

ESTUDIO ECONOMETRICO DEL CONSUMO DE CARNE VACUNA EN ARGENTINA EN EL PERIODO 1914-1959*

ALIETO A. GUADAGNI**

I. OBJETO DEL ESTUDIO

La estimación de ciertos parámetros claves, tales como la elasticidad-ingreso, elasticidad-precio y elasticidades cruzadas de la demanda es un requisito indispensable para la formulación de cualquier política económica que se proponga con respecto a la carne vacuna.

El presente trabajo tiene por objeto intentar una explicación de las variaciones en el consumo de carne vacuna en Argentina durante el período 1914-1959. El modelo a aplicar servirá también para estimar los mencionados parámetros claves.

A fin de ubicar el problema a considerar será interesante presentar los hechos más relevantes relacionados con este importante renglón de la economía Argentina.

1. Argentina y Uruguay forman el grupo de los grandes consumidores de carne vacuna. Podemos formarnos una idea de la amplia gama de diferencias existentes entre los diversos países en este aspecto examinando la Tabla I.

Este alto nivel de consumo de carne vacuna en Argentina se refleja en la distribución del consumo total de productos alimenticios, de acuerdo con los agregados nacionales. Ver Tabla II.

Estos porcentajes representan la participación relativa de cada grupo de alimentos en el consumo total agregado de productos alimenticios. En tal carácter son más fidedignos que los porcentajes calculados a partir de los "presupuestos familiares", dado que en

* Este trabajo fue presentado al "Seminario de Métodos Cuantitativos" de la Universidad de California.

** El autor es becario del Consejo Nacional de Investigación Científica y Técnica de la República Argentina.

este caso el análisis muestra usualmente se concentra en un sector específico de la población: una ciudad, una región, una profesión o clase social determinada.

T A B L A 1
Consumo anual de carne vacuna per cápita

País	Kgs.
Argentina	90,1
Uruguay	74,2
Australia	57,1
Nueva Zelandia	46,6
Canadá	32,8
Estados Unidos	30,0
Reino Unido	23,0
Francia	21,2
Bélgica	20,6
Holanda	15,3
Italia	10,0
Japón	1,0

Las cifras corresponden a promedios de los años 1954/56.
Fuente F. A. O.

T A B L A II
Distribución del gasto en alimentación en varios países de acuerdo con los agregados nacionales de consumo (Año 1954 - Porcentajes)

Países	Cereales	Carne	Pescado	Grasas	Leche	Huevos	Raíces y Tubérculos	Frutas y Vegetales	Leguminosas	Azúcar
Argentina .	8,3	46,1	0,7	12,8	8,3	2,7	2,3	12,8	0,5	5,6
EE. UU ...	8,0	38,3	1,5	5,6	22,7	6,8	1,4	11,8	0,8	3,2
Canadá ...	6,7	38,7	1,9	9,3	17,0	5,8	2,6	13,2	0,9	3,7
N. Zelandia	4,3	42,8	2,5	6,2	13,8	4,6	2,0	18,8	0,6	5,4
Australia ..	7,3	42,0	0,5	8,7	20,0	4,9	2,2	8,0	1,0	5,3
Francia ...	10,9	46,4	2,1	6,1	9,8	6,3	2,4	10,5	1,1	4,4
Japón	54,7	4,1	11,9	1,7	2,8	2,2	4,8	6,1	5,1	6,8

Fuente: D. Basu y T. Jones, "International Pattern of demand for foodstuffs in 1954", *The Farm Economist*, Vol. VIII, N° 9, 1957.

2. El déficit en la balanza comercial constituye uno de los más serios problemas económicos de Argentina. Es sabido el rol decisivo jugado por las exportaciones de carne vacuna que, en el período bajo estudio, han representado cerca del 30% de las exportaciones totales.

Es interesante considerar la evolución operada en el consumo interno y en la exportación desde el año 1914.

TABLA III
Exportación y consumo interno de carne vacuna 1914-1959
Promedios Anuales (toneladas)

Años	Exportación	Consumo	Consumo per cápita Kgs.
1914 - 1919	590.000	464.000	56,10
1920 - 1929	681.900	812.000	79,40
1930 - 1939	574.700	976.000	75,40
1940 - 1949	609.100	1.191.000	77,40
1950 - 1959	418.700	1.662.400	87,90

Fuente: JUNTA NACIONAL DE CARNES, República Argentina.

La Tabla III es de por sí elocuente. El consumo interno aumentó constantemente su participación en la producción total. El crecimiento demográfico y el alto nivel de consumo per-cápita contuvieron la expansión de las exportaciones, de manera que, en términos relativos, su importancia disminuye sensiblemente a lo largo del período 1914-1959.

3. Los hechos presentados en 1) y 2) destacan la relevancia de la carne vacuna en la economía Argentina además sirven para explicar por qué se consideró de utilidad realizar un estudio econométrico de su consumo.

II. MÉTODO UTILIZADO

1. Los datos cuantitativos referentes a la demanda de bienes de consumo y servicios son de dos tipos diferentes: series temporales y presupuestos familiares. Por razones de tipo estadístico y económico es conveniente basar los análisis de demanda en una combinación de ambos tipos de datos.

Las series temporales no son buen material para elegir entre hipótesis alternativas. La estimación de parámetros a partir de los datos proporcionados por este tipo de series encuentra muchas complicaciones y dificultades que pueden ser parcialmente superadas si, utilizando otras fuentes de información, se restringe el número de parámetros a estimar. El procedimiento usualmente utilizado es estimar la elasticidad-ingreso directamente a partir de los presupuestos familiares. Esta información sirve para reducir el número de parámetros a ser determinados con las series temporales a aquellos referentes a las elasticidades-precio, propia y cruzadas.

El método descrito, designado como "extraneous information" ha sido aplicado con buenos resultados en el Reino Unido¹, Suecia² y los EE.UU.³ En el presente caso no es posible su aplicación, debido a que no se cuenta con estudios previos de presupuestos familiares, de los requeridos para la verificación de la Ley de Engel.

2. En la estimación de los coeficientes de una función de demanda se puede utilizar un modelo completo de ecuaciones simultáneas, del tipo sugerido por T. Haavelmo⁴ y T. C. Koopmans.⁵ En este caso se debe diseñar un modelo con una ecuación por cada actividad relevante en el mercado analizado así por ejemplo, una ecuación corresponderá a la producción, otra al consumo, otra a las exportaciones, etc. De esta manera los coeficientes de todas las ecuaciones integrantes del modelo son estimados al mismo tiempo.

El otro método de estimación consiste en la utilización de una ecuación única, de manera que la determinación de los valores se restringe a los coeficientes de una sola regresión lineal.

En este trabajo, por razones de orden práctico, no se intenta formular el sistema completo de ecuaciones del cual la demanda de carne vacuna forma parte.⁶ Una consecuencia desfavorable de esto,

¹ Richard Stone, **The measurement of Consumer's Expenditure and Behaviour in the UK, 1920-1938**, Cambridge, 1954.

² Hermann Wokd, **Demand Análisis**, John Wiley, 1953.

³ James Tobin, "A statistical demand function for food in the USA", **Journal of the Royal Statistical Society**, Vol. CXIII, 1950.

⁴ T. Haavelmo, "The Statistical implications of a system of simultaneous equations", **Econométrica**, Vol. 11, 1943.

⁵ T. C. Koopmans (ed.), **Statistical Inference in Dynamic Economic Models** Wiley, New York, 1950.

⁶ El sistema completo de ecuaciones se analizará en un próximo estudio.

es que puede estar presente cierto "sesgo" en los estimadores de los parámetros.

En resumen, la estimación estará basada en el análisis de regresión múltiple, con una única ecuación, de acuerdo con el método de los cuadrados mínimos.

III. FORMULACIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA

1. En muchos estudios de las relaciones existentes entre precios y consumo de carne vacuna, esta última magnitud ha sido tomada como variable explicativa, suponiendo que el consumo está determinado por el volumen ofrecido. En este caso el precio, jugando como variable explicada o dependiente, se ajusta permitiendo la completa utilización de la oferta disponible. Este supuesto no refleja las condiciones existentes en Argentina.⁷

En el mercado interno la disponibilidad física no fija un límite efectivo al consumo. Argentina normalmente exporta parte de su producción de carne vacuna. El consumidor nacional debe competir con el mercado exportador a fin de obtener la cantidad deseada, de esta forma el precio es en gran medida determinado por los precios vigentes y las expectativas del mercado mundial. La gran dependencia de los precios argentinos de carne vacuna de los precios internacionales significa que el precio, no la cantidad, debe lógicamente ser considerado como variable explicativa. Esto a pesar de que algunos componentes de los precios, tales como los costos y márgenes de distribución, no tienen vinculación directa con los mercados internacionales.

El argumento de tipo económico presentado es coherente con consideraciones estadísticas, relacionadas con el hecho de que en un análisis de regresión lineal los errores de cuantificación deben estar concentrados en la variable explicada. En general los errores y deficiencias de cuantificación estadística tienden a ser más importantes en las cantidades que en los precios.

La primera formulación del modelo estadístico tomará en cuenta las siguientes variables:

⁷ Las condiciones en Argentina, en este respecto, son similares a las imperantes en Australia, ver: G. W. Taylor, "Beef consumption in Australia" **Quarterly Review of Agricultural Economics**, XIV, July 1961.

Q: Cantidad anual consumida de carne vacuna. Con el objeto de eliminar la influencia demográfica, esta variable se expresa en kgs. per-cápita.

P_b: Precio minorista de carne vacuna. A fin de expresar esta variable en valores reales el precio correspondiente a cada año se ha deflactado por el índice respectivo de costo de vida.

P_p: Precio de la carne porcina, calculado en forma similar a P_b.

P_m: Precio de la carne ovina, calculado en forma similar a P_b.

Y: Ingreso real per-cápita en pesos de 1950. En realidad en este tipo de trabajo la magnitud relevante a incluir sería el ingreso disponible, pero dado que para el período estudiado no se cuenta con estimaciones de tal magnitud, no queda otra alternativa que utilizar las cifras correspondientes al ingreso real.

En esta primera formulación consideramos que el consumo de carne vacuna depende del ingreso real y de los precios de la carne vacuna, porcina y ovina. Como tentativa suponemos que es carne porcina y ovina son sustitutos de la carne vacuna para el consumidor argentino. Esta hipótesis está de acuerdo con los resultados de trabajos similares realizados en otros países, en los cuales la inclusión de los precios de estos sustitutos aumentó significativamente el coeficiente de correlación múltiple. Más adelante se verá que esta hipótesis no está justificada en el caso argentino.

P_b, P_p y P_m no se refieren a una calidad determinada de carne. Este hecho no deja de tener su importancia, ya que la calidad puede variar de año a año implicando variaciones en los precios, debido a que una declinación en la calidad es equivalente a un aumento en los precios y viceversa.

2. Especificación del modelo estadístico.

La forma de la ecuación utilizada implica la existencia de elasticidades constantes con respecto al ingreso y a los precios.

La ecuación considerada fue la siguiente:

$$Q = a Y^{B_1} P_b^{B_2} P_p^{B_3} P_m^{B_4} e^U \quad (a)$$

Donde:

a, B₁, B₂, B₃ y B₄ son los parámetros a estimar.

e, es la base de los logaritmos naturales

U , es el vector-columna correspondiente a los errores del modelo, imputables a la variable explicada Q .

Este vector representa el elemento estocástico de la relación (a), sus componentes son variables aleatorias y su número alcanza a 46 una por cada observación anual.

Con el objeto de caracterizar los estimadores correspondientes al método de cuadrados mínimos a aplicar, es necesario introducir información adicional en forma de una especificación acerca de la distribución del vector-columna U . En particular supondremos que:

(i) $E(U) = 0$ o sea: La esperanza matemática de cada componente de U es cero.

(ii) $E(UU') = I\sigma^2$ o sea: La covarianza de cada par de distintos elementos es cero, y la varianza de cada elemento es igual a σ^2 . El hecho de que cada elemento del vector U tiene la misma varianza σ^2 implica la existencia de homocedasticidad.

Donde:

U' = vector-fila de orden 1×46 , originado en la transposición del vector-columna U .

I = matriz unitaria de orden 46.

Con la información adicional introducida, (i) y (ii), sabemos que, de acuerdo al Teorema de Gauss-Markov, los estimadores a obtener tendrán las siguientes propiedades:

- 1) Serán lineales e insesgados;
- 2) Tendrán mínima varianza, o sea serán los "mejores" estimadores.

Tomando logaritmos naturales en ambos términos de la ecuación (a) se obtiene:

$$\log Q = \log \bar{a} + B_1 \log Y + B_2 \log P_b + B_3 \log P_p + B_4 \log P_m + U \quad (b)$$

(b) Será la forma lineal a utilizar en la regresión. Las ventajas de una formulación de este tipo son las siguientes:

1. Los parámetros son fácilmente estimables, dado que la ecuación es lineal en sus logaritmos.

2. Los parámetros tienen interpretación directa en términos de teoría económica, a este punto nos referiremos en el próximo párrafo. Las elasticidades son de una forma simple: constantes.

3. Interpretación económica de los parámetros.

Los parámetros tienen la siguiente interpretación de acuerdo con los conceptos de teoría económica:

B_1 : representa la elasticidad-ingreso de la demanda de carne vacuna.⁸

El concepto de elasticidad-ingreso de la demanda puede ser usado con dos significados distintos, correspondientes a la interpretación micro o macroeconómica.⁹ La interpretación micro económica está referida a la relación existente entre ingreso y consumo en un determinado bien o servicio, observada en una unidad consumidora (individuo o grupo familiar). La interpretación macroeconómica se refiere a la relación similar existente entre el ingreso y el consumo, observada en un grupo de personas o familias. Este grupo puede ser una ciudad, una religión o el país entero.

El conocimiento econométrico de la relación microeconómica está basado en los resultados de presupuestos familiares. La relación macroeconómica se deriva del análisis de series temporales de agregados. Por este motivo es claro que B_1 tiene un significado macroeconómico.

B_2 , B_3 y B_4 : Representan las elasticidades-precio de sustitución de la demanda de carne vacuna, propia en el caso de B_2 y cruzada en el caso de B_3 y B_4 .¹⁰

En rigor debe ser señalado que estos parámetros no corresponden totalmente al concepto de elasticidad-precio, ya que solamente representan una parte del mismo: el llamado "efecto sustitución". Por ejemplo, si $B_2 = -0,8$ diremos que "una reducción en el precio de la carne vacuna del 1% origina un incremento del consumo per-cápita del 0,8%, suponiendo que el ingreso real per-cápita se mantiene constante". Como se ve la interpretación es análoga al concepto microeconómico de la "variabilidad residual" de Slutsky.

Una característica común de todas las elasticidades a estimar es que deben ser consideradas como elasticidades a corto plazo. La causa de ello es que aplicaremos en el cálculo las primeras diferencias de los logaritmos de las series originales observadas; este procedimiento produce coeficientes de regresión que son casi

⁸ En la expresión (b) tenemos que: $(\partial \log Q) / (\partial \log Y) = B_1$

⁹ La distinción se debe a P. De Wolf, "Income elasticity of demand, a micro-economic and a macro-economic interpretation", **Economic Journal**, April 1941.

¹⁰ Richard Stone, **op. cit.**, página 277.

los mismos que los obtenidos aplicando el método de remoción de las tendencias de las distintas variables.¹¹

Log \hat{a} : Las variables que formarán parte de las ecuaciones conectando las series temporales serán las: primeras diferencias de los logaritmos de las observaciones. Este procedimiento fue adoptado con el propósito de reducir la correlación serial presumiblemente presente en el vector-columna U, pero además tiene una consecuencia importante, ya que ahora un coeficiente referido a la tendencia puede ser determinado sin que sea necesario introducir explícitamente en el modelo la variable "tiempo". La explicación de esto reside en el hecho de que si hubiésemos introducido un coeficiente correspondiente a la tendencia ($t =$ tiempo) en la ecuación conectando las series originales, "t" hubiese reaparecido como el término constante a en la ecuación conectando las primeras diferencias.

En consecuencia, $\log \hat{a}$ puede ser considerado como el coeficiente de la tendencia residual de la demanda de carne vacuna, en el período analizado. Esta tendencia es como una variable "ómnibus" donde se incluyen todos aquellos componentes que indican cambios lentos en los gustos y hábitos del mercado consumidor.

IV. RESULTADOS OBTENIDOS

Se computaron 4 regresiones diferentes, con combinaciones alternativas de precios.¹² Los resultados se indican en el cuadro siguiente.

Considerando los resultados de estas 4 regresiones se observa lo siguiente:

1. Los signos de los coeficientes correspondientes a las elasticidades están de acuerdo con consideraciones "a priori" basadas en la teoría económica. Los coeficientes son positivo en el caso de la elasticidad-ingreso y de las elasticidades cruzadas en el caso de la elasticidad precio de sustitución el signo es negativo. Como se ve no hay elasticidades de signo extraño.

¹¹ Herman Wold, **op. cit.**, página 242.

¹² La tarea de cómputo fue realizada en el "Computer Center" de la Universidad de California, con la ayuda de una computadora electrónica.

Análisis del consumo de carne vacuna en Argentina - Período 1914-1959

Regre- sión	Constante log α	Elasticidades con respecto a:				R	F	d
		Y	P _b	P _p	P _m			
I	0,00105	0,381 (0,218)	— 0,311 (0,073)			0,6041	12,3	1,17
II	0,00132	0,342 (0,215)	— 0,339 (0,074)		0,119 (0,07)	0,6342	9,4	1,21
III	0,00087	0,334 (0,223)	— 0,307 (0,073)	0,075 (0,074)		0,6164	8,5	1,19
IV	0,00121	0,326 (0,221)	— 0,334 (0,075)	0,032 (0,080)	0,106 (0,081)	0,6361	6,9	1,21

Las cifras entre paréntesis corresponden a los errores standard de los coeficientes.

R: Coeficiente de correlación múltiple.

F: Estadístico de Snedecor.

d: Estadístico de Durbin-Watson.

2. Los valores de los coeficientes son razonablemente estables en las 4 regresiones.

3. El coeficiente correspondiente a la tendencia residual $-\log \hat{a}$ tiene signo positivo en todas las regresiones. Esto implica la presencia de una tendencia al aumento en el consumo de carne vacuna a lo largo del período analizado. Esta tendencia es independiente de la influencia de las variables explicativas incluidas, en las regresiones. La tasa de aumento correspondiente a esta tendencia puede ser estimada calculando el antilogaritmo del término constante más 2.¹³

Debido a que el programa utilizado en la computadora no arroja el error standard correspondiente a la intercepción de la regresión ($\log \hat{a}$), no es posible saber si este coeficiente difiere significativamente de cero. Por este motivo la conclusión arriba consignada es provisional, ya que no se la puede someter a ningún test de hipótesis.

4. La inclusión de P_p (precio de la carne porcina) y P_m (precio de la carne ovina) no contribuye apreciablemente a la explicación del comportamiento de la demanda de carne vacuna. En la regresión II

¹³ **Ejemplo:** Supongamos que el coeficiente correspondiente al $\log \hat{a} = 0.015$, en este caso tiene: antilogaritmo (2.015) = 103.5. Esto significa que la tendencia al incremento del consumo de carne vacuna es igual al 3.5% anual. En otros términos, si el ingreso real y los precios permanecen constantes a lo largo del tiempo, el consumo se incrementará en la proporción señalada.

el coeficiente de correlación parcial de P_m es solamente 0,242, lo cual implica que el precio de la carne ovina solamente elimina 5,6% de la varianza de Q no asociada con las variables Y y P_b .

El coeficiente de correlación parcial de P , en la regresión III, es aún menor: 0,15. Esto nos dice que el precio de la carne porcina apenas elimina 2,2% de la varianza de Q no asociada con Y y P_b en la regresión I.

5. De acuerdo con los valores obtenidos para R (coeficiente de correlación múltiple) estas regresiones solamente explican entre el 36% (regresión I) y el 38,7% (regresión IV) de la varianza de Q . En verdad éste es un ajustamiento pobre.

6. No es posible considerar los tests de significación estadística, por las razones a indicarse en el próximo, párrafo, relacionadas con los valores obtenidos para "d" (estadístico de Durbin-Watson).

V. EL PROBLEMA DE LA CORRELACIÓN SERIAL

Uno de los supuestos introducidos en la especificación del modelo estadístico se refería a la independencia serial del vector columna de los errores. Esta condición se expresó de la siguiente forma:

$$E(UU') = \sigma^2 I \quad (\text{ii})$$

(ii) Indica que las covarianzas $E(u_i, u_j + 1) = 0$ para todas las "i" y todas las "j" $\neq 0$.

En el análisis de series temporales esta condición es satisfecha cuando las observaciones sucesivas de las variables del modelo, explicativas y explicada, son probabilísticamente independientes.

En ciertas circunstancias este supuesto no es satisfecho. Por esta razón es importante poder detectar la presencia de correlación serial que implica la violación del supuesto (ii).

Un test adecuado para este propósito es el provisto por el Estadístico de Durbin-Watson. La aplicación de este test se presenta en el siguiente cuadro.¹⁴

¹⁴ Los límites relevantes fueron tabulados por J. Durbin y G. S. Watson, ver "Testing for serial correlation in least-squares regresión", **Biométrica**, 1950 y 1951.

Aplicación del test Durbin-Watson ("d")¹⁴

Regresión	valor de "d"	k	n	Límites relevantes (1)		Resultado
				Límite infer. DL	Límite sup. DU	
I	1,17	2	46	1,43	1,62	Correlación positiva significativa
II	1,21	3	46	1,38	1,67	
III	1,19	3	46	1,38	1,67	
IV	1,21	4	46	1,35	1,72	

k: número de variables explicativas.

n: número de observaciones.

(1): los límites relevantes corresponden a un nivel de significación del 5 %.
Todas las regresiones, excepto la II, son también significativas a un nivel igual al 1 %.

Como se puede observar por los resultados de la aplicación del test "d", pese a la adopción del método de diferencias primeras las 4 regresiones computadas presentan correlación serial positiva. Este hecho es de suma importancia ya que no es posible aplicar los tests de significatividad de Student y F de Snedecor que en este caso pierden su validez.

Con el objeto de solucionar este "impasse" en la investigación se consideró la posibilidad de incluir otra variable explicativa, además de Y, P_b, P_p y P_m. Esta posibilidad se examina en el próximo párrafo.

VI. HIPÓTESIS DEL "HABITO PERSISTENTE"

Una hipótesis que ofrecía posibilidades de ser explorada se refería a la inclusión de un efecto de retardo en el modelo. Este efecto corresponde al hecho de que los niveles presentes de consumo son influenciados por hábitos formados como consecuencia de consumos realizados en el pasado.¹⁵

Los hábitos y niveles asociados con consumo de carne vacuna previamente alcanzados imprimen su marca en los gustos y preferencias del consumidor. Esta "impresión" origina una cierta inercia en el comportamiento de la demanda. Debido a esta inercia, el consumidor reacciona ante cambios en su ingreso real y en los precios con lentitud; de esta manera el consumo per-capita registrado en el pasado ejerce un efecto estabilizador en los niveles presentes.

¹⁵ Una explicación detallada de este tipo de hipótesis puede verse en: T. M. Brown, "Habit persistence and lags in consumer behaviour", *Econometrica*, XX, July 1952.

Con el objeto de verificar la validez de esta hipótesis fue introducida una nueva variable explicativa:

Q_{-1} = Consumo per-capita de carne vacuna, correspondiente al año anterior al de Q .

De esta manera el modelo estadístico tomó la siguiente forma:

$$Q = a Y^{B_1} P_b^{B_2} P_p^{B_3} P_m^{B_4} Q_{-1}^{B_5} eU \quad (c)$$

Se computaron 2 regresiones; una con la inclusión de la totalidad de las variables y otra que excluía los precios de los productos competitivos (P_p y P_m) Los resultados se presentan en el cuadro siguiente.

Regres.	Constante log α	Elasticidades con respecto a:					R	F	$\frac{\delta^2}{S^2}$ ⁽¹⁾
		Y	P_b	P_p	P_m	Q_{-1}			
V	-0,00036	0,282 (0,198) t=1,42	-0,295 (0,066) t=-4,46			0,428 (0,129) t=3,31	0,704	13,81	1,81
VI	-0,00030	0,263 (0,206) t=1,27	-0,300 (0,071) t=-4,2	0,029 (0,074) t=0,39	0,020 (0,081) t=0,24	0,401 (0,144) t=2,77	0,707	8,02	1,84

Las cifras entre paréntesis corresponden a los errores standard de los coeficientes de regresión.
R: coeficiente de correlación múltiple.
F: Estadístico de Snedecor.
t: Estadístico t de Student.

(1) $\frac{\delta^2}{S^2}$ razón de Von Neumann. Calculada con la fórmula $\frac{\delta^2}{S^2} = d \frac{n}{n-1}$.

Considerando los resultados de las regresiones V y VI se observa lo siguiente:

1. Ahora no hay evidencia de correlación serial. En este caso fue necesario aplicar la razón de Von Neumann. Con una muestra de 46 observaciones los puntos críticos de este test son 1,368 y 2,720 (nivel de significación: 1%).

No se aplicó el test "d" debido a la inclusión de un valor de retardo de la variable explicada como variable explicativa.

2. Nuevamente se observa que no hay elasticidades de signo extraño. El coeficiente de regresión correspondiente a Q_{-1} (B_5) es positivo, lo cual es perfectamente razonable.

3. El coeficiente de correlación múltiple, R , es significativo a un nivel del 1% en las 2 regresiones. De acuerdo con los valores de R^2 (coeficiente de determinación múltiple) las regresiones explican alrededor del 49% de la variación total en el consumo de carne vacuna.

4. Utilizando el estadístico t de Student en el test de los coeficientes individuales tenemos que:

i) En las regresiones V y VI el coeficiente B , correspondiente a Y , es significativamente diferente de cero a un nivel de significación igual al 20% y 30% respectivamente.

ii) En la regresión VI los coeficientes B_3 y B_4 correspondientes a P_p y P_m , no difieren significativamente de cero, a un nivel de significación igual al 0,01%.

iii) Los coeficientes B_2 y B_5 , correspondientes a Y y a Q_1 , son claramente significativos.

5. La inclusión de Q_1 como variable explicativa mejora el ajustamiento de la regresión y elimina la correlación serial. El coeficiente de correlación parcial de B_5 , en la regresión V, es igual a 0,45.

Es importante tener presente que las estimaciones de los coeficientes son valiosas aún en el caso de que no sean significativas desde el punto de vista econométrico. La razón es que las estimaciones pueden ser significativas de acuerdo a la teoría económica.

En el caso de las regresiones V y VI los coeficientes correspondientes a Y , P_p , y P_m no son estadísticamente significativos, pero sus valores indican que el consumo de carne vacuna es inelástico con respecto al ingreso y, casi con certeza, independiente de los precios de la carne porcina y ovina.

VII. COMPARACIÓN INTERNACIONAL DE LAS ELASTICIDADES DE LA CARNE VACUNA

Para ser completamente satisfactoria una comparación de estimaciones de las elasticidades de demanda debería incluir una evaluación de la calidad de los datos básicos y un examen de los métodos utilizados. Esta es una tarea de gran magnitud, fuera del alcance de este artículo. Aún con la reserva apuntada será

interesante presentar una comparación de estimaciones realizadas en varios países.

Elasticidad de la demanda de carne vacuna

País	Período	Elasticidad con respecto a:		
		Precio propio	Ingreso	Precio carne porcina Precio carne ovina
1/EE. UU.	1925-55	-0,86	0,59	0,32
2/Alemania Occid. .	1950-57	-0,73	0,97	0,40
3/Europa Occidental y EE. UU.	1950-58		0,86	
4/Reino Unido	1950-57	-1,40		0,10 0,3
5/Suecia	1921-39	-0,50	0,30	0,28
6/Argentina. Corto plazo	1914-59	-0,29	0,28	
7/Argentina. Largo plazo	1914-59	-0,51	0,49	

Fuentes y métodos de estimación:

1/G. G. Judge y T. D. Wallace, *Econometric analysis of the beef and pork sectors of the economy*. Oklahoma State University Technical Bulletin T-75. August 1958. Método aplicado: "limited information estimates".

2/Bockenhoff, E. "Bestimmungsgründe und Elastizitäten der mengenmässigen Nachfrage nach Rind-und Schweinefleisch", *Agrarwirtschaft Alemania* 1958.

3/L. M. Goreux, "Income and Food Consumption", *Monthly Bulletin of Agricultural Economics*, FAO, October 1960. Estudio basado en series temporales, la elasticidad está evaluada a un nivel de ingreso igual a U\$S 742 (ingreso promedio de la muestra).

4/J. A. C. Brown, "Seasonality and Elasticity of the Demand for Food in U. K. Since Derationing", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. XIII, Nº 3, June 1959.

5/Hermann Wold, *op. cit.* página 282. Series temporales.

6/Regresión V del presente trabajo.

7/Estas elasticidades a largo plazo están calculadas a partir de los resultados de la Regresión V, teniendo en cuenta el valor obtenido para el coeficiente B_0 correspondiente a la variable Q_{-1} . Para obtener el valor de equilibrio de las elasticidades, "elasticidad de largo -plazo" se divide el respectivo coeficiente por $(1 - B_0 = 0,572)$.

El cuadro comparativo presentado sugiere los siguientes comentarios, que servirán como conclusiones del presente trabajo:

(i) Argentina, que es el país que entre los incluidos en la comparación tiene el ingreso per-capita más reducido, presenta la elasticidad-ingreso más baja. Y téngase presente que el valor de esta elasticidad no es significativamente diferente de cero.

Una explicación razonable de este hecho es que; debido a que el consumo de carne vacuna es tan elevado en Argentina, su evolución es mucho menos sensible a cambios en el ingreso per-capita que en el caso de aquellos países que registran un consumo muy inferior.

De paso digamos que, de acuerdo con los altos valores de la elasticidad-ingreso indicados en las estimaciones 2/ y 3/, el rápido y sostenido aumento en el ingreso per-capita de Europa Occidental ofrece expectativas promisorias para los proveedores de carne vacuna.

(ii) La más baja elasticidad (corto-plazo) con respecto al precio propio también corresponde a la Argentina.

El factor relevante que influye para que un bien o servicio sea inelástico con respecto al precio es el hecho de que no tenga verdaderos sustitutos. Teniendo en cuenta que parece no existir ningún verdadero sustituto para la carne vacuna en Argentina, su reducida elasticidad-precio (-0,29) no hace más que reflejar, la existencia de una marcada y generalizada preferencia del consumidor.

Este hecho sugiere las limitaciones (en el corto plazo) de una política que, con el objeto de incrementar los saldos exportables de carne vacuna, pretenda desalentar el consumo interno mediante un alza en el precio.

RESUMEN

Se trata de explicar las variaciones en el consumo de carne vacuna en la Argentina, de 1914 a 1959, basándose las estimaciones en el método de regresión múltiple, con una sola ecuación.

Se establece la función de demanda y se efectúa el análisis estadístico, aplicando diversos tests. Se incluye un efecto de retardo para considerar la persistencia de hábitos de consumo. Una comparación internacional de las elasticidades de demanda de carne vacuna cierra el análisis, concluyendo el autor que el consumo elevado de carne vacuna en la Argentina lo hace poco elástico con respecto a variaciones en el ingreso per capita. También con respecto al precio propio la elasticidad más baja corresponde a la Argentina, siendo causa para ello la falta de sustitutos verdaderos para la carne vacuna.

Se sugiere que una política de alza de precios para desalentar el consumo interno de carne vacuna es de alcance limitado.

SUMMARY

This paper tries to explain the variations in beef consumption in Argentina, from 1914 to 1959, the estimates being based on a multiple regression method, with only one equation.

The demand function is set up and the statistical analysis is carried out applying several tests. A lag effect is included to consider the persistence of consumption habits. An international comparison of demand elasticities for beef closes the analysis, the author concluding that the high consumption of beef in Argentina makes it inelastic to changes in per capita income. Also regarding its own price the lowest elasticity corresponds to Argentina, the cause for it being the lack of true substitutes for beef.

It is suggested that a policy of price increases to discourage domestic beef consumption is of limited scope.