鳥大農研報（Bull. Fac. Agric., Tottori Univ.）50 67～74（1997）

同時方程式体系による弾力性の趨勢効果の推計について

金　相　旭*・笠原浩三**・仙北谷康**

平成９年６月２７日受付

＊鳥取大学大学院連合農学研究科，＊＊鳥取大学農学部情報科学学講座

On Estimation of the Trend Effect of Elasticity in the Simultaneous Equations System

Sang-Ouk Kim*,　Kozo Kasahara**　and Yasushi Sembokuya**

** The United Graduate School of Agricultural Sciences,Tottori University, Tottori, 680, Japan*
*** Department of Agricultural Information Science, Faculty of Agriculture, Tottori University*

In this paper, we attempt to modify the trend effect of elasticity in the simultaneous equations system used on consumers' demand function for agricultural products. Elasticity is one of econometric methods of reaction trend on consumers' consumption function. And, one of the elasticity properties is; the elasticity constant during the observation term based on Cobb=Douglas demand function. This property could be very useful as a merit. But consumers' life pattern and way of thinking can be changed with income and the prices of product in a long term, we must recognize the changes of the demand construction. And when we analyze the demand functions using the econometric method, it has a various kinds of regression coefficients on simultaneous equations system, namely, Ordinary Least Squares, Two-Stage Least Squares, Limited Information Maximum Likelihood, etc. The coefficients of estimative method are one of effects to analyze results on demand function. In this study, we used an Ordinary Least Squares and Two-stage Least Squares method for estimators, and compared changeable price elasticity with income elasticity on consumers' demand function in a long term such as 40 years from 1956 to 1995.

（Received 27 June 1997）

Key words: trend effect of elasticity, simultaneous equations, Cobb-Douglas demand function, consumer's demand function, changeable elasticity, Ordinary Least Square , Two-Stage Least Square.

緒　言

経済を取り巻く世界環境、社会環境の中で、日本の経済も戦後大きなターニング・ポイント(Turning Point)を含み、高度経済成長期を経て、安定経済への移行、さらにバブル期、そしてバブルの崩壊、最近の経済不景気など様々な経済構造変化または環境変化の局面を迎えてきた。1956 年には一人当たり国内総生産（GDP）が 9,146 ドルが 1995 年では 41,045 ドルの世界超経済大国に成長してきた。そうした経済環境展開のそれぞれの局面に対

して消費者は限定された所得の中で効果的な家計消費を追求し、環境条件に合わせた合理的な消費行動をとってきたものと考えられる。そうしたことから、基本的な消費行動には環境変化に対応させて一定の異なった変化が生じていると考えられる。すなわち、消費者は自己の経済状況に対応させて、消費財の消費パターンを変化させると考えられる。因みにいま、農林水産省の家計調査年報をもとに消費者の物価指数をみると，1990 年度の物価指数を 100 とする基準で調整すると 1970 年は 34.5、1995 年は 107 となり，この 26 年間に約 3 倍に近い長期変化が生じていることを確認することができる。このような増加した収入やその他諸経済的環境の変化は消費者に一定の消費構造のパータン変化を生じさせることとなる。つまり，このような変化は需要構造変化として捉えられる。一般的に価格や所得などの経済の環境変化に対応して消費者の消費パターンの変化を数量的に表現する概念が計量経済的に行われている。この一つの方法として指摘できるのが需要の弾力性であり、所得の弾力性である。一般的に需要の弾力性は、価格や所得などの需要の決定要因の変化に対して需要量がどのくらい反応するかを測定するものである。需要の変化を捉えるにあたって、直接的に需要変数の偏微分値あるいは需要曲線の傾きを用いると、財や価格の計測単位に依存して弾力性の値が変わってくる。かくして、ある財の価格変化率の比をとることによって、単位の選択から独立な値が得られる。本論文では、このように定義される需要の価格弾力性（Price Elasticity of Demand）、または所得弾力性（Income Elasticity of Demand）の計測について考察するものである。

一般に需要の価格弾力性とは、価格の相対変化に対する需要量の相対変化として、また所得弾力性とは所得の相対変化に対する需要量の相対変化として定義されている。弾力性の計測には、通常何らかの需要関数を推計の上、偏微分係数を求め弾力性の定義式に挿入する方法がとられている [2]。そして、その計測された弾力性の特性の一つは、計測期間中どの時点においても一定というものである。それは優れた特性の一つであるが、逆にもし既述のごとく消費構造に構造変化を含み、時間の経過に伴って、消費構造が変化する場合には、その弾力性を一定不変として計測する方法は不適切なものとなる。時間の経過に伴って、価格の変化に対応する消費反応、または所得の変化に対応する消費反応など，消費環境に対する消費構造が短期間には大きな変化が認められないものの、長期間の時間経過に伴って、消費生活の習慣の変化や消費者の意識変化が徐々に引き起こり，さらには、個別消費者の消費行動にとっては外部経済条件となる高度経済成長期から開放経済期への移行など、相当の長期間にわたる計量分析にはこうした消費構造の基本的な変化を無視するわけにはいかない。すなわち，消費構造の基本的な特性を表す弾力性の計測に当たっては，時間変化に伴う弾力性の趨勢効果を無視することはできないのである。特に一定程度の長期間に及ぶ消費構造の把握においては，趨勢効果を前提に弾力性を計測することが重要な課題となる。これが本論文における第 1 の課題である。

さらに問題となるのは、計量経済分析を行う場合の係数推計方法の選択に関するものである。それは方程式の特定化の良し悪しを通じて分析結果に直接的な影響を与えるため慎重に行う必要がある。特に連立方程式体系における係数推計にはコンピュータのプログラムを利用して行われており、各種の推計方法の中から適用すべき推計方法の選択も重要である。そこで、本研究における第 2 の課題は、長期間にわたる消費構造変化を含む長期データから弾力性を推計する場合の推計方法を検討するものである。趨勢効果を含む弾力性の計測に際して，連立方程式に構成される構造方程式に対して，単一方程式モデル適用の問題点，同時決定式体系の認定問題，あるいは弾力性係数自体に趨勢変数を導入することによる多重共線性の問題など，関連する妥当な推計方法について考察するものである。その具体的に比較する推計方法は、通常の最小 2 乗法（Ordinary Least Squares Method; OLS）と、連立方程式モデルの推計用として開発された 2 段階最小 2 乗法（2 Stage Least Squares Method; 2SLS）の 2 推計方法である。

理論的背景と弾力性の推計方法

ここでは、本研究の理論的背景になるマクロ的経済分析に広く利用されている関数理論の一つとして、コブ＝ダグラス（Cobb ＝ Douglas）型関数形の特性、特に弾力性に関する特性について考察する。また，消費者の消費行動に関連する需要構造を 1956 年から 1995 年までの 40 年間の期間に対して具体的に計測し検討したが、その際の係数の推定方法として利用されている方法論を考察する。

コブ＝ダグラス型関数形は、1948 年に数学者 Douglas, P.H.と Cobb, C.W.が共同で発表した”生産には法則がある”の以後、経済学の生産理論、さらに他のマクロ的経済理論に取り入れられ，コブ＝ダグラス生産関数理論，または所得分配に対する生産力理論の実証に利用された。その生産関数の理論的知識をベースにした、コブ＝ダグラス型関数形の特性を理論的に整理すると次のとお

りである[1]。

1)コブ=ダグラス型関数形の特性

弾力性の計測に優れた方法として利用されているコブ=ダグラス型関数には幾つかの特性がある[1,3]。それらは他の関数形には備わっていない優れた特性である。それは一般形でコブ=ダグラス型関数形を表すと次のように表現される。

$$Y = b_0 + X_1^{b1} + X_2^{b2} \cdots\cdots X_m^{bm} \quad \cdots\cdots \quad (1)$$

すなわち、コブ=ダグラス型関数形は説明変数 X_i のべき乗関数形で、当然 X_i に対して曲線を表すこととなり、曲線は直線の特性を含み、直線式より適用範囲が広い。このように表現されるコブ=ダグラス型関数形の特性として指摘されるものの幾つかを整理できる。

その特性の一つは、(1)式のコブ=ダグラス型関数形式の両辺に対数変換を施すことによって曲線関数の取扱いから線形関数の取扱いに簡素化できることである。その関数式は次のように表すことができる。

$$LogY = Logb_0 + b_1LogX_1 + b_2LogX_2 + \cdots\cdots + b_mLogX_m \cdots (2)$$

したがって、観測データY、X_i に対数変換を施し、LogY,LogX_i として扱うことによって通常の線形重回帰式の計測に帰着させることができるのである。関数推計及びその取り扱いも簡素になることはいうまでもない。

二つは回帰係数 b_i は、直ちに弾力性を表すことである。Log 変換によって線形式の取扱いに交換された重回帰係数 b_i は推計値そのままの形で直ちに X_i 要素の弾力性を表す優れた特性である。さらに、この自己価格弾力(Own-price Elasticity)E_{own} と交差価格弾力性(Cross-price Elasticity) E_{crs} を合計したものに所得弾力性を加えると0になる性質をもつ。すなわち、

$$E_{own} + \Sigma E_{crs} + E_{icm} = 0$$

となり、弾力性の相互関係を検討する場合には有益な条件になる。

三つの特性としては、回帰係数 b_i の合計値は規模に関する経済性を表すことである。コブ=ダグラス型関数形が生産関数として設定された場合には、回帰係数の合計値Σ b_i は次のように規模に関する経済性を表す。

$\Sigma b_i > 1$ の場合:規模に関して収穫逓増
$\Sigma b_i = 1$ の場合:規模に関して収穫一定
$\Sigma b_i < 1$ の場合:規模に関して収穫逓減

この特性は、特に生産関数として設定された場合に極めて有効であるが、コブ=ダグラス型関数形の一般的に優れた特徴の一つとして指摘できる。

さらに、もう一つの特性として、コブ=ダグラス型関数形として推計された弾力性はどの時点でも一定であることである。通常、弾力性は需要関数のある特定の時点における要素変数 X_i に対応するものとして考えるもので、要素変数の値が年次によって変動する場合には、弾力性の値もそれに従って変化することとなる。すなわち、弾力性の値も要素変数のどの時点の値を採用するかによって影響を受けることとなる。しかしながら、コブ=ダグラス型関数形においては特定の時点に関係なく回帰係数は一定であり、したがって弾力性の値も一定となるのである。この特性は回帰係数推計後に、定義式を用いて弾力性を計算する事後処理の必要性がないという点と、要素変数の時点による恣意性を回避できる点でも優れている。

このように、コブ=ダグラス型関数形には優れた特性が認められ、生産関数をはじめ需要関数、投資関数などの推計に幅広く適用されている。しかしながら長期間にわたり消費構造に変化が認められるような場合はむしろその特性が制約となってくる場合も生じる。そこで,本稿では、そのコブ=ダグラス型関数形の特性を残しつつ、消費構造の変化に対応した弾力性を趨勢効果として推計する方法を検討することとする。その推計モデルは以下のような同時決定式体系の連立方程式モデルである。

2)連立方程式体系の係数推計方法

一般的に、計量経済学における連立方程式モデルの係数推定の良し悪しに関する問題は未だ結論に達していない。係数推計にどの推計方法を採択するかは消費構造の分析に直接大きな影響を与えるため,ここで推計方法について整理をしておこくとが必要であろう。

説明変数に同時内生変数を含む一般的な連立方程式体系の係数推計方法について整理すると次のようになる。すなわち、通常の最小2乗法(Ordinary Least Squares Method;OLS)、2段階最小2乗法(2 Stage Least Squares Method;2SLS)、制限情報最尤(Limited Information Maximum Likelihood Method; LIML),さらに全方程式体系の同時推計方法である完全情報最尤法(Full Information Maximum Likelihood Method;FIML),3段階最小2乗法(3-Stage Least Squares Method; 3SLS),及び3SLSの繰り返し法、そして、結合推定量(Combined Estimator;COMB)などである。

これらの推計方法は、識別条件が満たされているならばどのような連立モデルの係数推計にも適用することが可能であるが,しかし、その推定量の特性は個々まちま

ちである。これらの内，本研究で採用する推計方法は最小２乗法（OLS)と２段階最小２乗法（2SLS)の２方法である。

まず、最小２乗法（OLS)の推定方法を考察する[4]。最小２乗法は経済関係式の中の常数、例えば、消費と所得の関係を表す消費関数のパラメータを推定する時，あるいは経済量を時間の関数の時系列の常数を推定するような時に利用する方法となる。そのため、最も一般的に広く用いられているが、連立方程式の係数推定に際しては説明変数に内生変数を含むため、OLS による推定結果には偏りが生じることとなる。しかし，推定量の分散が小さく、時として連立方程式に用いられる例も見うけられる。他方単一方程式モデルの場合には OLS 推定量は最小分散、不偏推定量となり、推計技術的及び理論の面から最も優れているものとなる。

また，２段階最小２乗法については次の通りである。すなわち，経済理論にしたがって計量経済モデルを作る時、構造モデルに関して適度識別するモデルは少なく，大部分は過度識別のモデルに接する場合が多い。そのような構造モデルが過度識別になる場合によく適用される推定方法が２段階最小２乗法である。２段階最小２乗法は、Theil と Basmann が 1950 年に発表したもので連立方程式モデルに重要な推定方法として利用されている[3]。連立方程式モデルの母数を普通の最小２乗法に基づいて推定すると連立方程式バイアスが発生する。２段階最小２乗法はそのバイアスを可能な限り最小にする過程で最小２乗法を適応する方法である。その推定過程は次のようである[4]。

一般に構造方程式に多数内生変数が説明変数として含まれるが、その内生変数の中の一つは他の構造方程式の中では従属変数として設定されることとなる。

（１）第１段階：従属変数に設定された内生変数に対して、推定する構造式に使用される残りの内生変数を説明変数とする誘導形を作成する。さらにこの誘導形式に対して最小２乗法を適用して各係数値を推定する。その結果、推定内生変数の理論値が得られることとなる。

（２）第２段階：第１段階で推定した内生変数の値を第２段階では手段変数として利用する。すなわち、推定した内生変数の理論値を同一方程式の内生変数（第１段階で推定したもの）の観測値に代替する。第１段階で推定しなかった場合には、従属変数に選定した内生変数以外に説明変数に含められる内生変数はそのままである。しかし、第１段階で推定した値はその観測値の代わりとして利用する。選定した従属変数を他の内生変数を推定した値とその構造式にある先決変数の観測値で推定する。

その時，同じく最小２乗法を利用する。この２段階を通じて結果的に与える推定量が求めようとする構造式母数の２段階最小２乗推定量である。そして、２段階最小２乗法は説明変数である内生変数と誤差項と（Error Term）の相関関係を低下させようとするのが２段階最小２乗法の基本的な考え方である。その方法を簡単な例を使用して説明すると以下の通りである。

もし、３個の内生変数 Y_1, Y_2, Y_3 が４個の外生変数 X_1, X_2, X_3, X_4 を含む３本の方程式からなる構造モデルとして設定されており，かつその中で一つの方程式が次のようであると仮定する。

$$Y_{1t} = a_1 + b_{12}Y_{2t} + b_{13}Y_{3t} + c_{14}X_{4t} + u_{1t} \qquad \cdots\cdots \quad (3)$$

その式をみると内生変数 Y_1, Y_2 , Y_3 と Y_1 を従属変数で選定して、その以外の内生変数 Y_2, Y_3 を同一式の説明変数に含み先決変数 X_1, X_2, X_3 は排除し、X_4 のみを説明変数として残し。その式は過度識別とする。

(1) 第１段階：先決変数 X_1, X_2, X_3, X_4 のみて内生変数 Y_2 と Y_3 に対して次の２方程式で表現するものとする。

$$Y_{2t} = \pi_{20} + \pi_{21}X_{1t} + \pi_{22}X_{2t} + \pi_{23}X_{3t} + \pi_{24}X_{4t} + \nu_{1t} \qquad \cdots \quad (4)$$

$$Y_{3t} = \pi_{30} + \pi_{31}X_{1t} + \pi_{32}X_{2t} + \pi_{33}X_{3t} + \pi_{34}X_{4t} + \nu_{2t} \qquad \cdots \quad (5)$$

その両式で　Y_{2t} と Y_{3t} を OLS で推定すると推定値 Y_{2t} と Y_{3t} の値が得られる。その値はバイアスを含まず説明変数間には相関関係が存在しない。すなわち，各独立な変数となる。

(2) 第２段階：式(4)と(5)で得られた値を観測値に各々に代入すると，

$$Y_{1t} = a_1 + b_{12}Y_{2t} + b_{13}Y_{3t} + c_{14}X_{4t} + u_{1t}^{*} \qquad \cdots\cdots \quad (6)$$

ただし、 $u_{1t}^{*} = u_{1t} + b_{12}\nu_{1t} + b_{13}\nu_{2t}$

このように，最小２乗法を利用して母数を推定して $a_1, b_{12}, b_{13}, c_{14}$ を求める。さらにその方法を利用して残り二つの構造式の推定も同じ要領で推計できる。

２段階最小２乗法は各段階で最小２乗法（OLS）を適用するものである。その面で２段階最小２乗法は古典的な最小２乗法の基本概念と同じものである。そのような仮定の下に、２段階最小２段階で推定した母数の推定量は、①標本の大きさが小さいと偏りを持つことになる。②標本の大きさが増加するとその偏りが小さくなり０に限りなく接近する。③２段階最小２乗法による推定量は一致推定量になる。④適度識別の場合の２段階最小２乗法は間接最小２乗法と同一になることになる。

第１表　家計収入と畜産物の消費量と価格

年度	世帯数	実収入	牛肉消費量	牛肉価格	豚肉消費量	豚肉価格
1956	4.61	30,776	90.64	36.68	40.24	38.73
1960	4.49	40,859	88.01	56.65	57.66	52.68
1965	4.26	65,141	83.61	74.09	87.97	65.61
1970	3.90	112,949	67.82	121.52	140.03	82.09
1975	3.89	236,152	77.84	238.50	182.16	138.52
1980	3.82	349,686	91.53	309.34	208.67	137.20
1985	3.71	444,846	98.18	319.04	184.21	148.12
1990	3.56	521.757	108.16	328.85	172.87	141.27
1995	3.45	570,818	123.10	350.10	161.20	148.00

注 1) 単位はそれぞれ円(1990年基準価格),Kg,100g 当たりの価格(同 1990年基準)である。
2) 資料出典：農林水産省　家計調査年報。

かくして, ここではこのような推計方法をに基づいて、消費者の需要構造分析に通常の最小２乗法（OLS)と２段階最小２乗法（2SLS)による係数推計を試みる。さらにその推計結果に基づいて弾力性の趨勢効果を計測し、年次による弾力性の変化を考察する。

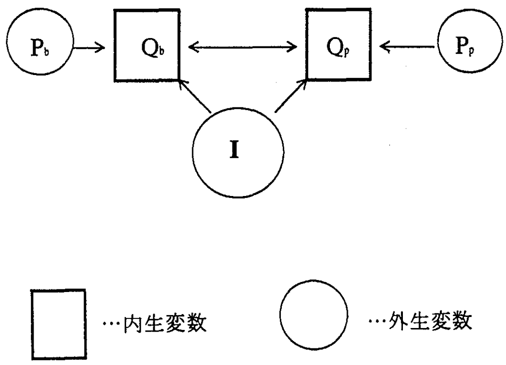
計測モデルとデータ

本研究の目的の１つは、長期間における価格や所得の変化に対応する消費者の需要構造を計量的に分析することであり，具体的には一般的に利用されている所得弾力性と価格弾力性の計測である。

まず、消費構造の変化をみる意味で一世帯当たり年平均１カ月間の収入，牛肉の消費量と価格、及び豚肉の消費量と価格（労働者世帯）をとりまとめすると第１表のようである。それをみると、一世帯当たりの実質表示による収入は 1956 年には 30,776 円、1970 年には 112,949 円、1980 年には 349,686 円、1995 年には 570,818 円と実際の収入は 40 年前と比べると約 19 倍程度,一人当たりの収入も 40 年前と比べると約 25 倍に増加してきた。牛肉の消費量は 1956 年には 9.66kg ,1995 年には 12.31kg と 40 年前と比べると約 1.4 倍、牛肉の価格は、1956 年には、366.8 円/kg，1995 年には 3501 円/kg と 40 年前と比べると約 10 倍程度に増加した。そして、豚肉の消費量は 40 年前と比べると 1956 年には、4.02kg　,1995 年には 161.2kg となり約 4 倍に増加した。豚肉の価格は 1956 年には 387.3 円/kg、1995 年には、1480 円/kg と 40 年間に約 3.8 倍程度増加した。豚肉の消費量と価格はほぼ同じ水準の伸びを示してきたが、牛肉の消費量と価格の伸びには大きな相異を確認することができる。

１）モデルの設定

同時方程式体系の連立方程式モデルは次のようなフローチャート（Flow Chart）で表現する。



第１図. 牛肉需要関数のフローチャート

以上の構造方程式をベースに推計モデルの特定化を次のように設定することとする。

$$\log Q_b = b^1_0 + b^1_1 \log Q_p + b^1_2 \log P_p + b^1_3 \log I$$
$$\log Q_p = b^2_0 + b^2_1 \log Q_b + b^2_2 \log P_p + b^2_3 \log I \quad \cdots\cdots \quad (7)$$

そこで、牛肉の価格変数の係数を次のように設定する。

$$b'_2 = a'_2 + a'_4 t^{0.5}$$
$$b'_3 = a'_3 + a'_5 t^{0.5} \quad \cdots\cdots \quad (8)$$

ただし，tはトレンド変数。

すると、牛肉に関するモデル式は次のようになる。

$$\log Q_b = b'_0 + b'_1 \log Q_b + a'_2 \log P_b + b'_3 \log I + a'_4 t^{0.5} \log Pb + a'_5 t^{0.5} \log I \quad \cdots\cdots\cdots \quad (9)$$

ここでの変数内容は次のようである。

内生変数

Q_b：牛肉の１人当たり年間消費量（100 ｇ／人）
Q_p：豚肉の１人当たり年間消費量（100 ｇ／人）

外生変数

I　：１人当たり月間所得（万円／人），1990 年実質化.
P_b：牛肉の価格（円／ｋｇ），1990 年実質化.
P_p：豚肉の価格（円／ｋｇ），1990 年実質化.

である。

ここで、外生変数は、所得(I)，牛肉の価格（P_b），豚肉の価格（P_p）の３個であり、内生変数は、牛肉の消費量（Q_b），豚肉の消費量（Q_p）の２個である。所得、価格などの価値額変量は 1990 年基準消費者物価（総合）指数によるデフレート済みのものである。

ただし、計測期間は、データ期間である 1956 年から 1995 年までの 40 年間であり、データは農林水産省の統計情報部の家計調査年報に基づくものである。

なお，ここでは牛肉の需要構造に限定して考察をしていることから,第２式の豚肉の需要関数の計測については割愛することとする。また，第１方程式の識別条件は満足されていることも確認できる。

推計結果と考察

趨勢効果を含む需要関数として設定した第(7)式の第１モデル式で推計した結果を考察する。

１）最小２乗法（OLS）による推計結果

まず，推計モデルの(7)式である牛肉の需要関数式について、通常の最小２乗法を適用して推計したものが第２表である。

これによると、牛肉の消費者の反応は所得に対しては陽（＋）の関係を示している。また、価格と豚肉の消費量に対しては陰（－）の関係を示している。

第２表　OLS による回帰係数の推計結果

変数	回帰係数	標準誤差	t －検定値
b_0（定数）	3.5897	-	-
$LogQ_p$	- 0.4690	0.0823	-5.6969
Log I	0.6181	0.0841	7.3474
Log P_b	- 0.3099	0.1619	-1.9139

自由度修正決定係数 $R^2 = 0.9295$,　自由度=36

通常，所得の増大に伴って一般的な消費財の消費も拡大することから所得に関する係数の符号は正であり通常の認識と一致する。また、代替材（豚肉）に対する係数が負であることも一般的な認識と一致する。符号条件は満たされているものと判断される。

すなわち，OLS による牛肉の需要関数の推計結果は次のようになる。

【OLS による牛肉の需要関数】

$$\log Q_b = 3.5897 - 0.4690 LogQ_p + 0.6181 LogI - 0.3099 LogP_b$$
$$\underset{****}{(-5.6969)} \quad \underset{****}{(7.3474)} \quad \underset{*}{(-1.9139)}$$

（ *,**** 印はそれぞれ 5%範囲,0.5%範囲で有意を示す）

自由度修正決定係数 $R^2 = 0.9295$

推計結果によると、牛肉の価格係数及び所得の係数については 0.5%範囲で有意となり，代替材である豚肉の価格係数についてはやや劣るもののそれでも 5%範囲で有意であることを確認することができる。さらに自由度修正済み決定係数に関しても 92.95%の説明力を有し共に満足する結果となっている。

これらの推計結果によると，牛肉の消費量と代替財である豚肉の消費量の間には陰（－）の関係があり、さらに、牛肉の価格弾力性はやや低く非弾力財であると考えられる。例えば、1950 年代には、牛肉の価格弾力性は、－１水準から－３水準間で変化してきた[5]。すなわち、昔から牛肉は”高級財”としてまたは、”成長財”として認識されてきたが，推計結果ではこれらの一般的認識とやや異なる結果となっている。最近年次はともかく、1950 年代の日本の経済の発展段階における消費構造には弾力性の低下傾向が伺えることとなる。すなわち，この背景には新たな消費構造変化を表す可能性も十分存在するものと考えられるものである。

2）2段階最小2乗法による分析結果

次にここでは趨勢効果を含む弾力性の推計を2段階最小2乗法によって推計することとする。その推計結果は第3表のようである。

第3表　2段階最小2乗法による回帰係数の推計

変数	回帰係数	標準誤差	t－検定値
b_0（定数）	4.3636	-	-
Q_f	- 0.6691	0.1889	- 3.5423
Log I	0.9334	0.3978	2.3460
Log P_b	- 0.4822	0.3254	-1.4848
$t^{0.5}$Log I	- 0.0643	0.0648	-0.9918
$t^{0.5}$LogP_b	0.0503	0.0534	0.9429

決定係数　R^2= 0.91326，自由度 = 34
修正済み決定係数　R^2= 0.92438

すなわち，2段階最小2乗法による牛肉の需要関数の推計結果は次のようになる。

【2段階最小2乗法による牛肉の需要関数】

$$\log Q_b = \underset{}{4.3636} - \underset{\substack{(-3.5423)\\ ****}}{0.6691\log Q_f} - \underset{\substack{(-1.4848)\\ *}}{0.4822\log P_b} + \underset{\substack{(2.3460)\\ **}}{0.9334\log I} - \underset{(-0.9918)}{0.0643 t^{0.5}\log I} + \underset{(0.9429)}{0.0503 t^{0.5}\log P_b}$$

（ *,**,****印はそれぞれ5%,2.5%,0.5%範囲で有意を示す）

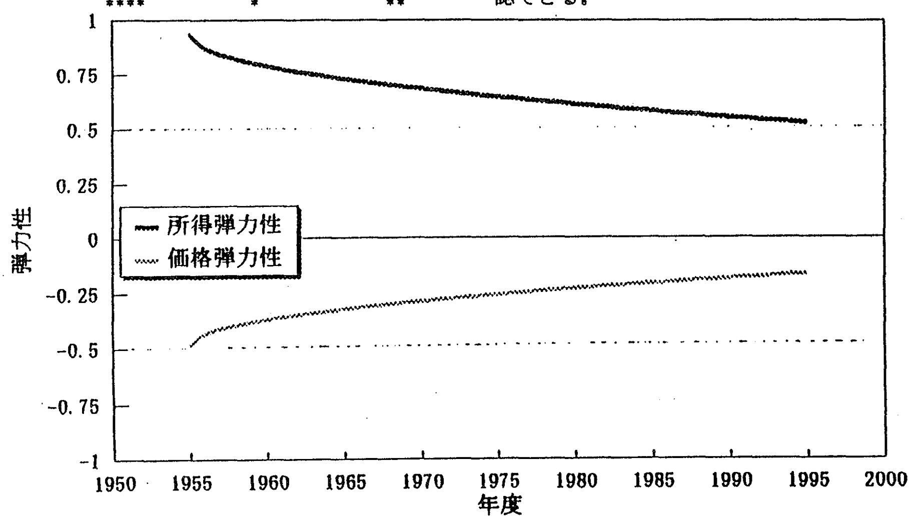
これによると推計結果は、代替財豚肉の需要量，牛肉の価格，及び所得の各変数に関する回帰係数は少なくても5%範囲で有意となっていることを確認できる。一方、趨勢変数を含む係数については必ずしも満足のいく結果とは言い難いが，自由度修正済み決定係数の値がR^2＝0.92438であり，全般的にはそれなりの結果が得られたものと思われる。変数$t^{0.5}$Log I と$t^{0.5}$LogP_bには趨勢効果を共に$t^{0.5}$の形で設定しているため、変数間の相関関係が強くなり、多重共線性の問題が生じてくることが避けられない課題となる。

さてここで，これらの推計結果を踏まえて第（8）式に基づいて，所得と価格の弾力性の趨勢効果を計測することとする。かくして牛肉の需要量の所得と価格に対する弾力性は次の式のように推計されることとなる。

価格弾力性：　$E_p = \underset{(2.3460)}{-0.4822} + \underset{(0.9429)}{0.0503\, t^{0.5}}$

所得弾力性：　$E_I = \underset{(2.3460)}{0.9334} - \underset{(-0.9918)}{0.0643\, t^{0.5}}$

すなわち、tの変化に対して、消費者の所得弾力性は陽の値であるが減少傾向を表せている。そして、価格弾力性は負の値からゼロに近づく変化傾向を示すことが確認できる。



第2図．弾力性の趨勢効果

価格弾力性：　$E_p = \underset{(2.3460)}{-0.4822} \underset{(0.9429)}{+0.0503\, t^{0.5}}$

所得弾力性：　$E_I = \underset{(2.3460)}{0.9334} \underset{(-0.9918)}{- 0.0643\, t^{0.5}}$

以下に代表的な年次について具体的に弾力性の値を算出してみると次のようである。

t ＝ 1　の時： E_i = 0.8691, E_p = - 0.4319
t ＝ 10 の時： E_i = 0.7301, E_p = - 0.3231
t ＝ 20 の時： E_i = 0.6458, E_p = - 0.2573
t ＝ 30 の時： E_i = 0.5821, E_p = - 0.2067
t ＝ 40 の時： E_i = 0.5267, E_p = - 0.1639

ここでの弾力性はｔの変化（年度の変化）に対して消費の所得弾力性と価格の弾力性が共に変化することである。その推計結果をみると所得弾力性は＋ 0.93 水準から＋ 0.53 水準まで年の経過によって次第に低下する傾向を持つこと。
一方、価格弾力性については-0.48 から-0.16 の水準まで次第に 0 に接近してくる傾向を有していることである。

従来の弾力性は一定値に固定化された形で推計されてきたことに対して，本稿では趨勢効果によって変化する形で推計できた。第 2 図は，その趨勢変化を図示したものである。このように従来の弾力性の一般的な概念と違って趨勢効果を需要関数に取り込み、需要構造の変容を明確に計測することができるものである。

総　括

消費者の消費行動、すなわち、需要構造の変化は、所得(Income)または価格（Price)に反応する消費量の変化として表現できる。それは消費財の本質である質や内容によって消費行動が直接影響を受けるものであるが、このように消費者を取り囲む経済環境によっても大きく影響を受ける。その消費者の家計行動は短期間によって急激な影響を受ける場合もあるが、一般的には消費構造は長い間の生活の変化や習慣によって徐々に変化する。日本の場合、戦後の窮乏生活から高度経済成長期を経過して、世界のトップ水準の豊かな国に変貌してきた。近年までの消費者の需要反応は大きく変化したと考えるのが至当であろう。例でみると労働者 1 世帯当たりの収入は過去 40 年に既述のように約 19 倍程度増加した。牛肉の消費量も約 1.4 倍，豚肉の消費量は約 4 倍程度増加してきた。その需要構造の変化を捉える概念として、幅広く利用されているものが所得や価格など経済要因の相対変化に対する消費量の相対変化として定義されている弾力性の概念である。その弾力性については、従来は弾力性の計測期間中どの時点でも一定の値に固定した形で推計されてきた。しかしながら、消費構造が既述のように大きく変貌している現在、弾力性の値も一定値に固定化して考える従来の考え方には疑問が生じることとなる。ここではそうした一般的な考えと異なって、年次変数の経過と共に変化するという形で弾力性を推計したものである。さらに、趨勢効果を計測する場合、適切な推計方法を適用することが必要である。より安定した真の構造パラメータを得るためにも、係数の推計方法を検討する必要もある。すなわち，本稿では一般的な連立方程式の係数推計法について、同時方程式体系の推計用として開発されてきた諸方法を整理した上で，最小 2 乗法(OLS)と 2 段階最小 2 乗法（2SLS)を弾力性係数の推計方法として適用した。

また後段においては，推計モデルの推計結果に基づいて消費量の所得弾力性と価格弾力性の趨勢効果を比較検討した。その結果，長期間にわたって変化した消費構造を背景に弾力性も一定のものではなく，長期間においては年次的に所得と価格の弾力性が変化してきたことを確認することができた。すなわち，弾力性概念を趨勢効果を含めた形で捉え、新たな弾力性概念として計測していくことが必要である。今後の研究においては、そのような基本的な考え方を幅広く一層深化させていきたいと考えている。

参考文献

1) 笠原浩三：コブ＝ダグラス需要関数における弾力性の趨勢効果について，鳥大農研報，47:115-123
2) 郭　愛淳：計量経済学，茶山出版社，ソウル（1988)，pp.351-354
3) Damodar N. Gujarati:Basic Econometrics,Mcgraw- Hill Book Company ,New York（1988） pp.363-368
4) 西村和雄：ミクロ経済学，東洋経済新聞社，東京（1990)，pp.129-134
5) 山本英男，今線　忠：計量経済の手法とプログラム，産業図書株式会社，東京（1970),pp.66-73