

世界の畜産物需要関数の計測

斎藤 高宏

一 はじめに

世界的なレベルの畜産物の需要関数の計測としては、FAO、OECD等の計測例以外にあまり見られない。それは世界的に共通したレベルの情報が入手が十分でないからである。特に時系列分析により需要関数の計測を試みる場合、価格データを時系列として利用することに困難をともなうばかりでなく、そのデータの正確性について事前に理論的検討をすることができないことが多い。その結果計測された需要関数のパラメーターの推定値は、統計的に不安定となり、理論的に妥当であると認められる推定値を求めることが不可能になる。本稿の推定結果も

このような制約のために、統計的にあまり良好な推定値とはいえないものが多い。

本稿は需要分析についての覚書、畜産物需要関数の計測例、および計測から成るが、はじめに構造方程式として単一方程式接近法、連立方程式体系接近法について、各々の問題点について考察する。また弾性値については時系列分析、横断面分析の問題、価格、所得弾性値の問題について整理する。

次に計測例としては、これまでに計測された畜産物の需要関数のパラメーターの推定結果を、各国の研究者による計測例とFAO、OECDの計測例から紹介する。

最後に計測では、一九五五～七〇年までの時系列データにより、主要国の牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の需要関数の計測を試みる。そして理論的な分析をも試みる。

二 需要分析についての覚書

(1) 構造方程式

需要分析の実証的研究は、直接的にしろ間接的にしろ現実的な経済政策の要請に強く影響されるため、その研究には厳密な経済理論の裏付けがなされなければならないが、需要関数の計測については、農産物を分析対象とした研究として、H. L. Moore⁽¹⁾以来多くの研究者によりその分析方法について研究さ

れてきた。だが現在でもやはり多くの研究者によって使用されている分析方法は最小自乗法による単一方程式接近法である。

しかし近年の傾向としてコールズ・リニッシェン (Cowles Commission) を中心として開発された連立方程式体系接近法を使用した計測もみられるようになってきた。

ここで問題とする畜産物を含めた農産物を対象とする需要関数の計測に、この両者の接近法のいずれを使用することが理論的に妥当かということについては、古くは K. A. Fox, R. J. Fote⁽³⁾ 等によって研究されているが、Fox はある商品に対して単一方程式を使用すべきか、それとも総合的モデルである連立方程式体系を使用すべきかについて五つの問題点を指摘している。Fox は需要の弾力性等のパラメーターを推定する場合、単一方程式接近法を妥当な分析方法とみなしうるためには以下の点が確認されなければならないと指摘している。

- (1) その商品の供給量は現在価格によって左右されてはいかない。
- (2) その商品の消費量が、現在価格、または輸出、貯蔵の需要によって大きく左右されてはいかない。
- (3) ある商品について、価格あるいは消費量の変化により消費者の所得は目立った影響をうけてはならない。

- (4) 競合商品の供給量が相互の現在価格により影響されないこと。

- (5) 国内の主要な販路が一つ以上でないこと。

Fox は以上の問題点に該当することがなければ、最小自乗法による単一方程式接近法によるパラメーターの推定値は、需要関数の構造的なパラメーターとして近似的に採用可能であると指摘した。

理論的には最小自乗法による単一方程式解法で推定されたパラメーターは不偏推定値であるが、このパラメーターが不偏推定値であるためにはモデルの残差項について以下の統計的条件が存在する。すなわち残差項の期待値はすべての t について 0 で、分散は一定、時間的に独立(系列的独立性)、独立変数と無相関、分布は正規分布にしたがう等である。

しかしながら、これらの問題点のいずれかについて該当するならば、需要分析のみではパラメーターの推定値に統計的なバイアスを惹き起こすために、単一方程式解法は経済理論的に妥当な分析方法とはいえず、供給分析をも補足した連立方程式体系解法によって計測しなければならないことを指摘した。

連立方程式体系による需要分析の理論的研究は、一九四三年に T. Havens⁽⁴⁾ により提唱されたが、先の単一方程式接近法が変数間の一方的因果関係の追求を目的とするのにたいし、こ

の解法の主要な特徴は、変数間の相互的關係の同時的決定にある。

すなわち理論的には連立方程式解法は単一方程式解法より発展したものであるが、需給關係を經濟體系に基づいて考慮する場合、相互依存關係を無視した単一方程式モデルでは不適当である。なぜならば単一方程式モデルは、独立変数が先決変数のみから成るが、連立方程式モデルでは、内生変数も含まれているため、独立変数と残差項が相關關係をもつからである。従って連立方程式體系に最小自乗法を適用するならば、そのパラメーターの推定値は、不偏推定値でもなく、一致性の条件をも満足しない統計的バイアスをもった推定値をもつであらう。

以上のことから、經濟關係を包括的に把握する連立方程式體系のような総合的なモデルでは、最小自乗法によるパラメーターの推定は効果的な推定法とは言えない。

従って連立方程式接近法では、最小自乗法ではなく、最尤推定法によりパラメーターの推定値を計測する。

だがこの連立方程式體系によるモデルには、モデルの完全性、安定性等について厳しい条件が課せられているばかりでなく、これまでの連立方程式體系の分析対象は主として國民經濟全体の分析および予測等のマクロモデルの計測にその重点が置かれていたために、ミクロ分析である需要分析にこの體系を適用す

る場合には困難をともなう。特に農産物を対象とする分析の場合、同時性がそれほど必要とされないこともあり、単一方程式解法のパラメーターの推定値以上の結果を期待できないこともある。

この連立方程式體系をわが国の需要分析に適用した実証的研究については、理論的な問題以外に長期的な供給データ等にも制約があり、単一方程式接近法の実証的計測例に比較して、その計測例は決して多くはないが、農産物を分析対象とした計測例が若干見受けられる。⁽⁵⁾

注(1) H. L. Moore, *Economic Cycles-Their Laws and Cause*, 1914.

H. L. Moore, *Forecasting the Yield and Price of Cotton*, 1917.

(2) K. A. Fox, *The Analysis of Demand for Farm Products*, U. S. D. A., Technical Bulletin No. 1081, 1956 (六戸・三枝訳『農産物の需要分析』昭和三十一年)。

(3) R. J. Foote, "A Comparison of Single and Simultaneous Equation Techniques," *Journal of Farm Economics*, Vol. 37, No. 5, 1955.

(4) T. Haavelmo, "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations," *Econometrica*, 1944.

trice, Vol. 11, No. 1, 1943.

(5) 唯是・馬場・石川「牛乳・乳製品の需給予測方式に就する研究」(一九六五年)。

唯是・藤原「畜産経済の短期モデル」(『農業総合研究』第二三巻第三号、一九六八年)。

上野・建元「米穀経済の模型分析」(『調査と資料』、一九五四年)。

高坂「牛乳経済の模型分析」(『信大農学部紀要』三、四、一九六五年)。

また外国の畜産物についての実証的研究は、本稿の三(1)「各国の研究者による計測例」に紹介されている。

(2) 弾性値

需要関数計測の主要なテーマは弾性値の推定であるが、弾性概念が理論として経済学に導入されるようになったのは A. Marshall⁽¹⁾ によつてである。その後経済学の著しい発展にとどまない需要関数の計測にも利用されるようになり、時を経て E. Slutsky, J. R. Hicks, R. G. D. Allen, A. L. Bowley⁽²⁾ 等⁽³⁾ 先駆的業績により需要弾力性の理論的かつ実証的研究は大きく前進してきた。

この弾性値の計測方法としては、市場統計をデータとするマ

クロ的な時系列分析と家計調査をデータとするミクロ的な横断面分析の二方法に分類される。前者の分析としては農産物の需要関数を計測した前述の H. L. Moore, H. Slutsky⁽⁴⁾ 等の研究が先駆的な業績として代表的なものであり、後者の分析としては前述の Allen, Bowley⁽⁵⁾ 等の実証的研究がその代表的なものである。わが国でも杉本氏、大川氏、野田氏が時系列分析で、大川氏⁽⁶⁾ が横断面分析で先駆的業績を挙げている。

需要関数の時系列分析は消費者行動の時間的変化を表わすのに対し、横断面分析は個別的な消費者行動の同一時点における空間的変動の相違を示す。この両分析から推定される弾性値の何れを真の弾性値とみなすべきかについては、双方の分析について問題があり、この問題から考察しなければならない。

時系列分析の問題としては、変数として名目あるいは実質価格(所得)のいずれを採用すべきか? また趨勢、周期、季節変動等をいかにして方程式の変数として導入すべきか? 等時系列分析に特有の難しい問題がある。たとえば趨勢については、趨勢を除去することが理論的に妥当かという問題をはじめ、分析対象が食糧の場合には食糧消費の趨勢効果の背景には単に経済理論だけでは説明されない生活全般について普及している社会的、技術的要因が存在している。そのため経済変量の経済分析を行なう場合、趨勢効果は経済量間のパラメーターとは異なる

る基準ではあるが、しかし経済理論に基づいて判断されなければならない。

また総合化 (aggregation) の問題もある。この問題は数種の異なる財がある単一のグループの財にアグリゲートする際に起る問題である。たとえば畜産物の場合、牛肉、豚肉、鶏肉等を肉類に総合化する際に起る問題である。

需要分析で一般的に行なわれるアグリゲーションとして、A. Fox⁽⁶⁾ は以下の五つのタイプに分類した。すなわち

- (1) ある市場地域あるいは生産地における個々の消費者、農民、加工業者、あるいは販売業者の総合
 - (2) 商品の総合
 - (3) 流通組織の各段階にある企業の総合
 - (4) 異時期間の取引の総合
 - (5) 市場組織あるいは生産地の総合
- 等である。

たとえば牛肉、豚肉、鶏肉等をアグリゲートして畜産物全体の経済変量の方程式から計測されるパラメーターの推定値は、牛肉その他の需要、価格の弾性値や、需要量の相対的な変動、経済的重要性等に大きく影響される。しかし牛肉とその他の畜産物の価格弾性値の差異が極端になると、畜産物としてアグリゲートされた価格は理論的に妥当な価格を意味するとはいえない

《ノート》 世界の畜産物需要関数の計測

くなる。その場合にはアグリゲーションの程度をゆるめて全体を同質的な部分に分割して総合し、各個別の方程式によって詳細にパラメーターの推定をしなければならぬ。だが需要関数を計測する場合、アグリゲートする際のすべての要因について需要曲線の係数が同じならば、計測されたパラメーターの推定値は構造的な意味をもつ。そしてそのアグリゲートされた経済変量指数は時系列データとして理論的に意味のあるものとなるであらう。

一方横断面分析の問題としては、家計データは同一時点における個体の空間的変動の差異を追求するデータであり、時間的変動の必要性は存在しないが、地域的環境、所得階層、教育、習慣、年齢、性別、職業等の社会経済的条件の相違により消費する商品の購入価格が異なる場合が多いため、消費者により購入される価格は分析される期間内では一定であり、社会的かつ経済的条件の如何を問わず共通の価格が支配していると仮定する。しかしこの仮定にも問題があるであらう。また所得変数として総支出が採られるべきか？ または勤労所得が採られるべきか？ 消費される商品の量は数量で測定されるべきか？ または購入額で測定されるべきか？ そしてその目的のためにはどのような尺度が適當なのか？ 更に家計データ分析によると、推定される需要の所得弾性値は所得階層の変動によって大きな

影響をうける。これは個体が所得変化の影響をうけ、結果として需要方程式に表わされるのであるが、この所得階層の変動にも問題があるであろう。従って家計分析により推定されるパラメーターの推定値は、限定された特定の経済的条件によって計測されるということになる。

以上のように、時系列分析にも横断面分析にも弾性値の推定について問題がない訳ではない。そのため両所得弾性値の統合という問題が生じる。その前提として、両分析から推定される所得弾性値に系統的な相違が存在しているかどうかという問題がある。食糧品については一般的に時系列分析による所得弾性値が、横断面分析によるそれよりも大きな値をとることは既に H. Waid⁽¹⁾ によって理論的に証明されている。これは前者の場合、時間とともに生じる所得変数以外の経済的要因が食糧消費に効果的な影響を与えているためであろう。すなわち時間とともに生じる個体の消費パターンの変化による影響が、いわゆる本来の所得効果に加わるためである。特にここで問題としている畜産物の場合のように、わが国においては戦後になって急激に嗜好変化があり、またその需要パターンが西欧化しつつあり、従ってでん粉食品から動物性食品への移行が著しいような場合には、その弾性値の相違は一層顕著であるといえる。

以上の理由により両所得弾性値は相違することが理論的に指

摘されたが、この両所得弾性値の統合について試みられた実証的研究は、需要分析がミクロ的な家計データ分析とマクロ的な市場データ分析のように独自に発展してきたために、おのおの分析にくらべてあまり多く見られない。たとえば J. Tobin, E. Kuhl⁽¹³⁾、溝口氏⁽¹⁴⁾、唯是氏⁽¹⁵⁾等の実証的研究にみられる。

J. Tobin は世帯当たりの食糧需要関数について時系列分析の場合には以下の需要方程式を仮定した。すなわち

$$C_t = k y_t^\alpha y_{t-1}^\beta p_t^\gamma Q_t^\delta n_t^\epsilon$$

但し C_t : t 期の消費量, y_t : t 期の所得, y_{t-1} : $t-1$ 期の所得, p_t : 当該商品 t 期の価格, Q_t : 他の財の t 期の価格, n_t : t 期の世帯人員

また横断面分析については以下の需要方程式を仮定した。すなわち

$$y_{t-1} = \{ (Y_{t-1} / Y_t) y_t \} \dots \dots \dots (1)$$

但し Y_t は t 期の平均可処分所得

(1)を前提として

$$C_t = k_t y_t^\alpha y_{t-1}^\beta n_t^\epsilon \dots \dots \dots (2)$$

(但し $k_t = k p_t^\gamma Q_t^\delta$: const.)

$$\bar{C}_t = k_t \bar{y}_t^\alpha \bar{y}_{t-1}^\beta \bar{n}_t^\epsilon \dots \dots \dots (3)$$

1) $y_t^2 = (Y_{t-1}/Y_t) \bar{y}_t$ を(3)式に代入すると

$$\bar{c}_t = k_t' y_t^2 n^2 \dots \dots \dots (4)$$

$$(\text{但し } \alpha = \alpha_1 + \alpha_2, \quad k_t' = (Y_{t-1}/Y_t)^{\alpha_2} n_t^2)$$

$$= k(Y_{t-1}/Y_t)^{\alpha_2} p_t^2 Q_t^2 \text{ とする})$$

したがって横断面分析でも t 期の所得が示す弾性値 (α) は、時系列分析における t 期と $(t-1)$ 期の所得の各弾性値の和 $(\alpha_1 + \alpha_2)$ ということになる。この統合は条件付回帰分析によるものであるが、J. S. J. Tobin の研究⁽¹⁵⁾ は、E. Kuh、溝口氏の研究については唯是氏の批判がある。

J. Tobin も指摘した条件付回帰分析は、ある財の需要関数を計測する場合、独立変数間の多重共線性 (multicollinearity) によりパラメーターの推定値が統計的に不安定となることがある。このような場合に、たとえば真の所得弾性値が既に推定されているとするならば所得と比例的に変動する要因は多重共線性から回避可能となる。そして所得以外の独立変数と回帰分析をしてパラメーターの推定値を推定する。これが条件付回帰分析である。仮に所得弾性値を横断面分析から推定し、その推定値を時系列分析のモデルに先決変数として導入し、所得弾性値以外の弾性値を時系列分析から推定する。しかしこの条件付回帰分析では、真の所得弾性値は横断面分析からも推定されない

し、また横断面分析による弾性値は長期弾性値、時系列分析による弾性値は短期弾性値であり、構造的に異なるためにこの分析方法にも限界がある⁽¹⁶⁾。

これまでの分析は主として所得弾性値の問題についてなされてきたが、所得弾性値と同様に価格弾性値の問題についても考察されなければならない。需要の価格弾性値は時系列分析から推定されるが、農産物特に主食糧に対する需要の価格弾性値は相対的に小さな値をとり非弾力的であるといわれている。G. J. Stigler⁽¹⁸⁾ は弾力性について次の三点に注意を払う必要があると指摘している。すなわち

- (1) 安価な財は非弾力的な需要をもつ。
- (2) 富んだ消費者の需要は貧しい消費者の需要よりも非弾力的である。
- (3) 財の入手が所得と高度に関連しているときには、需要は弾力的になる。

以上の G. J. Stigler が指摘した弾力性の概念について、井上氏⁽¹⁹⁾ は以下のような批判を試みている。たとえば(1)については、農産物のうち主食糧は総支出のうちのかなりの部分を占めるにもかかわらず需要の価格弾力性は非弾力的であり、他方総支出のうちわずかな部分を占めるに過ぎない個々の野菜、たとえば大根、ほうれん草とかの需要の価格弾力性は大きい。すなわ

ち一般に高度の代替財をもつ財の需要は弾力的であるといえる。

たとえば大根は白菜に、牛肉は豚肉に、リンゴはバナナにという代替財をもつからその需要の価格弾力性は大きい。しかし一方の財に対する嗜好が強ければ、たとえ価格が変動しても代替されることがなく弾力性は小さい。そして農産物の中には習慣によって強い需要をもつものが多いから、個別商品といえどもその需要はかなり非弾力的であるといえる。更に個別農産物より肉類、野菜類、農産物全体となるとその代替財は少なくなるために、需要の価格弾力性は必然的に小さくなると指摘した。⁽²⁰⁾

(2)、(3)についても若干の批判を試みているが省略する。

また需要の価格弾力性は価格変動の持続期間に大きく影響されるといわれている。すなわちその分析単位期間が長期間になるにともなう、需要の価格弾力性は大きな値をとる。これは G. J. Stigler⁽²¹⁾によれば以下の三点に要約的に説明される。

- (1) 技術的なものであり、消費者は価格の変動に対し消費パターンを直ちに、かつ、完全に調整することができない。
- (2) 市場の不完全性である。すなわち消費者は直ぐには価格変動を知ることができず、そのためにその影響が短期間にあらわれない。

(3) 慣習である。すなわち消費者は価格変動があった場合でも、以前の消費パターンの慣習を再調整し、新しい慣習と

して安定させるためには時間が必要である。

だがすべての財について需要の価格弾力性値がこのような特徴をもっている訳ではなく、ここで問題としている農産物がその具体的な例である。G. S. Shepherd⁽²²⁾は、H. J. Stover⁽²³⁾がアメリカの農産物について計測した実証的研究を引用して、豚、鶏卵の需要の価格弾力性値は毎週データより毎月データ、更に毎月データより毎年データというように、期間が長いデータを使用した推定値が Stigler の説に反して小さくなることを指摘した。これらの分析から需要の価格弾力性値が時間等の要因により変動するために、その推定値は普遍的なものではないといえなし、Stigler の定義は農産物の場合には妥当とはいえない。

農産物の場合、一般的に短期の弾力性値が長期の弾力性値より大きな値をとるのは市場にだされる供給量が、業者の短期的貯蔵という需要により影響され、この結果生じる短期価格変動は意識的に需要の価格弾力性値を大きくする。しかし一般的な農産物の場合長期的には短期的な場合にみられるような業者が意識的に行なう貯蔵が不可能であるため、市場に提供される供給量は吸収されず、需要の価格弾力性値は市場の価格関係を直接反映した小さな値をとる。

更に長期（五年とか一〇年のように）になった場合の農産物の需要の長期価格弾力性値はいかなる性格をもつであろうか？

長期の弾性値については、先に指摘したような毎年のデータに基つて推定された弾性値よりも大きい値をとるといわれる。

それは前述の場合のような業者の貯蔵需要に影響されるからではなく、五〜一〇年と期間が長期になるにともない、たとえば消費者は牛肉から豚肉へと新しい嗜好を作りだす時間的余裕をもつため、その代替が容易になるためである。他方生産者も代替生産物を市場に供給するだけの十分な時間をもつ。したがって需要の価格弾性値がもっとも小さな値をとるのは、貯蔵可能な期間よりも若干長い期間を分析期間データとして使用した場合の価格弾性値である。肉類、卵、バター等の畜産物についてはこの期間は一ヵ年であり、この毎年データによつて推定された需要の価格弾性値は最小のものである。

注(1) A. Marshall, *Principles of Economics*, 1890.

(2) J. R. Hicks, *Value and Capital*, 1939.

E. Slutsky, *On the Theory of the Budget of the Consumer: Reading in Price Theory*, 1915.

(3) R. G. D. Allen and A. L. Bowley, *Family Expenditure*, 1935.

(4) H. L. More, *ibid.*

(5) H. Schultz, *The Theory and Measurement of Demand*, 1938.

H. Schultz は一九二二〜三三年のアメリカの時

《ノート》 世界の畜産物需要関数の計測

系列データを使用し計測している。たとえば牛肉については所得弾性値は〇・三六であり、価格弾性値は(一)〇・四九である。豚肉についてはおのおの〇・六〇、(一)〇・八一である。

(6) 杉本栄一『米穀需要法則の研究』(日本學術振興會學術部第六小委員會報告、第一冊、昭和一〇年)。

杉本氏はわが国の大正六年から昭和八年の時系列データを適用し、米穀の需要関数を計測した。その価格弾性値は(一)〇・一九(一)〇・四一である。

(7) 大川、野田『農産物需要の所得弾力性』(農業総合研究『第九卷第二号、一九五五年)。

大川、野田氏はわが国の明治一一年から昭和一二年までの六〇年間の長期時系列データを推計し、農産物全体の需要関数を計測した。その需要の所得弾性値は、明治一〜大正六年については〇・六八、大正二〜昭和一二年については〇・三六である。

また、野田氏(東畑、大川編『日本の経済と農業』[一九五六年]の第四章第一節農産物需要の長期変化と所得弾力性)が計測した結果は、同期間について農産物全体の所得弾性値については〇・七四、〇・二六であり、食用農産物については〇・六三、〇・二三である。

この大川、野田氏の推計した所得弾性値の推定値に

ついで中山氏（中山誠記「食糧需給の長期成長分析」『農業総合研究』第二〇巻第四号、一九六六年）は疑問視して、彼が推計した長期データから、大川、野田氏が分析した期間と同期間についてわが国の食糧農産物の需要関数を計測した。その需要の所得弾性値はおのおの〇・二六、〇・〇九であり、大川、野田氏の推定値よりかなり小さな値となっている。

(8) 大川一司『食糧経済の理論と計測』（昭和二〇年）。

大川氏はこの著書で時系列分析と横断面分析の計測をしている。横断面分析については昭和六―一四年の各年のデータについて労働者、給料生活者の需要関数を計測した。労働者の飲食物総額の所得弾性値は〇・二〇・五であり、後者のは〇・三〇・七である。畜産物については、労働者のみ計測されている。その結果は肉類〇・七一・一・一五、卵類〇・八五・一・一九、牛乳類〇・五〇・一・二五である。

(9) K. A. Fox, *ibid.*

(10) H. Wald, *Demand Analysis*, 1953 に詳しい。

H. Wald は数量弾性性が支出弾性性より小さい値をとる理由として

- (1) 所得の増加あるいは価格の低下は、消費者をしてより高価な品質へおもむかせる。その結果、需要の変化は数量で測定したほうが金額で測定した

よりも小さい。

(2) 価格差の現象についても同様の効果をもつ。

- (3) 野菜、魚類、その他の季節変動を示す商品については、消費者の価格変動に対する反応は、所得が大きいほど鈍くなる。その結果消費者間の所得差の年間需要量に対する影響は、数量で測定された場合のほうが、金額で測った場合よりも小さい。このことは価格変動一般についても適用可能である。

等を指摘し、経済分析の目的のため、特に消費者の消費性向に関して応用する場合には支出弾性性が適当であり、栄養水準、生活水準等需要の物質的充足に関する分析には数量弾性性が適当であるとした。

(11) H. Wald, *ibid.*

H. Wald はこの両所得弾性値を理論的に以下のよう証明している。

いま需要量を q 、価格を p とし、両変数を所得 μ の関数とすれば、時系列関数は $q = q(p, \mu)$ 、横断面関数は $p = p(\mu)$ と表わされる。従って微分すると

$$\frac{dq}{d\mu} \cdot \frac{\mu}{q} = \frac{\partial q}{\partial \mu} \cdot \frac{\mu}{q} + \left(\frac{\partial q}{\partial p} \cdot \frac{p}{q} \right) \left(\frac{dp}{d\mu} \cdot \frac{\mu}{p} \right)$$

と表わされる。右辺の第一項は需要の所得弾性値、第

二項の $\left(\frac{\partial q}{\partial p} \cdot \frac{p}{q}\right)$ は需要の価格弾性値、また $\left(\frac{dq}{dp} \cdot \frac{p}{q}\right)$ は価格の所得弾性値を意味する。一方左辺の $\left(\frac{dq}{dp} \cdot \frac{p}{q}\right)$ は価格の所得弾性値を意味する。一方左辺の $\left(\frac{dq}{dp} \cdot \frac{p}{q}\right)$ は価格の所得弾性値を意味する。

・ $\frac{p}{q}$ は、右辺の第一項が時系列分析による所得弾性値に対して横断面分析による弾性値である。右辺の第二項はその性格から負値をとるため、所得弾性値は時系列分析による推定値が大きな値をとる。

- (12) J. Tobin, *A Statistical Demand Function for Food in the U.S.A.*, J. R. S. S. Series A, Vol. CXIII, PART II, 1950.

- (13) E. Kuh, "The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behavior Equations in Time Series Applications", *Econometrica*, Vol. 27, No. 2, 1959.

- (14) 溝口敏行「共分散分析法による家計消費支出の分析」『経済研究』一一一・一九六一年。

- (15) 唯是康彦「時系列・横断面両分析の關係」『農業総合研究』第一五巻第四号、一九六一年。

- (16) 唯是氏は前掲書で、J. Tobin の論文について、横断面分析では動態的要素である (a) 期の所得が、期のなかに埋没し、動態的調整のない状態が前提とされている。また横断面分析における各世帯が同質で、

時系列分析の平均的世帯と選ぶところがないと指摘した。また E. Kuh の論文については時系列・横断面両分析の關係付けを積極的に推進していないと指摘し、溝口氏の論文については横断面分析による所得弾性値が純粹の所得弾性値と分位効果とから合成はされたが、時系列分析による諸弾性値の合成はなされたが、分位効果、時間効果を先験的に与えていることも妥当かどうか疑問であるとしている。更に分位効果を時間効果から独立とみなすことについても疑問視している。

- (17) J. R. N. Stone, *The Measurement of Consumer's Expenditure and Behavior in the United Kingdom, 1928-39*, 1954.

V. K. Chetty, "Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, Vol. 36, No. 2, 1968.

- G. S. Maddala, "The Likelihood Approach to Pooling Cross-Section and Time-Series Data", *Econometrica*, Vol. 39, No. 6, 1971.

- (18) G. J. Stigler, *The Theory of Price*, 1953 (佐田・宮下訳『価格の理論』上・下)。

- (19) 井上竜夫『農産物価格の理論と政策』(昭和四二年) G. J. Stigler も前掲書で一般に高度の代替財をもつような財の需要は弾力的であると指摘している。

- (20) G. J. Shephard, *Marketing Farm Products Economic Analysis*, 1954.

井上照丸訳『農産物の流通—経済分析』（昭和三五年）によれば、アメリカにおける小売段階の豚肉の需要の価格弾性値は $(-0.7$ 、牛肉は $(-0.9$ であるが、食肉全体の弾性値は $(-0.6$ と小さくなることを指摘した。

- (21) G. J. Stiegler, *ibid.*

- (22) G. S. Shephard, *Agricultural Price Analysis*, 3ed, 1951 (農業総合研究所訳『農産物価格分析論』昭和二八年)。

- (23) H. J. Stover, *Relation of Daily Prices to the Marketing of Hogs at Chicago*, Cornell Univ. Agr. Exp. Sta. Bul. 534, 1932.

三 畜産物需要関数の計測例

(1) 各国の研究者による計測例

食糧全体の需要関数の国際比較は、これまでに多くの研究者によって試みられているが、畜産物の需要関数の比較はFAO、OECDの計測以外これまでにあまり試みられていない。そのため本稿では主として *Journal of Farm Economics* 略して *J. F. E.*、一九六八年からは *American Journal of Agricultural Economics* 略して *Am. J. Agri. Econ.*、*Journal of Agricultural Economics* (*J. A. E.*)、*Econometrica* ⁽²⁾ 等のジャーナルに掲載された畜産物の需要関数の計測例から各国の牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の需要関数について考察する。

アメリカの畜産物の需要関数は第一表から第四表に示されている。はじめに牛肉の価格、所得弾性値は第一表に示されているが、H. Schultz, K. A. Fox, O. Wahby, W. G. Tomke and W. W. Cochrane, W. G. Tomke, L. Langemeier and R. G. Thompson ⁽³⁾ 等によって推定されている。Shultz は最小自乗法により、一九二二〜三〇年までの時系列データを利用して推定したが、その価格、所得弾性値はおおの $(-0.49$ 、 0.36 である。Fox もまったく同様な方法で独立変数としてデフレートされない名目所得 (L.S. ①)、デフレートされた実質所得 (L.S. ②) を利用した場合の価格、所得弾性値を推定したが、前者のモデルでは $(-0.79$ 、 0.73 であり、後者のモデルでは $(-0.94$ 、 0.83 である。Wahby は連立方程式体系の誘導形式から推定し、その価格、所得弾性値はおおの $(-0.77$ 、 0.65 である。

戦後のデータを利用した計測としては、Tomke が最小自乗法により一九四九〜五六年 (L.S. ①) と一九五六〜六四年 (L.S. ②) の時系列データを駆使して価格弾性値を推定したが、そ

の結果はおおの(1・0・0) (10・90)である。また彼が Cochrane と共同で推定した結果は、一九四八～五六年について価格弾性値は Nerlove の Distributed Lag Model (L. S. ①)の場合には、短期では(10・59)長期では(10・15)であり、所得弾性値が先決的に与えられるものと仮定した条件付

帰帰モデル (L. S. ④)によって推定された結果は、おおの(10・55) (1・00)である。所得弾性値は前者のモデルでは(10・09) (10・15)であり、後者のモデルでは(10・11)である。また彼らが独立変数として価格、所得を導入した最も単純な需要方程式 (L. S. ③) から推定した結果は(10・73) (10・01)

第1表 時系列分析による牛肉の需要関数 (アメリカ)

	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備考	資料出所
Schultz	L. S.	1922～30	-0.49	0.36		<i>The Theory and Measurement of Demand</i> , 1938.
Fox	L. S. ①	1922～41	-0.79	0.73		<i>Agri. Econ. Research</i> , Vol. 3, No. 3, 1951.
Walby	②	1921～41	-0.94	0.83		
Tomek-Cochrane	S. A.	1921～41	-0.77	-0.65	R. F.	<i>Econometrica</i> , Vol. 20, No. 1, 1952 (Abstract)
①	L. S. ①	1948～58	-0.59	-0.09	短期弾性値	<i>J. F. E.</i> , Vol. 44, No. 3, 1962.
②	②	②	-0.15	-0.15	長期弾性値	
③	③	③	-0.55	-0.55	短期弾性値	
④	④	④	-1.00	-1.00	長期弾性値	
Tomek	③	1948～59	-0.89	0.06		
①	①	1949～56	-1.00	—		<i>J. F. E.</i> , Vol. 47, No. 3, 1965.
②	②	1956～64	-0.90	—		
Langemeier-Thompson	S. A.	1947～63	-0.98	2.20	T. S. L. S.	<i>J. F. E.</i> , Vol. 49, No. 1, 1967.

- 注 1. L. S. : 最小自乗法, S. A. : 連立方程式接近法, T. S. L. S. : 2段階最小自乗法, R. F. : 誘導形式, L. I. : 制限情報最尤法.
2. ①, ②, ③については, それぞれ本文参照.
3. — は該当なきもの.

であった。最後に Langemeier と Thompson が二段階最小自乗法 (Two-Stage Least Squares Method) により推定した結果は、価格弾性値が (-0.98) 、所得弾性値が (2.20) (但し食用牛肉のみ) である。

戦前、戦後のアメリカの牛肉の弾性値について比較をするならば、価格弾性値については戦後の推定結果が戦前の結果よりも大きな値をとる。

豚肉については第二表に示されているが、H. Schultz, K. A. Fox, O. Wahby, G. W. Dean and E. O. Heady, W. G. Tomek and W. W. Cochrane, W. G. Tomek 等により計測されている。Schultz, Fox, Wahby は牛肉とまったく同様な分析方法により豚肉について推定したが、その価格弾性値の推定値はおおの (-0.81) 、 (-0.81) 、 (-0.86) 、 (-0.91) であり、所得弾性値の推定値は 0.60 、 0.72 、 0.78 、 0.77 である。また Dean と Heady が最小自乗法により需要関数を計測したが、彼等は時系列データの単位期間を六ヶ月 (Six-Month Marketing Period) として八月一日～二月一日 (L. S. ①, ③)、二月一日～八月一日 (L. S. ②, ④) について分析した。前者についで一九二四～三八年の時系列データから推定した価格、所得弾性値は (-1.59) 、 1.56 であり、後者については (-2.75) 、 2.29 である。同様に一

九三八～五六年のデータについては価格、所得弾性値は (-0.65) 、 1.04 および (-0.61) 、 0.90 である。

戦後のデータの分析としては、牛肉と同様な方法により推定した Tomek, Tomek-Cochrane の計測例がある。前者の価格弾性値は一九四九～五六年 (L. S. ①) については (-0.83) 、一九五六～六四年 (L. S. ②) については (-0.90) である。後者の推定結果は Nerlove の Distributed Lag Model (L. S. ①) を利用した一九四八～五八年の時系列データについては、価格、所得弾性値は短期では (-0.78) 、 0.27 であり長期では (-0.75) 、 0.26 である。所得弾性値を先決的に与えられたものと仮定した条件付回帰モデル (L. S. ③) では価格弾性値はおおの (-0.74) 、 (-0.83) であり、所得弾性値は (0.05) である。また独立変数として価格、所得を導入した最も単純な需要方程式 (L. S. ③) による推定結果は、価格、所得弾性値についてのおおの (-0.73) 、 0.01 である。

戦前、戦後のアメリカの豚肉の弾性値について比較をするならば、価格弾性値について牛肉とは異なり低下傾向にある。

次に鶏卵については第三表に示されているが、M. R. Fisher, K. A. Fox, G. G. Judge, J. A. Nordin, G. G. Judge and O. Wahby, M. J. Gerra 等により計測されている。Fisher は連立方程式体系による同時推定法と最小自乗法から計測したが、

第2表 時系列分析による豚肉の需要関数 (アメリカ)

分析対象	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備考	資料出所
Schultz	L. S.	1922~30	-0.81	0.60		<i>The Theory and Measurement of Demand</i> , 1938. <i>Agri. Econ. Research</i> , Vol. 3, No. 3, 1951.
Fox	L. S. ①	1922~41	-0.81	0.72		
◇	②	◇	-0.86	0.78		
Wahby	S. A.	1921~41	-0.91	0.77	R. F.	◇ <i>Econometrica</i> , Vol. 20, No. 1, 1952 (Abstract)
Dean-Heady	L. S. ①	1924~38	-1.59	1.56	Aug. 1~Fed. 1	
◇	②	◇	-2.75	2.29	Fed. 1~Aug. 1	
◇	③	1938~56	-0.65	1.04	Aug. 1~Fed. 1	◇
◇	④	◇	-0.62	0.90	Fed. 1~Aug. 1	◇
Tomel-Cochrane	L. S. ①	1946~58	-0.78	0.27	短期弾性値	<i>J. F. E.</i> , Vol. 44, No. 3, 1962.
◇	◇	◇	-0.75	0.26	長期弾性値	
◇	②	◇	-0.74	-0.05	短期弾性値	
◇	◇	◇	-0.83		長期弾性値	
◇	③	1948~59	-0.73	0.01		
Tomel	L. S. ①	1949~56	-0.83	—		<i>J. F. E.</i> , Vol. 47, No. 3, 1965.
◇	②	1956~64	-0.90	—		

注: 記号, その他については第1表に同じ.

第3表 時系列分析による鶏卵の需要関数（アメリカ）

	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備考	資料出所
Fisher	S. A. ①	1915~40	-1.28	1.14		<i>Econometrica</i> , Vol. 26, No. 1, 1958.
⋈	②	⋈	-0.70	0.82		⋈
⋈	③	⋈	-0.81 ~-1.02	0.48 ~0.76		⋈
⋈	L. S. ①	⋈	-0.29	0.44		⋈
⋈	②	⋈	-0.32	0.56		⋈
⋈	③	⋈	-0.31	0.31		⋈
Fox	L. S.	1922~41	-0.34	0.49		U. S. D. A. Tech. Bul. 1081, 1953.
Judge	S. A. ①	1921~41	-0.58	0.44	L. I.	Ph. D. Thesis, Iowa State College, 1952.
⋈	②	⋈	-0.29	0.35	R. F.	⋈
⋈	L. S. ①	⋈	-0.53	0.31		⋈
⋈	②	⋈	-0.56	0.41		⋈
Nordin-Judge-Wahby	L. S.	1921~40	-0.55	0.41		Iowa State College Research Bul. 410, 1954.
Gerra	S. A. ①	1931~41 +1946~56	-1.96	-1.33		<i>J. F. E.</i> , Vol. 47, No. 2, 1959.
⋈	②	⋈	-0.40	0.04		⋈
⋈	L. S. ①	⋈	-0.11	-0.08		⋈
⋈	②	⋈	-0.10	0.09		⋈

注. 記号, その他については第1表に同じ.

前者のモデルについては独立変数として一般消費者物価とデフレートした場合(S.A.⑥)、デフレートしない名目価格(S.A.③)、デフレートされた価格の一次階差(first difference)(S.A.③)の三種類の変数を導入し計測したが、それらの価格弾性値は(一・二八、(一〇・七〇、(一〇・八一、(一・〇二であり、所得弾性値は一・一四、〇・八二、〇・四八、〇・七六である。後者のモデルについても前者とまったく同様な分析方法により計測されたが、その価格弾性値は(一〇・二九、(一〇・三三、(一〇・三二であり、所得弾性値は〇・四四、〇・五六、〇・三二である。また Judge が推定した価格弾性値は、連立方程式体系による制限情報最尤法(S.A.⑩)では(一〇・五八、誘導形式(S.A.③)では(一〇・二九、単一方程式接近法による最小自乗法では(一〇・五三、(一〇・五六である。それらの所得弾性値は〇・四四、〇・三三、〇・三二、〇・四一である。更に彼が Nordin, Wahby と共同で最小自乗法により推定した結果は、価格、所得弾性値について(一〇・五五、〇・四一である。Gerrita は一九三二～四一年と一九四六～五六年の時系列データを利用して最小自乗法と連立方程式体系によって推定された弾性値の比較を試みている。前者のモデルによる価格弾性値は(一〇・一一、(一〇・一〇⁽¹²⁾であり、所得弾性値は(一〇・〇八、〇・〇九⁽¹³⁾である。また後者のモデルによる価格、所

得弾性値は(一・九六⁽¹⁴⁾、(一〇・四〇および(一・三三、〇・〇四⁽¹⁵⁾である。

鶏卵の弾性値について特徴的なことは、その推定に利用されるデータによって弾性値は異なるが、概して最小自乗法による弾性値よりもむしろ連立方程式体系による弾性値が大きな値をとる傾向にあることが指摘される。

最後に牛乳については第四表に示されているが、A. S. Rojko, R. R. Wilson and R. G. Thompson 等⁽¹⁶⁾の計測例がある。Rojko は戦前、戦後の弾性値の比較を試みているが、連立方程式体系を利用した推定結果は、戦前の価格弾性値については(一〇・三五、(一〇・七七であり、所得弾性値については〇・一七、〇・二七(クリームを含む)である。戦後については(一〇・三二、(一〇・四五である。但しクリームを含まない牛乳のみの価格、所得弾性値の推定結果は(一〇・四五、〇・二四である。また最小自乗法による戦前の価格、所得弾性値はおおの(一〇・三三、(一〇・二七および〇・一〇、〇・一〇である。更に Wilson と Thompson が二段階最小自乗法により推定した価格、所得弾性値の推定値は(一〇・三二、〇・三四である。

以上に示されたアメリカの牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の弾性値について比較を試みるならば、価格弾性値についても所得弾性値についても豚肉、牛肉、鶏卵、牛乳の順に大きな値をとる傾

第4表 時系列分析による牛乳の需要関数（アメリカ）

分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
Rojko	S. A. ① 1924~41	-0.35	0.17	飲食乳とクリーム	J. F. E., Vol. 39, No. 2, 1957.
〃	〃 ②	-0.77	0.27	〃	〃
〃	L. S. ①	-0.22	0.10	〃	〃
〃	〃 ②	-0.27	0.10	〃	〃
〃	S. A. ① 1947~54	-0.32	0.27	〃	〃
〃	〃 ②	-0.45	0.24	飲乳のみ	〃
Wilson-Thompson	S. A. 1947~63	-0.31	0.34	T.S.L.S.	J. F. E., Vol. 49, No. 2, 1967.

注：記号，その他については第1表に同じ。

向があることが指摘される。

次にイギリスの畜産物の需要関数の計測結果は第五表に示されているが、牛肉、豚肉については J. Dixon, 鶏卵については R. J. Ball, J. R. Eaton and M. A. Henderson, 牛乳については T. W. Gardner and R. Walker⁽²¹⁾等の計測例がある。はじめに Dixon はイギリスの一九五五~六〇年の時系列データから、牛肉、豚肉の価格弾性値の推定値を求めたが、その推定値はおおのしき一・一九、一〇・六四である。また Ball, Eaton 及 Henderson が共同で推定した鶏卵の価格弾性値は（一〇・二九~一〇・四二）である。最後に Gardner 及 Walker が推定した牛乳の価格弾性値は（一〇・一一、一〇・一六〇、一

〇・一六五）である。

イギリスの弾性値の比較を試みるならば、価格弾性値は牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の順に大きな値をとり、アメリカの弾性値とは異なるパターンを示す。

カナダの畜産物の需要関数の計測結果は第六表に示されているが、牛肉については K. W. Meinken, A. S. Rojko and G. A. King, R. A. Holmes, S. N. Kulshreshtha and A. G. Wilson⁽²²⁾等の計測例がある。

Meinken, Rojko 及 King が共同で最小自乗法により推定したカナダの牛肉の価格、所得弾性値は、独立変数として価格、所得を導入した最も単純なモデル（L. S. ①）と、それらの独立

変数に更に時間(time)を変数として導入したモデル(L. S. ②)から推定された。前者のモデルの推定値はおおの(10・76・1・四四であり、後者のモデルでは(10・六二・0・八七である。また Holmes が牛肉と豚肉の代替関係を考慮した需要方程式から推定した牛肉の価格弾性値は(10・七七である。最後に Kulshreshtha と Wilson が共同で連立方程式体系による制限情報最尤法で推定した価格、所得弾性値はおおの(10・八0・1・0四である。

豚肉については W. Meinken, A. S. Rojko and G. A. King, A. Holmes 等の計測例がある。Meinken, Rojko と King が牛肉とまったく同様な推定方法で推定した価格、所得弾性値は前者のモデル(L. S. ②)では(1・二二・一・五六であり、後者のモデル(L. S. ②)では(1・0三・一・六九である。Holmes が牛肉と同様な方法により推定したが、その価格弾性値の推定値は(1・六九である。

以上を示されたカナダの牛肉、豚肉の弾性値の推定結果から、

第5表 時系列分析による畜産物の需要関数(イギリス)

牛 肉	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
Dixon	L. S.	1955~60	-1.19	—	含む仔牛肉	J. A. E., Vol. 16, No. 3, 1965.
豚 肉	L. S.	1955~60	-0.64	—		〃
Dixon	L. S.	1957~65	-0.29 ~-0.42	—		J. A. E., Vol. 18, No. 2, 1967.
鶏 卵	L. S.	1957~69	-0.160	—		J. A. E., Vol. 23, No. 2, 1972.
Ball-Eaton-Henderson	②	〃	-0.165	—		〃
牛 乳	③	〃	-0.111	—		〃
Gardner-Walker	③	〃	〃	〃		〃

注: 記号, その他については第1表に同じ。

第6表 時系列分析による畜産物の需要関数（カナダ）

牛 肉	分析 方法	分析 期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
Meiken-Rojko-King	L. S. ① ②	1928~53	-0.76 -0.62	1.44 0.87	独立変数として時間を導入	<i>J. F. E.</i> , Vol. 38, No. 3, 1956. <i>Ame. J. Agri. Econ.</i> , Vol. 50, No. 1, 1968.
Holmes	L. S. S. A.	1953~64 1949~69	-0.77 -0.80	— 1.04	L. I.	<i>Ame. J. Agri. Econ.</i> , Vol. 54, No. 1, 1972.
Kulshreshtha-Wilson						
豚 肉						
Meiken-Rojko-King	L. S. ① ②	1928~53	-1.12 -1.03	1.56 1.69	独立変数として時間を導入	<i>J. F. E.</i> , Vol. 38, No. 3, 1956. <i>Ame. J. Agri. Econ.</i> , Vol. 50, No. 1, 1968.
Holmes	L. S.	1953~64	-1.69	—		

注. 記号, その他については第1表に同じ.

その価格、所得弾性値はアメリカの推定と同じく、豚肉の推定値が牛肉よりも大きな値をとることが指摘される。

オランダの畜産物の需要関数の計測結果は第七表に示されているが、牛肉、豚肉、鶏卵について J. S. Cramer⁽¹²⁾の計測例がある。Cramer は最小自乗法により、独立変数として価格、所得を導入した最も単純なモデル (L. S. ①) とそれらの独立変数に価格と所得の積を変数として導入したモデル (L. S. ②) から価格、所得弾性値の推定を試みた。前者のモデルによる牛肉の価格、所得弾性値の推定値はおおのし 一・三四六、〇・一九

八であり、後者のモデルでは一・三三四、〇・一九九である。

彼は豚肉についても牛肉と同様な方法で推定値を求めたが、その価格、所得弾性値は前者のモデル (L. S. ①) では一・八六二、〇・二九七であり、後者のモデル (L. S. ②) では一・八五四、〇・二九七である。また鶏卵についても同様に前者のモデル (L. S. ①) では一〇・二二一、〇・二一八であり、後者のモデル (L. S. ②) では一〇・二一〇、〇・二二〇である。オランダの畜産物について弾性値の比較を試みるならば、そ

の価格、所得弾性値は豚肉、牛肉、鶏卵の順に大きな値をとり、アメリカ、カナダと同様な傾向にあることが指摘される。

スエーデンの畜産物の需要関数の計測結果は第八表に示されているが、牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳について H. Wald and L. Jureen の計測例がある。それらの価格弾性値の推定値は鶏卵を除いて 0.50 、 0.40 、 0.45 、 0.28 、 0.62 であり、所得弾性値の推定値は 0.30 、 0.33 、 0.6 あるいは 0.7 、 0.02 、 0.05 である。

スエーデンの弾性値について同一データにより比較を試みる

ならば、価格弾性値については牛肉、豚肉、牛乳の順に大きな値をとり、イギリスの弾性値と同様な傾向にあることが指摘される。

アルゼンチンの畜産物の需要関数の計測結果は第九表に示されているが、牛肉、豚肉、牛乳について A. de Janvry, J. Bieri and A. Núñez の計測例がある。彼らは一九六三年の家計調査データから所得弾性値を推定し、一九三八～六七年の時系列データから価格弾性値を推定した。その推定結果は牛肉、豚肉、牛乳の価格弾性値についておのおの 0.40 、 0.8 、 1.1 。

第7表 時系列分析による畜産物の需要関数（オランダ）

	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
牛 肉						
Cramer	L. S. ① ②	1921～39 +1948～62	-1.346 -1.334	0.198 0.199	価格と所得の値を 変数とした場合	International Econ. Review, Vol. 14, No. 2, 1973.
豚 肉	L. S. ① ②	1921～39 +1948～62	-1.862 -1.854	0.297 0.297		
鶏 卵	L. S. ① ②	1921～38 +1948～62	-0.121 -0.110	0.118 0.120		
Cramer						

注：記号、その他については第1表に同じ。

第8表 時系列分析による畜産物の需要関数 (ヌエーデン)

	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
牛 肉	Wald-Jurén	L. S.	1921~39	-0.50	0.30	<i>Demand Analysis</i> , 1953.
豚 肉	Wald-Jurén	L. S.	1921~39	-0.45	0.33	
鶏 卵	Wald-Jurén	L. S.	1921~39	...	0.60ある いは0.70	
牛 乳	Wald-Jurén	L. S.	1921~39	-0.28	-0.02	
				-0.62	0.05	
				-0.60	0.04	条件付回帰

注. 記号, その世については第1表に同じ.

八〇九、(一〇・二八七であり、所得弾性値は〇・一三二、〇・五二七、〇・一六九である。

アルゼンチンの弾性値では、価格弾性値についてはアメリカ、カナダ、オランダと同様な傾向を示すことが指摘されるが、しかし所得弾性値については若干異なるパターンを示す。

ニュージーランドの畜産物の需要関数の計測結果は第一〇表⁽²⁵⁾に示されているが、牛肉、豚肉について、R. H. Courtの計測例がある。彼が推定した牛肉の価格弾性値は(一〇・七八〇、(一

〇・八〇六であり、所得弾性値は(一〇・二三二、(一〇・一九四である。従ってニュージーランドではこれまでに紹介された国とは異なり牛肉の所得弾性値は負値であり、既に劣等財的な消費傾向にあることが指摘される。また豚肉については牛肉と同様に(一・二五一、(一〇・五五二および〇・九六八、一・二五一である。

ニュージーランドの牛肉、豚肉の弾性値についてもアメリカ、カナダ、オランダ、アルゼンチンと同様に豚肉の弾性値が牛肉

よりも大きな値をとる傾向にあることが明らかである。

最後に日本の畜産物の需要関数の計測は第二表に示されているが、牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳について唯是氏⁽⁹⁾の計測例がある。

る。唯是氏はデータとして総理府の家計調査年報の四半期別時系列データを利用し、最小自乗法によりわが国の全都市の畜産物の価格、所得弾性値の推定を試みた。彼が推定した牛肉、豚

第9表 時系列分析による畜産物の需要関数（フェルゼンソン）

牛 肉	分析 方法	分析 期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
Janvary-Bieri-Nunez	T.S.I.S.	1963および 1968～67	-0.408	0.131	価格弾性値は時系列データから 所得弾性値は家計データから	J.F.E., Vol.54, No.3, 1972.
豚 肉	〃	〃	-1.809	0.527	〃	〃
Janvary-Bieri-Nunez	〃	〃	-0.287	0.169	〃	〃
牛 乳	〃	〃	〃	〃	〃	〃
Janvary-Bieri-Nunez	〃	〃	〃	〃	〃	〃

注：記号，その他については第1表に同じ。

第10表 時系列分析による畜産物の需要関数（ニエーラランド）

牛 肉	分析 方法	分析 期間	価格弾性値	所得弾性値	備 考	資 料 出 所
Court	L.S. ①	1950～60	-0.780	-0.231	若干の制限を考慮した弾性値	<i>Econometrica</i> , Vol. 35, No. 3～4, 1967.
豚 肉	〃 ②	〃	-0.806	-0.194	〃	〃
Court	L.S. ①	1950～60	-1.251	0.968	若干の制限を考慮した弾性値	〃
〃	〃 ②	〃	-0.552	1.251	〃	〃

注：記号，その他については第1表に同じ。

第11表 時系列分析による畜産物の需要関数 (日本)

分析対象	分析方法	分析期間	価格弾性値	所得弾性値	備考	資料出所
牛肉	L. S.	1956~62	-0.24	0.29	全都市	『農業総合研究』第20巻第1号, 1963.
豚肉	L. S.	1956~62	-1.78	2.88	全都市	
鶏卵	L. S.	1956~62	-0.94	1.40	全都市	
牛乳	L. S.	1956~62	-1.20	1.96	全都市	

注: 記号, その他については1第表に同じ.

肉、鶏卵、牛乳の価格弾性値はおおの(10・114)・(1・78)・(10・94)・(1・120)であり、所得弾性値は0・29・2・88・1・40・1・96である。

日本の畜産物の弾性値について比較を試みるならば、価格、所得弾性値について豚肉、牛肉、鶏卵、牛肉の順に大きな値をとる傾向にあることを示し、これまでに紹介された国の弾性値の推定結果とは相違するパターンを示している。これはわが国の食糧摂取パターンが上記の西欧諸国とは構造的に相違していることから理解される。

注(一) なお

R. G. D. Allen and A. L. Bowley, *Family Ex-*

penditure, 1935.

L. Jureen, "Long-Term Trends in Food Consumption a Multi-Country Study", *Econometrica*, Vol. 24, No. 1, 1956.

H. S. Houthker, "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law", *Econometrica*, Vol. 25, No. 4, 1957.

T. Gamaletos, "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, Vol. 4, No. 1, 1973.

(2) *J. F. E.* は一九五二～七二年まで、*J. A. E.* は一九六四～七二年、*Econometrica* は一九五〇～七二年に掲載された論文にこころを考察した。

(3) H. Schultz, *The Theory and Measurement of Demand*, 1938.

K. A. Fox, "Factors Affecting Farm Income, Farm Prices, and Food Consumption", *Agric. Econ. Research*, Vol. 3, No. 3, 1951.

O. Wahby, "Econometric Analysis of the Demands for Pork, Beef, and Poultry (Abstract)", *Econometrica*, Vol. 20, No. 1, 1952.

W. G. Tomek, "Changes in Price Elasticities of Demand for Beef, Pork, and Broilers", *J. F. E.*, Vol. 47, No. 3, 1965.

W. G. Tomek and W. W. Cochran, "Long-run Demand : A Concept, and Elasticity Estimates for meats", *J. F. E.*, Vol. 44, No. 3, 1962.

L. Langemeier and R. G. Thompson, "Demand, Supply, and Price Relationships for the Beef Sector Post-World War II Period", *J. F. E.*, Vol. 49, No. 1, Part 1, 1967.

(4) Nerlove Distributed Lag Model 25
 $q_t = b_0 r + b_1 r_t + (1-r)q_{t-1} + b_2 r' y_t + b_3 r' P_t' + b_4 r' t$

《ノート》 世界の畜産物需要関数の計測

但し q_t : t 期の消費量

q_{t-1} : $t-1$ 期の消費量

P_t : t 期の価格

y_t : t 期の可処分所得

P_t' : t 期の代替財の価格

t : 時間

のようなモデルである。しかしたとえば条件付回帰分析を考慮して所得弾性値 (b_2) が先決的に決定されると仮定するならば、この Nerlove Model はモデルのミスマッチとなる。

$q_t - b_2 y_t^* = b_0 r + b_1 r_t P_t + (1-r)q_{t-1} + \dots$

(5) この所得弾性値は、5%の有意水準で統計的に0と相違してゐない、理論的に妥当にならう。

(6) この所得弾性値は、先決的に決定された仮定値である。

(7) この所得弾性値は、5%の有意水準で統計的に0と相違してゐない、理論的に妥当にならう。

(8) H. Schultz, *ibid.*

K. A. Fox, *ibid.*

O. Wahby, *ibid.*

G. W. Dean and E. O. Heady, "Changes in Supply Response and Elasticity for Hog", *J. F. E.*, Vol. 40, No. 4, 1958.

W. G. Tomek, *ibid.*

W. G. Tomek and W. W. Cochrane, *ibid.*

- (6) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (7) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (8) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (9) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (10) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (11) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (12) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (13) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (14) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (15) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、
- (16) A. S. Rojko, "Econometric Models for the Dairy Industry", *J. F. E.*, Vol. 39, No. 2, 1957.
- (17) R. R. Wilton and R. G. Thompson, "Demand, Supply and Price Relationships for the Dairy Sector, Post-World War II Period", *J. F. E.*, Vol. 49, No. 2, 1967.
- (18) W. J. Thomas, "The Demand for Food, 1972 年推定値", *The Demand for Food*, 1972 年推定値。
- (19) J. Dixon, "A Study in the Demand for Fatstock", *J. A. E.*, Vol. 16, No. 3, 1965.
- (20) R. J. Ball, J. R. Eaton and M. A. Henderson, "The Demand for Eggs in Shell in the United Kingdom", *J. A. E.*, Vol. 18, No. 2, 1967.
- (21) T. W. Gardner and R. Walker, "Interactions of

(1) M. R. Fisher, "A Sector Model—The Poultry Industry of the U. S. A.", *Econometrica*, Vol. 26, No. 1, 1958.

K. A. Fox, *ibid.*

G. G. Judge, *An Econometric Analysis of the Demand for Eggs*, Ph. D. Thesis, Iowa State College, 1952.

J. A. Nordin, G. G. Judge and O. Wahby, *Application of Econometric Procedures to the Demands for Agricultural Products*, Iowa State College, Agri. Exp. Sta. Research Bul. 410, 1954.

M. J. Gerra, "An Econometric Model of the Egg Industry", *J. F. E.*, Vol. 41, No. 2, 1959.

(2) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、

(3) この価格弾性値は、10%の有意水準で統計的に有意差があるが、価格指数と決済の差は、

Quantity, Price, and Policy: Milk and Dairy Products", *J. A. E.*, Vol. 23, No. 2, 1972.

- (9) K. W. Meinken, A. S. Rojko and G. A. King, "Measurement of Substitution in Demand from Time Series Data: A Synthesis of Three Approaches", *J. F. E.*, Vol. 38, No. 3, 1956.

R. A. Holmes, "Combining Cross-Section and Time-Series Information on Demand Relationships for Substitute Goods", *Ame. J. Agri. Econ.*, Vol. 50, No. 1, 1968.

S. N. Kulshreshtha and A. G. Wilson, "An Open Econometric Model of the Canadian Cattle Sector", *Ame. J. Agri. Econ.*, Vol. 54, No. 1, 1972.

- (10) K. W. Meinken, A. S. Rojko and G. A. King, *ibid.*

R. A. Holmes, *ibid.*

- (11) J. S. Cramer, "Interaction of Income and Price in Consumer Demand", *International Econ. Review*, Vol. 14, No. 2, 1973.

- (12) スウェーデンの動物性食品 (animal Food) の Törnqvist 需要関数計測例より L. Järén, "Long-Run Trends in Food Consumption: A Multi-

Country Study", *Econometrica*, Vol. 24, No. 1, 1956 以下。

- (13) H. Wald and L. Tureén, *Demand Analysis*, 1953.

- (14) A. de Janvry, J. Bieri and A. Nuñez, "Estimation of Demand Parameters under Consumer Budgeting: An Application to Argentina", *Ame. J. Agri. Econ.*, Vol. 54, No. 3, 1972.

- (15) R. H. Court, "Utility Maximization and the Demand for New Zealand", *Econometrica*, Vol. 35, No. 3~4, 1967.

- (16) 植民地経済『食料需要の趨勢効果』(『農業総合研究』第10巻第1号、一九六三年)。

(2) FAO・OECD推計

これらの計測例は各国の研究者により個別的に計測された推定値であるために、研究者により利用する時系列データの期間・分析方法等が異なり、厳密にはその比較は不可能であろう。また分析対象として八ヶ国の計測例を紹介したに過ぎず、世界的なレベルの比較も困難である。

この国際比較を可能ならしめる世界的レベルの計測例としてFAO・OECDの計測について考察しよう。FAOは畜産物

第12表 世界の畜産物の所得弾性値 (1)
(OECD 諸国について)

				牛肉(含子牛肉)	豚 肉	鶏 卵	飲 用 乳
カ	ナ	ダ		0.70	0.00	0.00	-0.20
ア	メ	リ	カ・	0.50	-0.20	-0.10	-0.50
ベル	ル	ギン	ブル	0.50	0.30	0.10	-0.10
フ	ク	セラ	ス	0.40	0.40	0.20	0.10
西	ド	イ	ツ	0.50	0.40	0.30	0.00
イ	タ	リ	ー	0.80	0.50	0.50	0.30
オ	ラ	ン	ダ	0.40	0.30	0.20	-0.20
オ	ー	スト	リア	0.30	0.20	0.30	-0.20
デ	ン	マ	ーク	0.40	0.00	0.30	-0.10
フ	イ	ン	ランド	0.60	0.50	0.70	-0.20
ア	イ	ル	ランド	0.30	0.30	-0.10	-0.10
ノ	ル	ウ	ー	0.20	0.30	0.30	0.00
ス	エ	ー	デ	0.20	0.00	0.10	-0.20
ス		イ	ス	0.50	0.40	0.10	-0.20
イ	ギ	リ	ス	0.20	0.00	0.00	-0.10
ギ	リ	シ	ャ	0.70	0.40	0.60	0.40
ポ	ル	ト	ガル	1.00	0.50	0.50	1.00
ス	ペ	イ	ン	0.80	0.60	0.60	0.50
ト		ル	コ	0.80	不明	0.70	0.90
ユ	ー	ゴス	ラヴィ	0.80	0.60	0.80	0.40
日			本	0.70	0.90	0.50	0.50
オ	ー	スト	ラリア	0.20	0.30	0.00	0.00
ニ	ュー	ジー	ランド	-0.10	0.00	0.00	-0.20

資料：FAO, *Agricultural Commodity Projections 1970~1980*, 1971.

ばかりでなく全食糧品の所得弾性値の推定値を求めているが、OECD 諸国、アジア諸国について抜粋した畜産物の所得弾性値は第一二表、第一三表に示されている。この所得弾性値は両対数、半対数、逆対数等の需要関数型から計測された推定値である。

これらの表から概して所得水準の低いアジア諸国では畜産物の所得弾性値は大きな値となる傾向にあり、牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳について殆どの国が一・〇(但し牛肉は〇・九七)以上の所得弾性値をとる。従って畜産物の需要は弾力的である。また所得弾性値は鶏卵、豚肉、飲用乳、牛肉の順に大きな値をとる傾向があり、後に指摘するOECD 諸国とは構造的にも相違したパターンを示している。

一方OECD 諸国の畜産物の所

第13表 世界の畜産物の所得弾性値 (2)
(アジア諸国について)

	牛 (含む子牛肉)	豚 肉	鶏 卵	飲 用 乳
ア ジ ア 諸 国	0.97	1.04	1.15	1.03
南 ア ジ ア	1.17	0.53	1.15	1.18
ス リ ラ ン カ	1.20	0.80	1.50	1.00
イ ン ド	1.20	0.80	1.00	0.80
ネ パ ー ル	1.20	1.00	1.50	1.30
パ キ ス タ ン	0.70	—	1.00	1.20
東 南 ア ジ ア	0.78	0.89	1.00	0.86
ビ ル マ	1.20	1.00	1.00	1.00
ク メ ー ル	1.20	—	1.20	1.60
台 湾	0.80	0.80	1.20	1.60
ホ ン コ ン	0.60	0.50	0.20	0.80
イ ン ド ネ シ ア	1.50	0.80	1.20	2.00
韓 国	1.00	1.20	1.20	1.60
ラ オ ス	1.00	0.90	1.20	1.60
マ レ ー シ ア	1.17	0.99	0.97	0.86
フ ィ リ ピ ン	1.20	1.10	1.00	1.50
シ ン ガ ポ ー ル	0.90	0.70	0.80	0.70
タ イ	1.00	1.00	1.00	1.50
南 ヴェトナム	1.20	1.20	1.20	1.60

資料：FAO, *Agricultural Commodity Projections 1970~1980*, 1971.

注：パキスタンにはバングラデッシュを含む。パキスタン、クメールの豚肉については不明。

得弾性値は、もちろんアジア諸国の畜産物の所得弾性値に比較して小さな値をとる。しかも飲用乳の所得弾性値は全体の約五〇%を占める二カ国では負の値をとり、OECD諸国では飲用乳は既に劣等財として消費されていることを示しているが、これは先のアジア諸国の所得弾性値とは対称的である。また所得弾性値は牛肉、豚肉、鶏卵、飲用乳の順に大きな値をとり、アジア諸国とは異なるパターンを示す。これは西欧諸国では蛋白質摂取パターンがアジア諸国とは異なり、そのウエイトが肉類に置かれているからであろう。

次にOECDが発表した『OECD諸国の農産物需給見通し』⁽³⁾によるOECD諸国の牛肉、豚肉、鶏卵、飲用乳の所得弾性値(総合弾性値)は第一四表に示されている。この推定結果によると、OECD諸国では一部の国を除いて畜産物の所得弾性値は豚肉、牛肉、

第14表 OECD 諸国の畜産物の所得弾性値(総合弾性値)

			牛 (含む子牛肉)	豚 肉	鶏 卵	飲 用 乳
カ	ナ	ダ	0.6	0.0	-0.4	-0.7
ア	メ	リ	0.4	-0.18	-0.3	-0.7
ベ	ル	ギ	0.3	0.7	—	-0.15
ル	タ	セ	0.2	0.6	-0.2	-0.15
フ	ラ	ン	0.3	0.5	—	-0.4
西	ド	イ	0.7	0.7	0.45	0.3
イ	タ	リ	0.25	0.55	0.1	-0.2
オ	ラ	ン	0.3	0.3	0.5	-0.2
オ	ー	ス	0.3	-0.1	0.45	-0.1
デ	ン	マ	0.6	0.3	0.9	-0.3
フ	ィ	ン	0.3	0.5	-0.2	0.0
ア	ィ	ル	0.0	0.35	0.3	-0.10
ノ	ル	ウ	0.0	0.1	0.0	-0.25
ス	ウ	エ	0.35	0.5	0.1	-0.6
ス	イ	ス	—	1.2 (0.6)	0.0	0.0
イ	ギ	リ	0.9	0.5	0.7	0.4
ギ	リ	シ	0.8	0.5	0.45	1.2
ボ	ル	ト	0.8	0.7	0.8	0.4
ス	ペ	イ	0.5	...	1.0	1.4
ト	ル	コ	0.7	0.6	0.7	0.4
ユ	ー	ゴ	0.9	1.5	0.8	1.4
日		本	-0.2	2.0	0.2	0.0
オ	ー	ス	-0.2	0.2	0.0	-0.2
ニ	ュ	ー				
ユ	ー	ジ				
ー		ラ				
ン		リ				
ド		ア				

資料: OECD, *Agricultural Projections for 1975 and 1985: Europe, North America, Japan, Oceania*, 1968.

注 1. 両対数, 半対数, 逆対数で計測.

2. — 印は弾性値の形式で表現不可能.

鶏卵、飲用乳の順に大きな大きな値をとる傾向にあることが指摘されるが、この傾向は先に示したFAOの推定結果とは相違している。しかしこの推定結果からも飲用乳の所得弾性値は負の値をとる国が多く見受けられ、やはり劣等財として消費されていることが明らかである。

最後に先のFAO推計とこのOECD推計の畜産物の所得弾性値から、その全体的傾向を把握するために、OECD諸国の国民所得と牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の相関係数を計測した。この計測結果は第一五表に示されているが、この計測結果からOECD諸国では畜産

第 15 表 所得弾性値と国民所得との相関係数

	FAO 推定	OECD 推定
牛 肉	-0.5278	-0.6094
豚 肉	-0.6897	-0.3164
鶏 卵	-0.4798	-0.6915
飲 用 乳	-0.7986	-0.7474

- 注 1. 国民所得：1970年，U. S. ドル換算 1 人当たり実質国民所得。
 2. FAO 推定は OECD 諸国（23 カ国）について計測。

物の所得弾性値と所得とは負の相関関係にある。すなわち OECD 諸国でも高所得国ほど、所得上昇に対する畜産物の消費増加率は小さくなる傾向にあることが指摘される。FAO 推計では飲用乳、豚肉、牛肉、鶏卵の順に負の相関係数は大きな値をとり、その傾向は強くなる。また OECD 推計では飲用乳、鶏卵、牛肉、豚肉の順に負の相関係数は大きな値をとり、その傾向は強くなる。従って FAO 推計では鶏卵、牛肉、OECD 推計では豚肉の相関係数は負の小さな値をとり、飲用乳に比較してその傾向は強くない。

計では豚肉の相関係数は負の小さな値をとり、飲用乳に比較してその傾向は強くない。

注(一) FAO, *Agricultural Commodity Projections 1970 ~ 1980*, Vol. II, 1971.

(二) OECD, *Agricultural Projections for 1975 and 1985: Europe, North*

America, Japan, Oceania, 1968.

(3) 農政調査委員会発行『のびゆく農業』二九一・二九二号の「OECD 諸国の農産物需給見通し」は②の解説である。

(4) 一九七〇年の U・S ドル換算 1 人当たり実質国民所得である。

四 計 測

(1) データ・分析方法

世界的なレベルの分析を試みる場合には、利用される各国のデータが共通のレベルで提供されることが望ましいが、FAO、OECD 等の計測についてさえもそれは不可能である。本稿はこのようなデータ上の制約のためその分析対象を OECD 加盟の主要諸国に限定せざるを得ない。このデータ制約の主な理由は、時系列価格データの入手が非常に困難なことによるが、この価格データ以外にも消費量についても先進国ですら困難を伴う。

本稿では一九五五～七〇年までの時系列データを利用したが、小売価格の時系列データについては主として『西独統計年報』の国際概観データを利用し、一部イギリス等については各国の統計年報により補足した。

消費量については主としてOECD発表の『食糧消費統計』⁽²⁾を利用したが、この統計データは一九六七年あるいは一九六八年までの消費量のみ利用可能であるため、それ以降の一九七〇年までの消費量はFAO発表の『Production Yearbook, Trade Yearbook』より一人当たり総供給量を推計し、指数化し、『食糧消費統計』の一人当たり消費量にリンクさせた。

所得は主としてOECD発表の『National Accounts of OECD Countries』に掲載されているU・Sドル換算一人当たり所得額を利用したが、不足データはU・N・S『Statistical Yearbook』により補足した。この所得および小売価格はデフレーター⁽⁴⁾によりU・N・S『Statistical Yearbook, Monthly Bulletin of Statistics』から各国の一般消費者物価指数を採用し、その価格指数によりデフレートされた。

以上のデータにより各国の畜産物の需要関数の計測を試みるのであるが、K. A. Foxは先に述べたように需要分析を試みる場合、最小自乗法による単一方程式接近法と連立方程式体系接近法のいずれを利用すべきかについて五つの問題点を指摘した。そして更に畜産物について両方程式によりパラメーターを推定し、食用畜産物については単一方程式によるパラメーターの推定値が理論的に妥当な範囲内にあることを論証している。

家計データが時系列として利用可能であるならば、パラメー

ターの推定値は統計的に厳密に把握するために共分散分析法によって推定されることが望ましいが、しかしこれも不可能であるため本稿では最も単純な最小自乗法による単一方程式接近法を利用して、以下に示されている需要方程式により推定した。すなわち一般式は

$$q = b_0 (I/P_e)^{b_1} (P_{r1}/P_e)^{b_2} q_{-1}^{b_3} \prod_{n=1}^n (P_{rn}/P_e)^{b_n} U$$

但し q : 一人当たり消費量

P_{r1} : 当該財の小売価格

P_{rn} : ($n=2, \dots, N$) 当該財と代替、補完関係にある財

の小売価格

P_e : 一般消費者価格

I : 一人当たり所得

q_{-1} : 1 期前の一人当たり消費量⁽⁵⁾

U : 残差項

以上の需要方程式により各財の需要関数は計測される。すなわちこの需要方程式においてパラメーター b_1 の推定値は所得弾性値、 b_2 の推定値は当該財の価格弾性値、 b_3 の推定値はストック効果、習慣形成等を表わす調整係数を意味する。また b_n ($n=2, \dots, N$)の推定値は各財間の代替、補完関係を意味する交叉弾性値である。財を分類すると独立財、補完財、代替財(競争財)

に分類されるが、実際的には需要方程式において推定されるパラメーター $b_n (n=1, 2, \dots, N)$ の推定値が 0 であれば独立財、正の推定値をとれば代替財、負の値をとれば補完財である。

本稿は先に示した需要方程式により各国の牛肉、豚肉、鶏卵、牛乳の四種類の畜産物の需要関数を計測し、代替、補完関係を含めてパラメーターの推定値を実証的に把握しようとするものである。唯是氏は、わが国における畜産物の需要関数を計測し、牛肉と豚肉の代替関係について研究しているが、その実証的研究によると絶対価格を採用した方が高い相関係数を与えると指摘している。更に価格の係数の標準偏差も絶対価格を採用した方が僅かに良い。しかしその反面消費支出の係数の標準偏差は悪い値をとると指摘している。このように絶対価格にも相対価格にもおのおの長所短所があり、一方の価格が絶対的なものとはいえない。そのため本稿では一般的な相対価格を採用してパラメーターの推定を試みる。

注(1) Bundesrepublik Deutschland, Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch* に掲載された Internationale Übersichten の小売価格を利用した。

(2) OECD, *Food Consumption Statistics 1954~86*, 1968, *Food Consumption Statistics 1980~88*, 1970.

(3) 総供給量 ÷ 生産量 ÷ 在庫変動 ÷ 輸入 (出) 量

《ノート》 世界の畜産物需要関数の計測

総消費量 ÷ 飼料用 ÷ 種子用 ÷ 工業用 ÷ 毀損 ÷ 統計誤差 ÷ 食肉

この計測ではデータとして在庫変動のデータが各国について入手不可能なため、在庫変動を無視して、総供給量を生産量と輸出 (入) 量から間接的に推計した。

(4) K. A. Fox, *ibid.*

(5) 時系列分析に使用される経済データは、一般的にはランダム・サムプルであると言えず、そのデータは時系列相関を持つ場合が多い。従ってたとえば t 期の消費量は $t-1$ 期の消費量に影響をうける。そのため需要関数の関数型を想定する場合、タイム・ラグをもつて他の変数に影響を与える遅れをもった変数 (lagged variables) は、独立変数として別に導入されなければならない。この導入には厳しい統計的仮定があるが、遅れを持った変数を需要関数に導入することにより、 $t-1$ 期の消費量が、 t 期の消費量に与える影響を知ることが可能となる。すなわちその財のストック効果あるいは消費者の習慣形成をも知ることができる。

(6) 唯是康彦「畜産物需要における代替関係」『農業総合研究』第一六巻第二号、一九六二年。

(2) 推定結果

この計測に使用された需要方程式のモデルは、次のとおりで

ある。

すなわち

$$\text{Model I : } q_{-1}^{b_3} = \text{const.}, \Pi(P_{rn}/P_c)^b_n = \text{const.},$$

$$q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2}$$

$$\text{Model II : } \prod_{n=4}^6 (P_{rn}/P_c)^{b_n} = \text{const.},$$

$$q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2}q_{-1}^{b_3}$$

$$\text{Model III : } q_{-1}^{b_3} = \text{const.}, P_x = \text{const.}, P_M = \text{const.},$$

$$q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2}(P_{rn}/P_c)^{b_3}$$

$$\text{Model IV : } P_x = \text{const.}, P_M = \text{const.},$$

$$q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2}q_{-1}^{b_3} - 1(P_{rn}/P_c)^{b_1}$$

$$\text{Model V : } q_{-1}^{b_3} = \text{const.},$$

$$q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2} \prod_{n=4}^6 (P_{rn}/P_c)^{b_n}$$

$$\text{Model VI : } q = b_0(I/P_c)^{b_1}(P_{rn}/P_c)^{b_2}q_{-1}^{b_3} \prod_{n=4}^6 (P_{rn}/P_c)^{b_n}$$

但し以上の Model において、 P_x は鶏卵の小売価格、 P_M は牛乳の小売価格を意味する。その他については先に示したとおりである。

Model I は独立変数として所得と価格を採用した最も単純

な需要方程式であり、この Model から所得弾性値、価格弾性値が推定された。

Model II は Model I の独立変数に更にストック効果、習慣形成等を意味する遅れを持つ変数 (lagged variable) として一前期の消費量を導入した需要方程式であり、弾性値以外に調整係数が推定された。

Model III は鶏卵、牛乳の価格を一定として、独立変数として所得、牛肉の価格、豚肉の価格を採用した需要方程式であり、従ってこの方程式からは牛肉と豚肉の代替関係の分析をし、所得、価格、交叉弾性値の推定を試みた。

Model IV は Model III に Model II の同様に lagged variable として一前期の消費量を導入した需要方程式であり、牛肉、豚肉の代替関係を考慮した場合の調整係数も推定された。

Model V は独立変数として所得、当該財の価格、他のすべての財の価格 (この計測では、たとえば従属変数として牛肉を採用した需要方程式では豚肉、鶏卵、牛乳の価格) を導入した需要方程式であり、この Model では当該財の所得、価格弾性値に加えて他の財との代替、補完関係の同時的な推定を試みた。

Model VI はこれまでの Model I ~ Model V で採用されたすべての変数を独立変数として採用した需要方程式であり、牛肉、豚肉、鶏卵および牛乳について所得、価格、交叉弾性値

はじめ調整係数の推定がなされた。

以上のことから牛肉、豚肉については Model I ~ Model VI のすべての需要方程式が推定され、鶏卵、牛乳については Model I, II, V, VI の需要方程式から推定された。また、この計測の分析対象国としては OECD 加盟のオーストリア、ベルギー・ルクセンブルグ、デンマーク、フィンランド、フランス、西ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、オランダ、ノルウェー、スエーデン、スイス、イギリス、ユーゴスラヴィア、カナダ、アメリカ、日本の一八カ国を採用したが、ギリシャについて牛肉以外の時系列小売価格指数が入手困難なため、牛肉の Model I, V 以外の需要方程式は省略された。またベルギー・ルクセンブルグは二カ国であるが、この計測では、FAO、OECD 等と同様に一カ国として採用した。結果として一七カ国についてのおのおの二〇本、ギリシャについて二本の需要方程式の計測を試みたため、合計で三四二本の需要方程式の計測を試みた。

この計測の推定結果は第一六一九表に示されている。これらの推定結果は、パラメーターの推定値が理論的に妥当であるといえるものが相対的に多い需要関数のモデルを表にしたものである。

はじめに牛肉については Model VI の需要方程式を採用した

がそれは第一六表に示されている。この表から牛肉の所得弾性値は、統計的有意性を考慮しないならば、スエーデンの〇・〇〇一七とイタリアの一・三八一四までの値をとる。またこの所得弾性値を FAO、OECD 推計と比較をするならば両推計よりも正の大きな値をとる傾向が見られる。価格弾性値はその符号が理論的に妥当なものとして、日本の(一)〇・一一八九とフィンランドの(一)一・三三六三までの値をとるが、日本、アメリカについては先の研究者の推定結果よりも小さな値をとる。代替、補完関係について考察するならば、一般的には牛肉と豚肉は代替関係にあるといわれている⁽¹⁾。また食糧の摂取パターンから判断して西欧諸国では牛肉と鶏卵、牛肉と牛乳は補完関係にあると理解される。しかしわが国の場合には蛋白質摂取パターンが西欧諸国とは異なり、牛肉と鶏卵、牛肉と牛乳が強い補完関係にあるとは考えられない。そのため交叉弾性値の判断は西欧諸国と同じレベルで考慮はできない。またこの表から判断すると、後に指摘する多重共線性によりパラメーターの推定値は統計的に不安定なものが多く、現実の代替、補完関係を意味するものと考えられる推定結果は僅かであった。

牛肉と豚肉の代替関係は、はっきりと推定できず、アイルランドが〇・六九七五でもっとも大きな値をとるが、その他の国については各国の研究者によって推定されたようなパラメータ

第16表 時系列分析による牛肉の需要関数 (Model VI)

	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	R	$D.W.$
オーストリア	-0.2491	0.7499	-0.5939	0.0319	* 0.0247	* 0.3093	-0.1286	0.9308	2.0658
ベルギー	1.1322	0.6146	-0.4522	0.1815	* 0.1890	-1.2183	-0.0386	0.9299	1.9375
ルクセンブルグ	-1.1012	1.1071	-0.3474	0.1452	* 0.1041	-0.5104	-0.0485	0.9283	1.8020
フランス	-0.7301	0.4318	-0.3693	0.3698	-1.2881	-0.0754	-0.0754	0.8955	1.8735
ドイツ	-0.0527	0.2529	* 0.2483	* -0.1509	-0.0429	* 0.5660	-0.0069	0.9481	2.1103
スペイン	-0.4396	0.4814	-0.2193	0.1538	* 0.1040	-0.0099	0.1344	0.9599	1.6966
イタリア	-1.7478	0.4901	-0.3426	0.6975	-0.0267	-0.0055	0.8422	0.7711	1.7600
イギリス	-2.2051	1.3814	* 0.2037	0.0204	-0.6641	-0.5436	-0.3424	0.9696	1.9617
オランダ	2.8060	0.5724	* 0.0271	* -1.1608	-0.2182	* 0.0218	-0.0531	0.8488	2.1661
ノルウェー	-1.0446	0.4452	* 0.6313	* -0.1394	* 0.2632	-0.3266	0.2040	0.5244	2.4868
スウェーデン	0.5802	0.0017	* 0.0218	0.2711	-0.1415	* 0.1153	0.2577	0.8737	2.1144
スイス	4.3208	* -0.6391	* 0.7824	* -1.2082	-0.6457	-0.5459	0.1429	0.8596	2.3683
イギリス	4.4653	* -0.5492	* 0.7050	0.0736	-0.0207	-0.2259	0.4031	0.7588	1.8433
ユーゴスラヴィア	0.5117	* -0.1352	-0.0419	0.2864	-0.8661	* 0.1306	0.4413	0.7222	2.7438
カナダ	-0.4641	0.2367	* 0.0260	-0.4012	-0.1704	* 0.7813	0.6240	0.7165	2.1912
アメリカ	-1.1545	0.8245	-0.3592	* -0.1120	* 0.0124	* 0.3160	0.1454	0.9898	1.8013
日本	-1.4441	0.1243	-0.1189	0.2392	-0.2819	0.7331	0.2769	0.6344	2.0333

資料：本文参照。

注1. 推計式 $Q_{it} = b_0 + (1/P_{it})^{b_1} \cdot (P_M/P_{it})^{b_2} \cdot (P_B/P_{it})^{b_3} \cdot (P_M/P_{it})^{b_4} \cdot Q_{it}^{b_5} \cdot Q_{it}^{b_6}$ 但し $\begin{cases} Q_{it}^0: \text{牛肉1人当たり消費量} \\ P_{it}: \text{所得} \\ P_{it}^0: \text{一般消費者価格} \end{cases}$ P_B : 豚肉小売価格 P_M : 鶏卵小売価格 Q_{it-1} : 1期前牛肉1人当たり消費量 R^2 : 自由度修正多重相関係数。 $D.W.$: はダービン・ワトソン比。3. $D.W.$ は理論的符号に一致しないもの。

第17表 時系列分析による豚肉の需要関数 (Model I)

	b_0	b_1	b_2	R	$D.W.$
オーストリア	1.2703	0.4367	-0.6919	0.7876	1.4880
ベルギー	2.0519	0.4419	-1.1297	0.4942	1.2471
ルクセンブルグ	3.1572	-0.1689	-1.0688	0.6243	0.8894
フィンランド	2.2194	0.7934	-1.3342	0.2423	0.6141
フランス	-0.1484	0.5387	-0.3067	0.6846	0.6900
西ドイツ	0.0669	0.5335	-0.3153	0.9679	2.3047
アイerland	-0.6466	0.6529	* 0.0877	0.7549	1.2374
イタリア	-0.7259	0.6940	-0.1464	0.8699	1.1681
オランダ	0.4801	0.3432	-0.0574	0.6857	1.7089
ノルウェー	0.0066	0.3300	* 0.1356	0.7389	0.8506
スウェーデン	1.2370	0.0693	-0.0671	0.2444	2.0966
スイス	-0.9948	0.7112	* 0.0806	0.9754	1.3975
イギリス	-0.1650	0.7769	-0.4992	0.7431	0.6840
ユーゴスラヴィア	0.0957	* -0.0646	* 0.4131	0.3096	1.6381
カナダ	0.1019	-0.2825	-4.1548	0.0564	1.3667
アメリカ	3.1532	0.0442	-0.9575	0.5359	0.9065
日本	-0.0799	1.4092	1.2639	0.9591	0.6360

資料：本文参照。

注 1. 推計式 $Q_P = b_0'(I/PC)^{b_1}(P_P/PC)^{b_2}$ 但し Q_P ：豚肉 1 人当たり消費量。

2. その他の記号は前表に同じ。

1の推定値を求めることができなかった。
牛肉と鶏卵については、フィンランド、イタリア、スイス、ユーゴスラヴィア等の諸国ではかなり強い補完関係にあることが指摘される。
わが国の牛肉と鶏卵の関係は、この推定結果からすると補完関係にあるといえるが、上記の西欧諸国に比較して強い補完関係にあるといえない。

最後に牛肉と牛乳については、ベルギー・ルクセンブルグでは強い補完関係にあるが、その他の国についてはこのように強い補完関係は推定されない。わが国の交叉弾性値は、〇・七三三一で正の値をとる。先にも指摘したように牛肉と鶏卵、牛肉と牛乳には強い補完関係があるとは考えられないが、このパラメーターの推定値のように強い代替関係にあるとも断定できない(わが国の鶏卵、牛乳の弾性値の符号には*印を保留した)。

豚肉については Model I の需要方程式を採用したが、その推定結果は第一七表に示されている。この表から豚肉の所得弾性値は、統計的

第18表 時系列分析による鶏卵の需要関数 (Model II)

	b_0	b_1	b_2	b_3	$\bar{R}$	D.W.
オーストラリア	-0.1414	0.4779	-0.2795	0.0811	0.9111	0.9979
ベルギー	0.2505	-0.2851	-0.3883	-0.0250	0.0985	1.7276
デンマーク	-0.7349	0.6354	-0.4234	0.0754	0.8026	1.8252
フィンランド	0.3634	0.3443	-1.0011	-0.0245	0.6562	1.9617
フランス	0.7142	0.1412	-0.2816	0.0079	0.6547	1.2729
西ドイツ	0.3346	0.2530	-0.2355	-0.0620	0.9154	1.7348
アイランド	1.3574	-0.1757	* 0.4720	0.0234	0.9017	1.9781
イタリア	-0.4350	0.4040	* 0.2629	0.0254	0.7941	1.1463
オランダ	7.9255	-1.9545	-3.3214	-0.2824	0.2166	2.1969
ノルウェー	-0.1729	0.4639	-0.4082	0.0053	0.8658	1.2660
スウェーデン	1.1543	-0.0730	* 0.1854	0.0203	0.4861	0.7775
スイス	1.4307	-0.0941	-0.2470	-0.0018	0.4411	2.0135
イギリス	0.3475	0.2610	-0.1099	0.0230	0.7505	0.9824
ユーゴスラヴィア	0.9961	-0.2523	-0.1115	0.5211	0.8003	1.6501
カナダ	1.1312	-0.0422	* 0.2565	0.0016	0.2704	1.0197
アメリカ	1.8847	0.2072	* 0.1825	-0.0113	0.6531	1.6239
日本	-2.1965	1.1450	-0.4239	-0.0693	0.9884	0.9700

資料：本文参照。

注 1. 推計式 $Q_E = b_0'(I/P_C)^{b_1} \cdot (P_E/P_C)^{b_2} Q^{b_3}_{E-1}$ 但し Q_E ：鶏卵1人当たり消費量， Q_{E-1} ：1期前鶏卵1人当たり消費量。

2. その他の記号は前表に同じ。

有意性を考慮しないならば、アメリカの○・○四四二～日本の一・四〇九二までの値をとる。また牛肉と同様に先のFAO、OECD推計と比較をするならば、概してこの推定結果はFAO推計よりも大きな値をとり、OECD推計よりも小さな値をとる傾向がある。価格弾性値は、オランダの(一〇・〇五七四)カナダの(一四・一五四八)までの値をとるが、この推定値は理論的に妥当しないであろう。オランダ、アメリカ、日本については先の研究者の計測例と比較するならば、この推定結果はアメリカでは大きな値をとるが、オランダ、日本では小さな値をとるものと指摘される。

鶏卵についてはModel IIの需要方程式を採用したが、それは第一八表に示されている。所得弾性値についてはこの推定結果によると先のFAO、OECD推計よりも負値をとる国が多く、日本、デンマーク等の一部の国を除いて劣等財的消費傾向が指摘される。価格弾性値は、イギリスの(一〇・一〇九九)フィンランドの(一・〇〇一一)までの値をとるが、わが国につい

第19表 時系列分析による牛乳の需要関数 (Modle II)

	b_0	b_1	b_2	b_3	R	$D.W.$
オーストラリア	2.9593	-0.2274	-0.2106	-0.0005	0.9638	1.4527
ベルギー	3.5666	-0.5106	-0.0130	0.0022	0.7990	1.1599
デンマーク	2.8551	-0.4531	* 0.6800	0.0217	0.3314	1.1072
フィンランド	2.0950	0.0591	* 0.2014	0.0111	0.1924	0.6273
フランス	0.7549	0.1643	* 0.7367	0.0425	0.5702	1.3171
西ドイツ	3.3527	-0.4538	* 0.0667	-0.0098	0.9714	1.3798
アイランド	1.8064	0.1733	* 0.0116	0.0026	0.8878	1.6092
イタリア	1.2530	0.1882	-0.0327	0.0112	0.6454	0.8316
オランダ	2.6761	-0.1892	* 0.7988	-0.2492	0.3250	2.9308
ノルウェー	2.1935	0.0482	-0.1094	-0.0021	0.1084	2.0030
スウェーデン	4.4502	-0.7008	* 0.0243	-0.0078	0.9278	1.1447
スイス	5.0335	-0.7977	-0.2369	-0.0025	0.9786	1.5317
イギリス	1.5374	0.1166	* 0.2220	-0.0061	0.7511	1.5238
ユーゴスラヴィア	1.7696	0.0233	-0.0384	0.0359	0.1272	0.8601
カナダ	3.6041	-0.5004	* 0.2353	-0.0191	0.3872	0.5648
アメリカ	4.5677	-0.6122	-0.2353	-0.0047	0.8903	0.7849
日本	1.0168	0.4951	-1.0063	0.0669	0.6843	1.0949

資料：本文参照。

注 1. 推計式 $Q_M = b_0'(I/P_C)^{b_1}(P_M/P_C)Q_{M-1}$ 但し Q_M ：牛乳1人当たり消費量， Q_{M-1} ：1期前牛乳1人当たり消費量。

2. その他の記号は前表に同じ。

ては先の唯是氏の推定結果よりかなり小さな値をとる。

最後に牛乳については Model II の需要方程式を採用したが、それは第一九表に示されている。所得弾性値は先の F A O、O E C D 推計からも負値をとり劣等財的消費傾向にあることが指摘されたが、この推定結果から同様理解することができる。また価格弾性値は、ベルギー・ルクセンブルグの(-0.0130)日本の(-1.0063)までの値をとるが、この推定結果は他の畜産物に比較して、パラメーターの符号に正値をとる国が多く、理論的には妥当とはいえない推定値が多く見られた。

以上に示された畜産物の所得弾性値の相対的大きさについて比較を試みるならば、豚肉、牛肉、鶏卵、牛乳の順に大きな値をとる傾向がある。これは先に示した O E C D 推計と同様な傾向を示している。また価格弾性値についても一部の国を除けば同様な傾向が見られる。

これまでの分析は、パラメーターの推定値の統計的な有意性について考慮されなかったが、

統計的に安定した妥当な推定値を得るためには統計的な有意性の検定が必要である。この計測ではパラメーターの推定値の検定として検定を行なった。この計測では需要方程式として採用された Model 分析期間として一九五五～七〇年の一六年度の観測値から判断して、その自由度は Model I につづいては Model II, III につづいては Model IV は Model V は Model VI は Model VII は九である。従つて検定では信頼度を九五%とすれば、すなわち五%有意水準でも検定により推論を試みるならば、自由度二三に対応する $t_{0.05}$ の値は $t_{0.05} = 2.1604$ であり、以下自由度二一… $t_{0.05} = 2.1786$, 自由度二〇… $t_{0.05} = 2.2010$, 自由度一九… $t_{0.05} = 2.2281$, 自由度一八… $t_{0.05} = 2.2622$ の値を用ゐる。

推定されたパラメーターの推定値の絶対値がこの値よりも大きな値をとるならば、たとえば推定されたパラメーターが 0 であるという帰無仮説は棄却され、この推定値は統計的に有意に 0 から相違していると検定される。

このような統計的処理により、計測された需要関数からすべてのパラメーター（調整係数を除く）が統計的に有意であると認められる需要関数を求めたが、それは第二〇表に示されている。この表から牛肉についてはアイルランド、アメリカ、豚肉についてはオーストリア、フィンランド、西ドイツ、日本、鶏

卵についてはデンマーク、フィンランド、イギリス、牛乳についてはオーストリアの需要関数のパラメーターの推定値が統計的に有意であり、理論的に妥当なものであるといえる。

はじめに牛肉の需要関数について考察しよう。アイルランドの所得弾性値は 0.3112、0.4757 であり、アメリカの所得弾性値は 0.9737 である。アメリカの所得弾性値がアイルランドより大きな値をとることは、先の FAO、OECD 推計からも指摘される。それは付表第一～三表から明らかなように、アメリカでは肉類総消費量に占める牛肉の消費割合が大きくかつ増加傾向にあることによると理解される。一方アイルランドの肉類消費パターンはアメリカの消費傾向と対称的である。更に消費量（一九六六～七〇年）はアメリカの四五・六%であるにもかかわらず消費量増加率はアメリカより小さい。結果として価格弾性値の推定結果にもその影響が大きく指摘される。

豚肉の需要関数については、オーストリアの所得弾性値は 0.4367、フィンランドの所得弾性値は 0.7934、西ドイツの所得弾性値は 0.5351、0.6157、日本の所得弾性値は 0.9960、1.4092 である。牛肉と同様に付表第一～三表から明らかなように、オーストリア、西ドイツでは肉類総消費量の約五〇%を豚肉が占めているが、その消費割合

第20表 時系列分析による畜産物の需要関数

品名	国名	モデル	需 要 関 数	D.W.	R
牛肉	アメリカ	(II)	$Q_B = 0.1258 + 0.3112(I/P_C) - 0.3106(P_B/P_C) + 0.6021Q_{B-1}$ (0.1229) (0.1307) (0.1975)	1.2137	0.5619
	アメリカ	(IV)	$Q_B = -1.8845 + 0.4757(I/P_C) - 0.3136(P_B/P_C) + 0.7423(P_P/P_C) + 0.8675Q_{B-1}$ (0.1248) (0.1108) (0.3104) (0.2008)	1.6630	0.8080
	アメリカ	(I)	$Q_B = -0.8811 + 0.9737(I/P_C) - 0.5386(P_B/P_C)$ (0.0491) (0.1653)	1.4934	0.9750
豚肉	オーストリア	(I)	$Q_P = 1.2703 + 0.4367(I/P_C) - 0.6919(P_P/P_C)$ (0.0615) (0.2272)	1.4880	0.7876
	アメリカ	(I)	$Q_P = 2.2194 + 0.7934(I/P_C) - 1.3342(P_P/P_C)$ (0.3224) (0.5891)	0.6141	0.2423
	アメリカ	(I)	$Q_P = 0.0669 + 0.5335(I/P_C) - 0.3153(P_P/P_C)$ (0.0276) (0.0893)	2.3047	0.9679
	ドイツ	(II)	$Q_P = 0.0604 + 0.6157(I/P_C) - 0.3486(P_P/P_C) - 0.1527Q_{P-1}$ (0.1392) (0.1069) (0.2532)	2.0666	0.9662
	日本	(I)	$Q_P = -0.0799 + 1.4092(I/P_C) - 1.2639(P_P/P_C)$ (0.0750) (0.3604)	0.6360	0.9591
	日本	(II)	$Q_P = 0.5780 + 0.9960(I/P_C) - 1.1125(P_P/P_C) + 0.2851Q_{P-1}$ (0.2650) (0.3525) (0.1761)	1.0305	0.9637
鶏卵	アメリカ	(I)	$Q_M = -1.000 + 0.7891(I/P_C) - 0.6096(P_M/P_C)$ (0.1100) (0.2093)	1.8917	0.7834
	アメリカ	(I)	$Q_M = 0.2084 + 0.3717(I/P_C) - 0.9037(P_M/P_C)$ (0.1295) (0.1864)	1.9438	0.6694
	アメリカ	(II)	$Q_M = 0.3634 + 0.3443(I/P_C) - 1.0011(P_M/P_C) - 0.0245Q_{M-1}$ (0.1376) (0.2345) (0.3448)	1.9617	0.6562
	イギリス	(I)	$Q_M = 0.2350 + 0.3079(I/P_C) - 0.1332(P_M/P_C)$ (0.1372) (0.0542)	0.7611	0.7230
牛乳	オーストリア	(I)	$Q_M = 2.9636 - 0.2295(I/P_C) - 0.2034(P_M/P_C)$ (0.0228) (0.0369)	1.4817	0.9664
	オーストリア	(II)	$Q_M = 2.9593 - 0.2274(I/P_C) - 0.2106(P_M/P_C) - 0.0005Q_{M-1}$ (0.0280) (0.0416) (0.0033)	1.4527	0.9638

資料：本文参照。

注 1. この関数は対数値である。 2. () 内は標準偏差。 3. その他の記号は前表に同じ。

は減少傾向を示している。一方フィンランドの消費割合は一九六一～六五年から一九六六～七〇年に僅かながら増加傾向を示している。またフィンランドの豚肉の消費量（一九六六～七〇年）は、オーストリア、西ドイツの四九・五～五〇・八%であり、消費量増加率も大きい。わが国についてはフィンランドよりもその消費割合は小さいが、その消費量増加率はフィンランド以上に大きい。このような理由により所得弾性値の相対的大きさは説明されるであろう。これは価格弾性値にも妥当するであろう。

鶏卵の需要関数については、付表第四表からも牛肉、豚肉のような特徴的な傾向を説明することは不可能である。

最後に牛乳の需要関数については、オーストリアの所得弾性値は $(-0.2274) (-0.2295)$ の負値をとり、劣等財的消費傾向にあることが示される。これは付表第六表からも指摘されるようにオーストリアの牛乳の年平均消費量が、一九五六～六〇年から一九六六～七〇年に約五〇%減少していることから明らかである。

だがこの検定によって検定されたパラメーターの推定結果を信頼して良いかどうかについては、その前提条件としてこの需要関数の従属変数の理論値と実際値の残差に系列相関が存在するかどうか検定しなければならない。この検定はダービン・

ワトソン比、ノイマン比によって推論される。もし残差項が系列相関をもつ場合には、パラメーターの推定値の不偏性は満足されるが、分散が最小であるという条件は満足されない。そのため計測されたパラメーターの推定値はあまり信頼できない。一般的には残差項に系列相関が存在するのは、Nadeの仮定が不適当である場合、残差項が時間的に独立でなくその系列が周期的であることによる。概して時系列データはランダムなサンプルではなく系列をもつ場合が多いため、その残差項の系列が系列相関をもつことが多い。もし残差項が独立でなく、系列相関が存在すると検定された場合には、採用されたたとえば線型回帰モデルを非線型回帰モデルに変えたり、変数を別の基準によって選択することが必要である。また階差モデルによる系列相関除去も効果的な方法である。

実際的にはダービン・ワトソン比は以下の不等式により検定される。すなわち関数が独立変数を二個もつ場合（たとえば、Model I）には、 $D.W. \geq 0.8$ ならば正の系列相関があり、 $D.W. \geq 0.12$ ならば負の系列相関がある。また $1.40 \leq D.W. \leq 2.80$ ならば正、負の系列相関がなく、 $0.86 \leq D.W. \leq 1.40$ 、 $2.80 \leq D.W. \leq 3.14$ ならば判定不能である。更に独立変数を三個もつ場合（Model II, III）、四個もつ場合（Model IV）にも同様な検定式により検定することができる。

したがって牛肉の需要関数については、アイルランドの需要関数が Model II, IV により計測される場合には、その従属変数の理論値と実際値から生じる残差項についてダービン・ワトソン比の検定結果は判定不能である。アメリカの需要関数は Model I から計測される場合には、その残差項には正、負の系列相関が存在しない。同様に豚肉については、オーストリア、西ドイツの需要関数の残差項には正、負の系列相関がなく、フィンランド、日本 (Model I) の需要関数の残差項には正の系列相関がある。日本の Model II の需要関数の残差項は判定不能である。

鶏卵については、デンマーク、フィンランドの需要関数の残差項には正、負の系列相関がなく、イギリスの需要関数の残差項には正の系列相関が存在する。

牛乳については、オーストリアの Model I の需要関数の残差項には正、負の系列相関がなく、Model II の需要関数の残差項は判定不能である。

また統計的に妥当であると認められる需要関数として代替、補完係数を考慮した Model が一本しか採用されなかったが、それは多重共線性 (multicollinearity) によりパラメーターの推定値が統計的に不安定となったためである。

一般に経済現象においては、所得、価格その他の変数は多か

れ少なかれ相互関係にある場合が多く、特に独立変数として導入される変数に強い相関関係が存在することが見受けられる。この場合パラメーターの推定値の標準偏差が大きき値をとり、統計的に安定した推定値の計測が困難になる。また推定値の符号も理論的に妥当しないものとなる。この多重共線性を回避するには、まず導入する変数について理論的な検討をし、その変数と相関関係がないと判断される場合にのみ導入可能とする。また一般に価格、所得等の時系列データは、系列として類似的なトレンドを持つことが多いため、事前にこのトレンドを除去することが望ましいこともある。また先に述べた条件付回帰分析によっても多重共線性の回避は可能である。

注(一) 畜産物の交叉弾性値の計測例としては以下の論文を参照。

O. Wahby, "Econometric Analysis of the Demand for Pork, Beef, and Poultry", (Abstract) *Econometrica*, Vol. 20, No. 1, 1952.

K. W. Meinken, A. S. Rojko and G. A. King, "Measurement of Substitution in Demand From Time Series Data—a Synthesis of Three Approaches", *J. F. E.*, Vol. 38, No. 3, 1956.

R. A. Holmes, "Combining Cross-Section and Time-Series Information on Demand Relationships"

ps for Substitute Goods", *Ame. J. Agri. Econ.*, Vol. 50, No. 1, 1968.

唯是康彦「市場統計に基づく畜産物需要分析」〔農業総合研究〕第一七巻第一号、一九六三年〕。

Walby が推定したアメリカの牛肉と豚肉の交叉弾性値は、 0.5257 、 0.5976 （ただし前者の値は、牛肉を従属変数とした場合であり、後者の値は、豚肉を従属変数とした場合である。以下のカナダ、わが国の推定結果についても同様である）である。

Meinken, Rojko and King が共同で推定したカナダの牛肉と豚肉の交叉弾性値は、 0.23 、 0.18 である。また Holmes が推定したカナダの牛肉と豚肉の交叉弾性値は、 0.089 、 0.59 である。

最後に唯是氏が推定したわが国の牛肉と豚肉の交叉弾性値は、 0.963 、 1.3919 である。

以上の推定結果からも牛肉と豚肉は代替関係にあることが指摘される。

五 む す び

これまでの分析からこの需要関数の計測結果は、統計的にはあまり良好な結果とは断定できない。それは各国について畜産物の詳細な需要データ、価格変動等の経済的情報、また経済的

の情報以外の西欧諸国に普及している伝統的な食糧摂取パターンの正確な情報等が十分でないため、需要方程式に導入する変数の理論的検討が事前になされなかったためである。

今後の課題として統計的に安定したパラメーターを推定するためにこのような情報を前提として、その理論的な検討を十分に行ない多重共線性を回避することが望ましい。また条件付回帰分析等による統計的処理も必要であろう。またこの計測では最小自乗法による単一方程式接近法であるために、モデル・ビルディングを行なう場合に、需給関係を具体的に変数として導入せず、需要サイドのみの変数を採用したために、推定結果は経済体系の相互依存関係を無視した結果を意味するかもしれない。従って需給関係を十分把握できるならば、包括的な総合モデルの採用が望ましいであろう。すなわち供給条件を補足した連立方程式体系接近法による総合的な Model のなかで需要関数を考慮する必要がある。

付表第1表 1人当たり年間肉類消費量
(含む牛肉, 豚肉, 馬肉, 羊肉, 家禽肉, 仔牛肉, その他)

						年平均消費量 (kg)		
						1956~60	1961~65	1966~70
オ	ー	ス	ト	リ	ア	52.4	62.5	70.6
ベル	ギン	・	ク	セン	ブル	56.2	62.1	70.1
デ	ン	マ	ン	ン	ク	63.4	62.7	61.7
フ	イ	ン	ラ	ン	ド	32.4	37.0	42.9
フ	ラ	ン	イ	ン	ス	72.8	83.6	88.6
西	ドリ	ン	イ	ン	ツ	56.1	64.8	75.9
ギ	イ	ル	ラ	ン	ヤ	21.8	31.3	40.9
アイ	イ	タ	ラ	ン	ド	58.5	68.1	76.3
オ	ラ	ン	イ	ン	ハ	25.6	34.1	49.1
ノ	ル	ウ	ト	エ	ダ	46.1	52.2	58.8
ボ	ル	ト	エ	ガ	ハ	39.2	40.4	41.8
ス	ペ	イ	ン	ン	ル	18.2	21.0	28.8
ス	エ	ヘ	イ	デ	ン	16.0	24.7	37.4
スイ	ギ	イ	リ	ス	ス	50.1	51.4	51.9
イ	ゴ	ス	ラ	ヴ	イ	55.2	62.8	68.1
ユ	ナ	リ	ダ	カ	本	65.2	69.9	71.0
カ	メ	リ	ダ	カ	本	25.2	27.0	33.0
ア	メ	リ	ダ	カ	本	76.0	80.8	89.6
日						82.3	85.2	96.1
						4.5	8.0	13.3

資料: OECD, Food Consumption Statistics. FAO, Production Yearbook.
FAO, Trade Yearbook. その他各国統計.

付表第2表 1人当たり年間牛肉消費量と消費割合

						年平均消費量 (kg)			平均消費割合 (%)		
						1956~60	1961~65	1966~70	1956~60	1961~65	1966~70
オ	ー	ス	ト	リ	ア	13.5	15.4	18.0	25.8	24.6	39.2
ベル	ク	セン	マ	ン	ブル	19.0	20.9	22.8	33.8	33.7	32.5
デ	ン	マ	ン	ン	ク	15.3	17.1	19.7	24.1	27.3	31.9
フ	イ	ン	ラ	ン	ド	14.8	18.9	19.7	45.1	51.1	45.9
フ	ラ	ン	イ	ン	ス	21.0	22.6	25.4	28.8	27.0	28.7
西	ドリ	ン	イ	ン	ツ	16.3	19.2	20.7	29.1	29.6	27.3
ギ	イ	ル	ラ	ン	ヤ	5.2	9.2	15.1	23.9	29.4	36.9
アイ	イ	タ	ラ	ン	ド	14.7	16.0	16.6	25.1	23.5	21.8
オ	ラ	ン	イ	ン	ハ	12.0	16.2	21.6	46.9	47.5	44.0
ノ	ル	ウ	ト	エ	ダ	15.3	18.1	19.1	33.2	34.7	32.5
ボ	ル	ト	エ	ガ	ハ	11.9	13.8	13.7	30.4	34.2	32.8
ス	ペ	イ	ン	ン	ル	3.9	5.3	8.3	21.4	25.2	28.8
ス	エ	ヘ	イ	デ	ン	2.4	5.3	5.4	15.0	13.4	14.4
スイ	ギ	イ	リ	ス	ス	15.0	16.1	17.0	29.9	31.3	32.8
イ	ゴ	ス	ラ	ヴ	イ	16.1	18.2	18.7	29.2	29.0	27.5
ユ	ナ	リ	ダ	カ	本	21.8	20.7	20.1	33.4	29.6	28.3
カ	メ	リ	ダ	カ	本	6.5	6.4	8.2	25.8	23.7	24.8
ア	メ	リ	ダ	カ	本	31.4	34.3	43.5	41.3	42.5	48.5
日						28.5	31.7	36.4	34.6	37.2	37.9
						1.2	1.5	1.6	26.7	18.8	12.0

資料: 付表第1表に同じ.

付表第3表 1人当たり年間豚肉消費量と消費割合

						年平均消費量 (kg)			年平均消費割合(%)		
						1956~60	1961~65	1966~70	1956~60	1961~65	1966~70
オ	ー	ス	ト	リ	ア	30.2	36.0	35.4	57.6	57.6	50.1
ベル	ギン	・	ルク	セン	ブル	20.9	21.8	23.7	37.2	35.1	33.8
デ	ン	マ	ン	ン	グ	39.9	34.9	30.0	62.9	55.7	48.6
フ	イ	ン	ラン	ン	ド	14.1	14.6	18.0	43.5	39.5	42.0
フ	ラ	ン	イ	ン	ス	20.4	21.6	24.8	28.0	25.8	28.0
西	ドリ	ン	イ	ン	ツ	28.8	32.4	36.4	51.3	47.6	48.0
ギ	イ	ル	ラ	ン	ヤ	2.9	4.4	4.4	13.3	14.1	10.8
ア	イ	タ	ラ	ン	ド	21.8	24.7	26.3	37.3	36.3	34.5
イ	オ	ラ	ン	ン	ハ	6.6	7.3	9.1	25.8	21.4	18.5
オ	ノ	ル	ウ	エ	ハ	22.4	23.6	26.1	48.6	45.2	44.4
ノ	ボ	ル	ウ	エ	ハ	15.4	15.5	17.3	39.3	38.4	41.4
ボ	ス	ル	ペ	イ	ン	6.1	6.0	6.5	33.5	28.6	22.6
ス	ス	エ	ヘ	イ	ン	3.6	4.9	6.7	22.5	19.8	17.9
ス	イ	ギ	リ	ス	ス	25.6	25.2	25.1	51.1	49.0	48.4
イ	ニ	ゴ	ス	ラ	ス	23.3	26.9	30.7	42.2	42.8	45.1
ニ	カ	メ	ナ	ラ	ス	8.3	10.4	11.0	12.7	14.9	15.5
カ	ア	メ	ナ	ラ	ス	10.4	12.1	13.1	41.3	44.8	39.7
ア	日	メ	ナ	ラ	ス	22.5	22.6	24.1	29.6	28.0	26.9
日						27.0	26.5	26.9	32.8	31.1	28.0
						1.3	2.6	4.4	28.9	32.5	33.1

資料：付表第1表に同じ。

付表第4表 1人当たり年間鶏卵消費量

						年平均消費量 (kg)		
						1956~60	1961~65	1966~70
オ	ー	ス	ト	リ	ア	10.5	13.2	14.2
ベル	ギン	・	ルク	セン	ブル	15.0	13.5	14.2
デ	ン	マ	ン	ン	グ	9.3	12.0	11.8
フ	イ	ン	ラン	ン	ド	7.8	8.6	9.4
フ	ラ	ン	イ	ン	ス	10.7	11.2	12.5
西	ドリ	ン	イ	ン	ツ	12.3	13.4	15.3
ギ	イ	ル	ラ	ン	ヤ	5.7	8.1	10.5
ア	イ	タ	ラ	ン	ド	17.5	16.1	14.3
イ	オ	ラ	ン	ン	ハ	8.5	9.6	9.8
オ	ノ	ル	ウ	エ	ハ	11.2	12.6	12.5
ノ	ボ	ル	ウ	エ	ハ	8.2	8.8	10.1
ボ	ス	ル	ペ	イ	ン	3.4	3.7	3.9
ス	ス	エ	ヘ	イ	ン	5.4	9.5	10.5
ス	イ	ギ	リ	ス	ス	11.7	11.7	11.3
イ	ニ	ゴ	ス	ラ	ス	9.9	10.1	10.5
ニ	カ	メ	ナ	ラ	ス	13.5	14.3	14.7
カ	ア	メ	ナ	ラ	ス	3.0	3.5	5.3
ア	日	メ	ナ	ラ	ス	16.2	14.8	14.5
日						20.4	18.4	18.3
						4.0	7.7	12.7

資料：付表第1表に同じ。

付表第5表 1人当たり年間牛乳消費量

	年 平 均 消 費 量 (kg)		
	1956～60	1961～65	1966～70
オーストリア	160.8	151.1	137.4
ベルギー・ルクセンブルグ	98.5	90.9	82.8
デンマーク	122.9	123.8	110.5
ドイツ	268.3	290.2	271.9
フランス	90.1	98.1	105.0
西ドイツ	94.4	80.8	74.2
ギリシャ	42.3	49.5	66.0
アイランド	203.0	215.3	215.1
イタリア	59.8	63.7	65.4
オランダ	122.1	119.6	116.0
ノルウェー	176.7	176.5	176.0
ポルトガル	25.6	32.3	41.7
スペイン	52.5	55.5	65.8
スウェーデン	150.1	128.7	115.4
スイス	189.8	161.2	138.5
イギリス	147.0	148.0	143.4
ニュージーランド	76.3	68.6	75.1
カナダ	177.3	155.4	150.8
アメリカ	129.8	118.2	108.0
日本	15.1	16.2	24.6

資料：付表第1表に同じ。

付表第6表 畜産物の実質価格指数および、実質所得指数 (1956～60=100)

	価 格 指 数						実質所得指数		
	牛	肉	豚	鶏	卵	牛 乳			
1961～65	1966～70	1961～65	1966～70	1961～65	1966～70	1961～65	1966～70	1961～65	1966～70
オーストラリア	105.0	116.3	93.6	103.4	88.1	88.0	102.4	125.9	123.6
ベルギー	101.4	107.1	102.3	101.2	101.2	88.1	101.3	97.3	118.3
デンマーク	107.0	121.2	105.9	111.2	96.4	109.3	113.7	116.2	129.0
フランス	101.4	142.8	99.5	97.9	92.7	86.6	107.3	110.9	112.0
ドイツ	114.3	126.4	113.8	105.0	79.6	72.1	103.9	107.0	136.8
西ドイツ	101.8	99.3	111.6	106.2	84.1	71.2	71.9	64.4	134.6
ギリシャ	105.8	114.1	—	—	—	—	—	—	136.4
アイスランド	107.4	124.3	94.3	90.4	91.3	74.0	99.3	99.8	122.4
イタリア	94.2	96.6	113.2	120.1	91.6	77.4	101.6	117.0	133.0
オランダ	129.6	142.1	108.0	116.5	78.3	62.1	110.0	106.0	131.1
ノルウェー	108.2	103.9	103.7	101.5	98.4	91.8	97.7	114.5	117.0
スウェーデン	134.9	158.3	111.9	120.3	103.3	95.2	119.2	112.3	124.5
スイス	124.4	166.7	99.5	121.6	87.5	70.4	102.4	112.8	145.9
スペイン	96.6	97.7	75.9	81.6	86.2	65.7	94.5	87.8	117.4
アイスランド	138.9	149.7	122.1	145.8	112.3	110.4	107.3	114.0	57.4
イギリス	104.4	110.4	100.4	105.8	88.5	81.2	98.0	107.9	100.7
フランス	100.6	105.1	98.0	102.2	86.4	80.2	98.5	102.3	120.0
ドイツ	125.3	165.5	109.6	101.9	79.2	62.0	105.2	99.0	157.6
日本	—	—	—	—	—	—	—	—	120.8
オーストラリア	—	—	—	—	—	—	—	—	148.6
ベルギー	—	—	—	—	—	—	—	—	125.7

資料：本文参照。

注 1. この価格指数は小売価格／一般消費者物価である。

2. イギリスは卸売価格（但し鶏卵は生産者価格）。

3. 一印は不明。

4. この所得指数は1人当たり国民所得／一般消費者物価である。

5. フランス下の牛乳の基準は 1958～60=100.0.

6. オランダの牛乳の基準は 1958～60=100.0.

付表第7表 牛肉と豚肉の相対価格

	1956～60	1961～65	1966～70
オーストリア	0.88	0.89	0.83
ベルギー・ルクセンブルグ	1.66	1.67	1.57
デンマーク	0.88	0.89	0.83
フランク	1.21	1.19	0.83
フランス	0.60	0.60	0.50
西ドイツ	1.20	1.31	1.28
アイランド	0.90	0.79	0.66
イタリア	0.77	0.85	0.87
オランダ	0.87	0.71	0.70
ノルウェー	0.86	0.82	0.83
スウェーデン	1.53	1.28	1.16
スイス	1.26	1.00	0.92
イギリス	1.27	1.00	1.06
ユーゴスラヴィア	1.22	1.07	1.17
カナダ	0.67	0.73	0.73
アメリカ	1.10	1.07	1.07
日本	1.14	0.91	0.64

資料：本文参照。

注 1. この相対価格は豚肉小売価格／牛肉小売価格。

2. 5ヵ年平均相対価格。

3. この小売価格は各国について共通ではない。