食糧需要における経済外要因の計測

唯　是　康　彦

1. 理論的接近

1問題の所在。戦後，わが国の食糧需要は，他の分野と同じく，著しい変化をみせている。この変化は単に戦前に較べて言われているばかりでなく，将来の問題としても，国民生活の向上や農業生産の発展と絡んで重要である。ところで，食糧需要は所得や価格などの経済変数によって経済学的には規定されているわけであるが，今日のような状態では，これらの経済関係を成立させている構造自身も考慮しなくては，現実の理解は不完全となる。ここに構造というのは経済分析における与件であって，嗜好・地域・職業・家族構成などのことである。これらの内容もまた変化していくとき，食糧需要の分析はこれらの質的要因およびその食糧需要へ及ぼす影響をも計量化することが要求されるのである。

理論を実証と直ちに結びつけるために，ここでは次のような単純なモデルを考えることにしよう。ある構造的差異によって分類されているm個のグループがあるとして，各グループはその構造的差異を除いては全く等質であると仮定しよう。次に各グループに属するn個の経済単位の食糧需要は全く所得だけによって規制されているものと仮定しよう。現在，わが国で得られる集計的資料の大部分は家計調査にみられる如く，上に仮定したモデルに合うようにできている。勿論，各グループが1つの構造的要因を除いて，他は全く等質であるということは非現実的であるが，実際の資料は多くの場合，1つの指標を除いて，ほかの知識を与えてくれないから，以上のように仮定せざるをえないのである。同様に，各グループ内部を規制する経済的要因が所得だけというのもおかしな仮定であるが実際の資料は所得階層別にはなっているけれども，その他の点，前期の所得や消費量，保有資産などについての知識は，大抵与えていない。価格については，時系列資料を除いては，先ず存在していないに等しい。

さて，ある商品への支出をE，所得をY，構造的要因をSで示すことにしよう。また，需要函数は単純な線型式であるとしよう。以上の関係を従来は各グループの平均値により次のように表現してきた。

$$E_{i\cdot}=a_{\cdot}+bY_{i\cdot}+cS_i \qquad i=1,\cdots,m \qquad (1)$$

サブスクリプトの・印は平均値を示している。(1)式が不充分なものであることは言うまでもない。第1に各グループ内の状態が全然考慮されていない。第2に構造的要因Sは計測できない場合が多い。そして，最後に，もしSが何らかの手段で計量化できたとしても，YとSとの関係が密接で，多重共線関係を発生させる恐れがある[1)]。

この解決策としてはAnalysis of Covarianceの援用による方法が提案されている[2)]。需要の所得に対する反応の仕方がすべてのグループで等しいと仮定すると，

$$E_{ij}=a_i+bY_{ij} \qquad i=1,\cdots,m\,;\ j=1,\cdots,n \qquad (2)$$

グループ間の構造的差異による効果は常数項a_iによって計量化されることになる。(2)式は各グループの平均点においても成立するから，

$$E_{i\cdot}=a_i+bY_{i\cdot} \qquad i=1,\cdots,m \qquad (3)$$

(2)式から(3)式を引き，各変数の平均値からの差を$\varDelta$で示すことにすると。

$$\varDelta E_{ij}=b\varDelta Y_{ij} \qquad i=1,\cdots,m\,;\ j=1,\cdots,n \qquad (4)$$

(4)式からbが求まると，

$$a_i=E_{i\cdot}-bY_{i\cdot} \qquad i=1,\cdots,m \qquad (5)$$

この方法の最大の弱点は，需要の所得に対する反応の仕方がすべてのグループで等しいと仮定したこと，つまりすべてのグループに同一の回帰係数bを仮定したことにある。もし，bがグループごとに違っていたならばどうであろうか，これが本論での課題である。

2解決への試み。上述の問題を考慮して(2)式を書き改めると，

$$E_{ij}=a_i+b_iY_{ij} \qquad i=1,\cdots,m\,;\ j=1,\cdots,n \qquad (6)$$

(6)式のb_iはグループごとに違っているのであるが，

---

1) 時系列分析において，趨勢を時間で示すことにすると，戦後のわが国では上昇一方の所得と趨勢とは比例関係をもつことになる。また，世帯人数別1人当り所得と世帯人数とは逆比例の関係にある。もっとも，これらの例は集計的資料について言われることであって，個表を対象とした場合は問題が違ってくる。ここに展開されたことは個表の分析には適当でない。

2) Valavanis はその著 *Econometrics*(1959) でこの方法を Unspecified　Factor Analysis と呼んでいる。

その差が経済的要因と経済外的要因とによって生じたものであると考えると，ここで仮定したモデルでは次のような関係となる。

$$b_i=\beta_0+\beta_1S_i+\beta_2Y_{i\cdot}+\beta_3S_iY_{i\cdot}\qquad i=1,\cdots,m \quad (7)$$

各グループの需要函数を線型で考えたため，b_i に対応する所得は各グループの平均値が採用された。また，(7)式は単純化のために加算式がとられたが，1次式にはせず，$S_iY_{i\cdot}$ の項が考えられたのは，あくまでも実証段階で発生してくる問題を配慮したからである。

ところで，(7)式は不連続な数値を前提して作られたものであるが，これが連続な数値についても成立すると仮定すると，(7)式から，すべてのグループの需要関係を一挙に表現するところの，(2)式にも匹敵すべき式が考えられる。

$$E_{ij}=a_i+(\beta_0+\beta_1S_i)Y_{ij}+\frac{1}{2}(\beta_2+\beta_3S_i)Y_{ij}^2$$
$$i=1,\cdots,m;\ j=1,\cdots,n \quad (8)$$

勿論，ここでは需要の所得に対する反応はグループごとに違うばかりでなく，所得階層ごとに違うから，出発点となった(6)式の前提とはかなり掛け離れたことになるが，これも実証段階における現行の方法との関連からとられた処置と解されたい。

(8)式の計測を，(2)式を解いたと同じ方法で行うことはできない。なぜなら，経済外的要因は a_i の中ばかりでなく，回帰係数の中にも入ってきており，しかも，常識では経済外的要因を(8)式の計測以前に数量としてとらえることはむずかしいからである。更に，回帰係数が違えば，その影響が a_i の中にも反映し，グループ間の構造的差異は a_i の単純な比較から導いてくることはできなくなるのである。このような場合には，構造的差異は2種類に分けて考えられねばならない。1つは回帰係数の差によって示されるところの，需要の所得反応の差であり，いま1つはそのような差を除いたところの，同所得水準における需要水準の差である。

需要函数は経済学的には効用函数から導かれてくるが，その効用函数はここで問題となっている経済外的要因を与件として作られているから，経済外的要因に $S_i=0$ という関係を与えぬ限り，β_0 と β_2 とだけからなる純粋の所得弾性値というものはありえないのである。言い換えれば，経済外的要因をも含めた需要函数を比較する場合は，これらの差を測定する絶対的尺度は存在しないのであって，すべては相対的にしか測定できない。そこで，あるグループを基準にして他を測定するという方法が採用されるが，それによって発見された関係から，他のグループを基準にした場合の関係が導き出せるなら，この測定にある種の客観性があるということができよう。

(6)式は各グループの平均点においても成立するから，それを変形すると次のようになる。基準グループを $i=0$ として示すと，

$$E_{i\cdot}=a_i+b_iY_{i\cdot}=a_i+(b_i-b_0)Y_{i\cdot}+b_0Y_i \quad .i=,\cdots,m \quad (9)$$

(9)式において，右辺の第3項に着目すると，この式は回帰係数がすべてのグループで等しく b_0 という場合の式となる[3]。したがって第1項と第2項との和 $a_i+(b_i-b_0)Y_{i\cdot}$ は回帰係数が b_0 という場合の常数項，$E_i-b_0Y_{i\cdot}$ に等しいことになり，回帰係数の差による効果および所得水準の差を除いた需要水準の差を示していることになる。この差は基準グループを変えれば b_0 の値が変るから，違ってくるが，いかなる場合もすべてのグループに適用される値は共通だから，需要水準の絶対値は変っても，大小関係は変らないはずである。

次に，回帰係数の相違はいうまでもなく右辺の第2項 (b_i-b_0) によって示されるが，この関係も基準グループを変えても変らないし，基準グループを変えた場合の値は直接 (b_i-b_0) から導き出されることができる。但し，b_i の中に経済的要因の効果が含まれている場合は，(8)式における1次の項と2次の項とを分けてみればよい。つまり，$\beta_1(S_i-S_0)$ および $\beta_3(S_i-S_0)$ となる。S_i が数量化せぬ限り，β_1 と β_3 とは計測できないが，これらの値がすべてのグループで一定なら，経済外的要因のグループ間の差は上の値から間接的に推定することができるのである。

ここで，実証の段階へ進む前提として函数型の問題に触れておこう。需要分析で重要な役割を果す弾性値の概念は微分の概念に関係しているから，計測範囲が狭ければ，両対数1次式が採用されるのが普通である。経済外的要因を考慮する段階になると，弾性値の一定を前提するのは不自然である。したがって，(6)式から(8)式への発展は実は両対数 1 次式から両対数 2 次式への前進が念頭にあったわけである。形式的には，(6)式と(8)式との関係は両対数式に限定される必要のないことは勿論である。しかし，所得弾性値と所得との関係を考慮に入れ

3) H. Wold and L. Jureen, *Demand Analysis—an econometric study*, 1952 において，時系列分析で発生する多重共線関係を回避する1つの手段として，横断面分析における所得弾性値の適用が提案されているが，これは本論の着想と似ている。しかし，わが国のように，横断面分析の所得弾性値が連年測定できる場合は，それら相互の関係がむしろ問題である。

た式は半対数1次式，対数—逆数1次式，シグモイド函数など，色々工夫されているところである。このような函数型を用いる場合，更に回帰係数に所得の効果を認めるべきかどうかは問題のあるところである。少くとも，以下の実測では，所得の効果は両対数以外の函数型では除去されているものと仮定し，回帰係数の差は経済外的要因のみによるものとして作業した。

3. 計測の実例

(1) 時系列分析と横断面会分析。戦後の食糧需要は，米・麦の劣等財と果実・畜産物の優等財とその中間のパンと魚介類という構図を，ますます顕著にしてきている[4]。この傾向は都会のみならず，農村においても同じで，ただ，米と魚介類とが都会より高い所得弾性値を示している点が違っているだけである。また，期間を昭和26年から昭和35年までについてみると，昭和30年前後で1つの構造変化がみられる。稲作生産の安定に伴う供給条件の変化によるもので，米と密接な関係をもつ商品ほど，この影響が著しい。

以上の点を念頭におきながら，ここでは食糧需要における2つの代表商品である米類と肉乳卵類との嗜好変化の計測を行ってみよう。ここで嗜好変化というのは需要の趨勢のことである。総理府統計局『家計調査年報』のうち，全都市勤労世帯1〜11月平均に関して昭和28年から所得階層別資料がえられる[5]。もし，この統計の対象が職業・地域・家族構成などの点で毎年変化していないとすれば，経済変数の効果を除去した残りの需要の差は全く嗜好の変化に帰せられるであろう。

先ず米類および肉乳卵類の需要函数を平均値の時系列で示しておこう。1人当り実質消費支出を E，1人当り実質可処分所得を Y，相対価格を P とし，米類を r，肉乳卵類を l として区別することにすると，

$$\log Er = 1.939 - \underset{(0.110)}{0.180} \log Y - \underset{(0.229)}{0.187}\, Pr \qquad 0.837$$

$$\log E_l = -4.363 + \underset{(0.397)}{1.522} \log Y - \underset{(1.367)}{0.178} \log P_l$$

$$+ \underset{(0.867)}{0.674} \log P_f \qquad 0.986$$

回帰係数の下の括弧内数字はその標準偏差，右端の数字は相関係数を示している。相関係数はサムプル数で調整されてはいない。なお，肉乳卵類における f というサブスクリプトは魚介類を示している。計測期間は米類が昭和31—35年，肉乳卵類が昭和28—35年である。米類の計測期間が短いのは前述の供給側からくる構造変化によるもので，これは当面の問題ではないから，回避した[6]。しかし，このために自由度は甚だしく落ちている。肉乳卵類について気付く点は価格弾性値が非常に小さく，その上，統計的には成立しないということである。1つには肉類内部の代替関係が大きいため，それらが合計されると価格反応を示さなくなるとも考えられるが，資料にも欠陥があるのかもしれない[7]。

第1表は両対数1次式による毎年の横断面分析の結果である。これと先の時系列の結果とを比較して直ちに気付くことは，米類では時系列所得弾性値は負の値を示し，横断面分析の結果より小さいことである。逆に肉乳卵類の時系列所得弾性値は横断面分析のどの結果よりも大きな値を示している。そこに何らかの趨勢が作用していることが推測されるのである。

第1表　年次別横断面需要函数(両対数1次式)

年次	米類			肉乳卵類		
	常数項	回帰係数	相関係数	常数項	回帰係数	相関係数
昭和28年	2.300	0.122	0.965	−0.138	0.662	0.985
29	2.388	0.105	0.933	−0.371	0.731	0.987
30	2.399	0.102	0.889	−0.186	0.685	0.980
31	2.562	0.062	0.752	−0.035	0.656	0.988
32	2.593	0.061	0.771	0.053	0.638	0.980
33	2.664	0.042	0.686	0.036	0.646	0.977
34	2.837	−0.004	0.105	0.256	0.592	0.985
35	2.784	0.010	0.155	0.298	0.592	0.990

先ず第1表の所得弾性値について，経済的要因との関係を追求してみよう。所得弾性値を b で示すことにすると，

$$b_r = 4.359 - \underset{(0.193)}{1.121} \log Y \qquad 0.940$$

$$b_l = 3.020 - \underset{(0.229)}{0.619} \log Y \qquad 0.782$$

4)　この構図は，米と魚介類，パンと畜産物と果実という2組の食型態として理解するのが妥当かもしれない。

5)　正確には昭和26年からであるが米類については昭和28年以降である。また，肉乳卵類は昭和33年以降肉類と乳卵類とに分けられている。

6)　需要の側だけから昭和26—35年を通して計測すると，『家計調査年報』全都市全世帯の品目分類では，$\log Er = 1.886 - 0.082\, t + 0.334 \log C - 0.345 \log Pr - 0.456\, Eb$，相関係数0.940という需要函数がえられる。ここで C は1人当り実質消費総額，Eb はパン類への1人当り実質支出，t は昭和30年以前1，以後0という dumny variable である。

7)　『家計調査年報』全都市全世帯品目分類についても似たような結果がえられる。ところが，全都市勤労世帯の年平均は良好な結果を示している。農林省統計調査部『食糧需給表』昭和26—35年によると次のような関係がえられる。$\log E_l = 1.875 + 1.307 \log Y - 1.942 \log P_l$ 相関係数0.989。

第2表　年次別横断面需要函数（両対数2次式）

年次	米類 回帰式	米類 相関係数	米類 平均点における所得弾性値	肉乳卵類 回帰式	肉乳卵類 相関係数	肉乳卵類 平均点における所得弾性値
昭和28年	$\log E_r=1.538+\underset{(0.220)}{0.544}\log Y-\underset{(0.030)}{0.058}(\log Y)^2$	0.973	0.114	$\log E_l=2.848-\underset{(0.744)}{0.991}\log Y+\underset{(0.104)}{0.228}(\log Y)^2$	0.988	0.700
29	$\log E_r=2.291+\underset{(0.241)}{0.157}\log Y-\underset{(0.032)}{0.007}(\log Y)^2$	0.933	0.104	$\log E_l=2.337-\underset{(0.600)}{0.746}\log Y+\underset{(0.081)}{0.200}(\log Y)^2$	0.990	0.768
30	$\log E_r=1.920+\underset{(0.313)}{0.362}\log Y-\underset{(0.041)}{0.035}(\log Y)^2$	0.892	0.096	$\log E_l=0.448+\underset{(0.801)}{0.340}\log Y+\underset{(0.108)}{0.046}(\log Y)^2$	0.982	0.689
31	$\log E_r=1.292+\underset{(0.252)}{0.744}\log Y-\underset{(0.035)}{0.092}(\log Y)^2$	0.825	0.039	$\log E_l=-1.071+\underset{(0.531)}{1.213}\log Y-\underset{(0.071)}{0.073}(\log Y)^2$	0.988	0.654
32	$\log E_r=1.205+\underset{(0.207)}{0.804}\log Y-\underset{(0.028)}{0.099}(\log Y)^2$	0.869	0.042	$\log E_l=-0.588+\underset{(0.651)}{0.981}\log Y-\underset{(0.087)}{0.046}(\log Y)^2$	0.981	0.627
33	$\log E_r=1.349+\underset{(0.177)}{0.747}\log Y-\underset{(0.023)}{0.094}(\log Y)^2$	0.840	0.023	$\log E_l=-0.957+\underset{(0.765)}{1.178}\log Y-\underset{(0.101)}{0.071}(\log Y)^2$	0.976	0.631
34	$\log E_r=1.574+\underset{(0.150)}{0.654}\log Y-\underset{(0.018)}{0.085}(\log Y)^2$	0.752	−0.008	$\log E_l=-2.771+\underset{(0.460)}{2.169}\log Y-\underset{(0.060)}{0.205}(\log Y)^2$	0.992	0.571
35	$\log E_r=0.479+\underset{(0.184)}{1.210}\log Y-\underset{(0.010)}{0.157}(\log Y)^2$	0.864	−0.016	$\log E_l=-1.053+\underset{(0.465)}{1.297}\log Y-\underset{(0.060)}{0.092}(\log Y)^2$	0.990	0.579

第3表　年次別横断面需要関数（半対数1次式）

年次	米類 常数項	米類 回帰係数	米類 相関係数	米類 平均点における所得弾性値	肉乳卵類 常数項	肉乳卵類 回帰係数	肉乳卵類 相関係数	肉乳卵類 平均点における所得弾性値
昭和28年	−7.249	155.418	0.967	0.122	−887.329	298.114	0.922	0.594
29	67.341	143.384	0.930	0.106	−1,184.090	382.884	0.922	0.627
30	79.974	140.169	0.879	0.103	−1,128.332	369.726	0.920	0.584
31	294.332	88.168	0.742	0.062	−1,256.175	411.291	0.954	0.560
32	318.134	92.684	0.765	0.061	−1,308.454	428.909	0.952	0.543
33	427.065	63.063	0.738	0.041	−1,352.726	443.306	0.923	0.542
34	685.678	−5.563	0.099	−0.004	−1,451.784	472.404	0.981	0.527
35	608.867	13.867	0.467	0.009	−1,656.955	535.878	0.969	0.535

第4表　年次別横断面需要函数（対数—逆数1次式）

年次	米類 常数項	米類 回帰係数	米類 相関係数	米類 平均点における所得弾性値	肉乳卵類 常数項	肉乳卵類 回帰係数	肉乳卵類 相関係数	肉乳卵類 平均点における所得弾性値
昭和28年	2.798	−192.53	0.957	0.100	2.536	−976.23	0.916	0.508
29	2.818	−173.91	0.879	0.077	2.622	−1,185.74	0.910	0.524
30	2.820	−180.24	0.862	0.078	2.632	−1,170.77	0.922	0.504
31	2.823	−130.42	0.807	0.053	2.690	−1,212.76	0.935	0.489
32	2.852	−133.70	0.844	0.052	2.710	−1,188.86	0.917	0.463
33	2.842	−96.68	0.799	0.038	2.727	−1,203.65	0.922	0.468
34	2.840	−119.05	0.128	0.042	2.784	−1,437.06	0.956	0.510
35	2.832	−75.32	0.461	0.025	2.826	−1,485.97	0.949	0.496

計測期間は前述の時系列分析と同じである。いずれの場合についても価格を考慮してみたが，成立しなかった[8)]。ところで，回帰係数に経済外的要因が作用しているときは，所得の効果は横断面分析の段階で既に考慮されていねばならない。

(2) 嗜好変化の計測。所得弾性値が所得と共に変化する函数型を，毎年の横断面分析に適用してみることにしよう。ここでは，両対数2次式，半対数1次式，対数—逆数1次式について計算を行ってみた。その結果が第2表，第3表，第4表に一括されている[9)]。

相関係数についてみると，一般に米類の方が肉乳卵類より劣るが，なかんずく，昭和34年～35年の値は小さい。そのなかでは，両対数2次式がまだましな値を示している。肉乳卵類の両対数2次式は相関係数は高くとも，

8)　例えば肉乳卵類について，$b_l=3.780-\underset{(0.740)}{0.433}\log Y+\underset{(2.541)}{0.210}\log P_l-\underset{(1.613)}{0.935}\log P_f$，相関係数 0.782。

9)　H. S. Houthakker and S. J. Prais, The *Analysis of Family Budgets*, 1955 には函数型の資料への適合度を検定するのに Durbin-Watson Ratio の利用があげられている。昭和34年について，3種類の函数型の Durbin-Watson Ratio を算出してみると両対数2次式，半対数1次式，対数—逆数1次式の順に，米類では 0.848，0.601，1.018，肉乳卵類は 1,912，2.113，1.002 となっている。

第5表

項目	米類 回帰式	米類 相関係数	肉乳卵類 回帰式	肉乳卵類 相関係数
両対数 2次式	$A_r=1.036-0.121\log P_r+0.005\log T$ $\quad(0.269)\quad(0.012)$	0.101	$A_l=-0.557+0.051\log P_l+0.476\log P_f+0.191\log T$ $\quad(0.870)\quad(0.572)\quad(0.045)$	0.988
	$B_1(Si-S_0)=-0.022+0.131\log T$	0.373	$\beta_1(Si-S_0)=-1.874+2.520\log T$	0.923
	$\beta_3(Si-S_0)=0.009-0.054\log T$	0.519	$\beta_3(Si-S_0)=0.315-0.442\log T$	0.906
半対数 1次式	$A_r=78.390-2.782\log P_r-0.381\log T$ $\quad(77.195)\quad(3.384)$	0.009	$A_l=-2,509.378+282.850\log P_l+316.970\log P_f+134.060\log T$ $\quad(875.100)\quad(575.240)\quad(44.830)$	0.933
	$b_i-b_0=1.190-1.651\log T$	0.861	$b_i-b_0=-59.048+107.706\log T$	0.976
対数—逆数 1次式	$A_r=1.119-0.104\log P_r-0.026\log T$ $\quad(0.127)\quad(0.005)$	0.926	$A_l=2.920-1.044\log P_l+0.876\log P_f+0.137\log T$ $\quad(1.118)\quad(0.735)\quad(0.057)$	0.960
	$b_i-b_0=52.40-72.03\log T$	0.773	$b_i-b_0=-129.233+209.18\log T$	0.521

理論的符号と一致しない回帰係数や有意性のない回帰係数が多い。しかし，これらの問題は一応無視して，上の方法を適用してみることにしよう。基準年次をいつにとるかは議論のあるところであるが，ここでは食糧需要が安定期に入った最初の年である昭和31年を採用することにした。

昭和31年の回帰係数を用いて計算された毎年の常数項を A で示すことにしよう。A は年次間で関係づけられるために，実質額とされていなくてはならない。以上の議論が立脚している前提によれば，A には少くとも2つの要因が作用しているはずである。1つは嗜好変化であり，他は価格変化である。対象とするグループが時間以外の経済的要因で分類されているならば，価格の作用はないと考えるのが普通であるから，A はそのまま，経済外的要因の効果を示すものと解されるのが，時間的分類ではそのようなことは許されない。そこで嗜好変化と価格変化との効果を A のなかから分離することが考えられねばならない。ここでは従来の方式に従って，嗜好変化を趨勢に求められるとして，この変数を時間 T で代用することにした。米類は昭和31年を時間の出発点に，肉乳卵類は昭和28年を出発点に，それぞれ選んだ。結果は第5表に一括されている。米類についても肉乳卵類についても回帰係数の信頼度は極めて悪いが，これはここで用いられた方法からくる誤差のほかに，資料そのものやこれを処理する変数の選択に問題があるものと思われる。米類では時間に対しては，両対数2次式を除いて，負の符号が認められる。つまり，衰退の趨勢があると考えられる。これとは逆に，肉乳卵類では上向きの趨勢が認められている。但し，肉乳卵類の価格に関する回帰係数は2種類の函数型で正の符号を示している。米類および肉乳卵類，両方を通じて良好な結果をみせているのは対数—逆数1次式である。

次に回帰係数の関係をみてみよう。基準年次の回帰係数と他の年次の回帰係数との差を実質額に修正してとり，それを時間と関係づけた。回帰係数は先に見たように，価格との関係は薄いと思われたので，ここでは価格は考慮されていない。結果は同じく第5表にみられる。米類では両対数2次式を除いて，A の場合と同様負の傾向がある。両対数2次式の場合は殆ど回帰関係は成立していないに等しく，需要水準の点でも，回帰係数の点でも，両対数2次式によると，米類には趨勢変化は認められないと言うことになる。しかし，概して言えば，米類はいずれの函数型によっても，所得階層の差を少くしていく傾向があることは確かである。

これに対して，肉乳卵類では回帰係数に上向きの趨勢が認められる。両対数2次式の場合は第3項の回帰係数に下向きの傾向があるから，所得弾性値は低落傾向を示すが，第2項の回帰係数の上向き傾向はこの低落を喰い止める働きがある。半対数1次式の場合には，回帰係数は明瞭に上向き傾向を示し，所得階層別需要の差を拡大し，所得弾性値の低落を阪ぐ作用をする。対数—逆数1次式の場合にも，回帰係数には上向き傾向があるが，これは統計学的には幾分，弱いようでるあ。