagada en 17 períodos, pero no hubo cambios importantes en los resultados.
- 9/ Las estimaciones por variables instrumentales se efectuaron por el programa T.S.P.

CONSUMO DE CARNE VACUNA. TOTAL PAIS
(En miles de tons.)

M E S E S

	Enero	Febre ro	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agos to	Se- tiem- bre	Octu- bre	No- viem- bre	Di- ciem- bre
1978	206.8	178.5	217.7	188.9	231.8	210.6	220.0	205.8	191.7	197.9	201.4	202.2
1979	216.9	192.3	231.3	209.2	222.0	204.5	205.5	153.1	161.3	199.0	200.6	189.3
1980	207.4	190.3	199.8	196.9	196.7	186.8	212.2	192.8	205.1	204.7	190.3	223.8
1981	202.1	197.6	220.8	223.2	198.5	205.0	212.3	194.1	188.5	208.9	181.2	177.9
1982	179.0	173.8	211.9	185.6	182.6	164.0	167.1	172.7	141.0	131.3	163.9	183.5
1983	155.9	140.7	186.4	160.7	185.5	176.0	172.4	169.3	149.1	176.9	173.2	186.2
1984	189.1	171.1	176.2	196.4	216.7	185.1	193.9	202.4	166.3	193.2	207.0	185.9
1985	222.8	194.8										

FUENTE: J.N.C.

PRECIO AL POR MENOR DEL KG. DE POLLO
EN TERMINOS REALES

M E S E S

	Enero	Febre-ro	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agos-to	Se- tiem- bre	Octu- bre	No- viem- bre	Di- ciem- bre
1979	-	-	-	1.102	1.006	1.011	1.073	1.174	1.246	1.084	0.985	1.033
1980	1.101	1.146	1.138	1.107	1.035	0.970	0.938	0.909	0.869	0.886	0.898	1.054
1981	1.128	1.047	0.959	0.844	0.745	0.765	0.736	0.730	0.706	0.683	0.754	0.987
1982	1.025	0.951	0.895	0.854	0.762	0.727	0.818	0.861	0.963	0.954	0.973	0.967
1983	0.901	0.930	0.935	0.879	0.827	0.894	0.885	0.975	0.959	1.015	0.917	0.956
1984	1.030	1.166	1.258	1.212	1.079	0.955	0.878	1.001	1.003	1.055	1.010	1.056
1985	1.046	0.907										

FUENTE: I.N.D.E.C

PRECIO AL POR MENOR DEL KG. DE PESCADO
EN TERMINOS REALES

M E S E S

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1979				0.823	0.796	0.891	0.869	0.856	1.005	0.937	0.860	0.799
1980	0.917	0.897	0.876	0.873	0.836	0.823	0.801	0.802	0.892	0.818	0.826	0.823
1981	0.949	0.948	1.035	1.021	0.907	0.920	1.165	1.091	0.955	0.892	0.861	0.838
1982	1.065	1.094	1.090	1.055	1.015	0.930	0.903	0.900	1.055	1.152	0.893	0.812
1983	0.898	0.906	0.998	0.879	0.863	0.799	0.791	0.717	0.728	0.690	0.799	0.758
1984	0.889	0.897	0.972	0.784	0.801	0.712	1.017	1.409	1.330	0.963	0.978	0.981
1985	1.075	1.001										

PRECIO AL POR MENOR DEL KG. DE CARNE VACUNA
EN TERMINOS REALES

M E S E S

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1979				0.792	0.852	0.972	0.966	1.263	1.178	1.032	0.946	0.922
1980	0.920	0.898	0.850	0.822	0.820	0.931	0.879	0.856	0.810	0.829	0.804	0.788
1981	0.770	0.786	0.720	0.727	0.704	0.816	0.820	0.778	0.718	0.681	0.763	0.908
1982	0.950	0.929	0.886	0.847	0.851	0.998	1.086	0.990	1.105	1.222	1.194	1.084
1983	1.040	1.094	1.066	0.983	0.958	1.020	0.899	0.917	0.994	0.903	0.920	0.873
1984	0.927	0.992	0.980	0.858	0.810	0.762	0.728	0.803	1.015	0.985	0.855	0.783
1985	0.724	0.706										

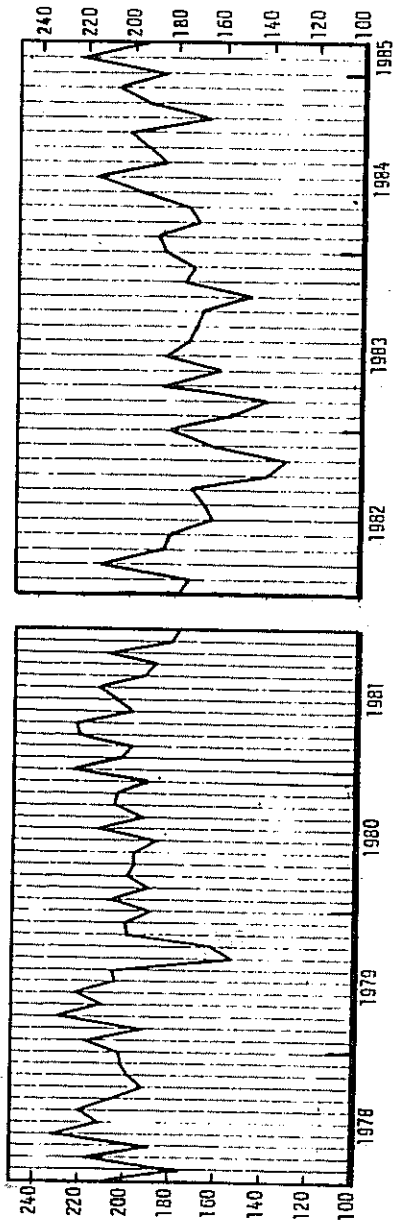
SALARIO MEDIO INDUSTRIAL EN TERMINOS REALES
(Base 1976 = 100)

M E S E S

	Enero	Febre IO	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agos to	Se- tiem- bre	Octu- bre	No- viem- bre	Di- ciem- bre
1979				92.1	100.5	98.5	104.1	100.7	98.6	111.0	113.3	124.3
1980	125.3	108.6	107.1	110.6	112.8	108.9	113.7	117.0	117.7	116.8	116.1	130.8
1981	133.8	105.6	110.7	107.6	103.1	104.6	96.4	94.4	97.2	103.9	99.3	107.7
1982	98.4	85.6	93.7	85.4	83.5	82.3	82.3	84.7	93.2	100.0	96.3	108.7
1983	106.6	92.3	95.5	99.1	111.3	117.6	121.2	116.0	123.0	120.2	126.6	143.2
1984	161.5	123.8	134.5	142.3	145.3	146.3	145.7	144.5	135.9	152.1	151.6	151.5
1985	152.8	125.8										

FUENTE: I.N.D.E.C.

CONSUMO DE CARNE VACUNA. TOTAL PAIS
(En miles de tons.)



FUENTE: J.N.C.

ANEXO

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Brown R., Durbin J. y Evans J. (1975). "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time". *Journal of the Royal Statistical Society*, n°2.
- Canavese, Alfredo J. (1972). "Una exposición sobre problemas habituales en la estimación de funciones de demanda", Facultad de Ciencias Económicas, U.B.A.
- Cristini, M. (1984). "El ciclo ganadero: la evidencia empírica 1982-84 y su incorporación a un modelo de comportamiento". FIEL.
- De Janvry y Nuñez A. (1971). "Análisis de demanda para productos agropecuarios en Argentina". *Económica*. La Plata.
- Fernández Pol, Jorge E. (1976). "Demanda de los consumidores. Análisis, teoría y enfoque valorativo", Ediciones Rancagua, Bs.As.
- Gaba E. (1975). "Estimación de la demanda de carne vacuna". CENYB. B.C.R.A.
- Guadagni, A. (1964). "Estudio econométrico del consumo de carne vacuna en la Argentina en el período 1914-59". *Desarrollo Económico*. Bs.As. Enero.
- Guadagni, A. y Patrecolla, A. (1965). "La función de demanda de carne vacuna en la Argentina en el período 1935-63". *El Trimestre Económico*. México. Abril.
- Intriligator, Michael D. (1978). "Econometric models, techniques and application". Prentice Hall, Inc., New Jersey.
- Judge, George G. y otros (1982). "Introduction to the theory and practice of econometrics", John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Kmenta, Jan (1971). "Elements of econometrics", Macmillan, New York.
- Kohls, R. y Downey D. (1972). "Marketing of agricultural products", Macmillan, New York.
- Reca L. y Gaba E. (1973). "Poder adquisitivo, veda y sustitutos: un reexamen de la demanda interna de carne vacuna en la Argentina, 1950-72". *Desarrollo Económico*. Bs.As. Julio.
- Rotman J. (1981). "Determinantes del consumo de carne vacuna en la Argentina". B.C.R.A. *Cia. de Investig. y Estad. Económicas*.
- Taylor, G.W. (1961). "Beef consumption in Australia", *Quarterly Review of Agricultural-Economics*, Vol. 14.
- Theil, H. (1975). "Applied economic forecasting". North Holland Publishing Company.