

食料需要の趨勢効果

唯 是 康 彦

一、趨勢効果の意味

1、消費者行動の理論。需要函数は消費者行動の理論から演繹されるか、効用ないし選好の原理に立脚するこの理論は、一地点一個人の一時点における消費原理を追求するために、当然のことながら現実への適用に当っては、多くの限界にぶつかることになる。この理論は次のような需要函数を導き出してくる。いま、ある商品の需要量を e 、その価格を p 、その商品と強い関係にある関係商品価格を r 、弱い関係にある関係商品を一括して消費者物価指数 I で示すことにすると、

$$e = f(y, p, r, I)$$

ここで f は函数関係をあらわしている。この函数はこれまた消費者行動の理論から零次同次函数であることが証明されるから、独立変数は I でデフレートすることかできる。

$$e = f(y/I, p/I, r/I)$$

さて、われわれはこの函数を現実に適用して需要関係を測定しようとする場合、一つはこの函数をいかなる型に

したらよいかという問題、いま一つは上述の独立変数だけでは現実の側面だけしかとらえておらず、したがって、脱落した変数からの影響のため計測にバイアスが發生するのではないかという問題に当面する。最初の問題については現在のところ理論的展開は極めて薄弱である。われわれは需要函数の型を決定する理論的根拠をほとんど持ち合せていない。過去の実績と計算上の便利から函数型が決定されているのが現状である。これに対して、第二の問題は常識的反省からある程度の理論の拡大を可能にしている。それは二つの観点から遂行される。一つは動態化の方向であり、他は社会化の方向である。消費者行動の理論は所得がごとく支出されるといふ仮定に立っているから、貯蓄に対する考慮はない。しかし、貯蓄が債券の形で表現されれば、債券という商品を利子という価格で取引することになり、時間の要素が入ってくるにしろ、消費者行動の理論に基本的変更を与えない。しかし、貯蓄と未来の消費であるから、貯蓄の考慮は現在の消費と未来の消費との間の時間選好の問題を提起する。時間選好は利子率という標識によつて現実に着陸するわけであるが、その着陸は決して平穩無事にはいかないのである。少なくとも二種類の攪乱をひきおこすだろう。資産の蓄積がその一つであり、不確定性がいま一つの攪乱である。貯蓄は資産の蓄積をもたらすし、引出しは資産の減少をきたす。消費者行動の理論は常に資産一定の仮定の上に展開されているが、資産が変化した場合には当然、消費の型も変化するはずである。流通資産が増加すれば、消費支出がふえるというピグー効果はまさにその一例である。次に、ここで不確定性といっているのは未来になが起るかわらないという意味での不確定性である。この不安に対して消費者が抱く態度は期待であり、とる行動は習慣である。期待は常に現実と喰い違い、習慣は常に最適な行動とは限らない。このようにして、消費者行動には觀念と現実とのアンチミーが發生する。

消費者行動の理論は個人の効用ないし選好に基づいているから、需要函数の計測に当っては実際問題として社会化の方向を考慮しなくてはならない。社会化の手続きとしては最も単純には人口や所得・資産の分布が配慮されなくてはならないが、更に家族構成、職業、地域の差異が必要に影響をもつ。家族構成は世帯人員数・年令・性別などによって表現されるが、食料需要の場合には年令、性別は直接、消費量およびその内容に関係してくるし、世帯人員数は家族規模のエコミーを通して関係をもつ。職業の相異は労働条件を変えるために、労働条件の側面から食料需要の量と質に影響を与える。肉体労働は澱粉系食品を多く必要とするといった類である。地域の相異は自然条件を変えるために、この側面から食料需要に変化を与える。蛋白質には特異動的作用があるところから、寒い地帯ほど動物系食品を好む傾向がある。しかし、地域の差異はこのほかに文化形態の差異とも関係する。宗教的タブーの有無は食料消費形態を変えるが、これほど極端でなくとも、地域的文化形態の差異は食習慣に影響する。

ところで、文化形態の問題の一つに社会の近代化ということがある。社会の近代化の内容は多面的であるが、一人当たり所得の増加と肉体労働の軽減はその特徴であり、その生活態度は合理的である。したがって、社会の近代化は食料需要を合理化して、一人当たり摂取カロリーの増加・澱粉系食品比率の低減、いわゆる食生活の高度化をもたらす。特にわが国にあつては社会の近代化は西欧文化の導入と軌を一にして行なわれてきたから、食生活の高度化は同時に食生活の洋風化と重複することになる。社会の近代化は社会のあらゆる部分で同じ程度に進行していくことはないから、この相異から食生活の高度化ならびに洋風化にも差が発生してくる。これが最も典型的にみられるのは都市と農村との関係である。社会の近代化は都市ほど進行しているし、西欧文化の導入も都市を通じて行なわれるから、都会化の程度は食生活の性格を決定する重要な要因となってくる。しかし、社会の近代化の程度は地域

差にのみ表現されるものではない。職業にも社会の近代化の各段階で発生してきたり、変容してきたりするものがあるから、その高い段階の職業に従事しているほど職業の影響から食生活も高度化している可能性が強いだろう。また、社会の近代化は世帯人員数を縮小させる傾向にあるし、女性の地位を向上させるし、若いひとに大きな効果を与えるから、家族構成の側面からも食生活に影響を及ぼすであろう。

2、嗜好の変化。消費者行動の理論は、嗜好の一定を基礎にして組み立てられている。この理論を動態化・社会化する場合には、嗜好をどのように扱ったらよいだろうか。個人が異なれば、その嗜好が異なってくることは当然である。したがって、そのモナド的理論を社会化することは異質の要因を集計するという困難な問題を提起することになる。しかし、一見異質な嗜好にも、ある程度同質性が存在する。この考え方は生活環境が類似すればそのひとの嗜好も類似してくるという仮定に基づいている。地域・職業・家族構成などの社会化要因は嗜好の生活環境による同質性を説明しようとするものである。もちろん、類似の生活環境のなかにあっても、個々人の嗜好には以然として異質の部分は残るだろう。しかし、この異質な嗜好の内容と分布とが一定であれば、諸要因の変化に対する需要量の変化は安定した関係を提示してくる可能性がある。したがって、消費者行動のモナド的理論と類似の所得・価格による需要の説明が人口および所得分布の考慮のもとに可能となるのである。

しかし、嗜好の内容と分布とは時間とともに変化する可能性をもっている。この変化は同一個人の嗜好の変化と世代交替による嗜好変化とを含んでいる。同一個人の嗜好変化にはその個人の生活環境の変化からくる部分と時代そのものの影響からくる部分とがある。生活環境の変化からくる部分は、資産と利子率および社会化要因によって説明がつくものと思われる。もちろん、生活環境が変化しても直ちにその状況に反応するとは限らない。そこには

不確定性の変化に基づく期待と習慣の変化を待たなくてはならない部分が存在する。時代そのものの影響からくる嗜好変化にも期待と習慣の変化は要求されるのであるか、時代の影響の内容は二重である。一つは消費形態の変化である。たとえば新商品が出現したり、旧商品に新しい使用分野が開拓されたり、消費技術が新しく開発されたりする場合がこれに該当する。いま一つは消費觀念の変化である。これは消費形態はそのままでありながら、その形態の意味を再発見することから、需要が変化する場合である。栄養の観点から従来より肉食を増加したり、便利性の観点から米食をパン食へ切り換えるのなどはこれに相当する。消費形態の変化は客観的な側面から嗜好を変化させるのに対し、消費觀念による嗜好変化は主観的である。しかし、現実の問題としてみれば、両者は盾の両面であり、消費形態は消費觀念の変化に誘発されて発展し、消費觀念は新しい消費形態の出現によって変質する。歴史的には社会の近代化の進展と関係しているものと思われる。

世代交替による嗜好変化は基本的には全く異質の嗜好の消滅と出現であり、これは理論的には嗜好の内容と分布を大きく変えるものである。しかし、新しい個人の出現は時代・地域・職業・家族構成という制約のなかで行なわれるから、時代の影響と社会要因によって説明される部分がその個人の嗜好のなかに受けつがれることになる。これは社会が全体として一人の不死身の巨人であるかのような結果を与える。つまり、個人消費の動態化理論が社会全体にも適用されうることを意味している。もちろん、絶対的に融合することのない個人間の嗜好の異質性は残り、それが世代交替により内容と分布を変化させるから、諸要因の変化と需要の変化との間の関係は不安定となり、その限りにおいては分析は不可能となる。

通常、われわれは変化を三種類に分けて考える習慣をもっている。一つは偶発的变化であり、その二は周期的変

化であり、三番目は趨勢変化である。既述のように、嗜好変化には社会化要因を動態化要因と結合することによって説明のつく部分と時代の影響を動態化要因と結合することによって説明のつく部分と、異なるものの変化する部分とがあるが、このうち、社会化要因の動態化による部分は理論的には変化の特定の型を指定することはできない。これに対して、時代の影響による部分は戦争などの偶発的事故のない限り、趨勢変化とみなすことができる。この場合の趨勢変化は時代の進展がある傾向をもって連続的であるためと、その影響の伝播が動態化要因によって漸次的であるためとの両方の意味においてそうなのである。嗜好の異質性の出現は元来、突発的である。しかし、社会的にみた場合には全体としてある傾向をもつていないとは限らない。この意味では嗜好の異質性の変化にも趨勢変化のみられる場合があるだろう。嗜好の異質性でもし突発的であるならば、社会全体としてみた場合には需要のランダム・ヴァーリアブルとなる。嗜好の異質性が趨勢変化を示すなら、時代の影響に一括してトレンドで表示することが可能になる。したがって嗜好の異質性の内容および分布の変化は理論的に需要分析を不可能にするけれども、計測的には極めて大雑把な水準においてある程度の解決を示しているのである。

3、線型重合の問題。需要予測の計測に当っては、まず諸要因の数量化が問題である。所得・価格・利率・資産などは直接、数量化されうる。所得および資産の分布についても同様である。期待や習慣の効果はある仮定をもつて、うけることによって所得や価格や消費量の時差変数として表現することができる。人口や世帯人員数・年令はそれ自体が一つの数量である。しかし、これらは例外であつて、一般の社会化要因は数量化が極めてむずかしい。このような場合には、資料を各要因ごとに同質になるように分類・整理して、同質の資料ごとに別々に需要函数を計測するのが望ましい。もっとも、一見数量化できない社会化要因も数量的指標が全くないというものではない。位置

には緯度や温度が、都会化には人口や水道普及率が、職業には労働程度や教育程度が、性別には必須栄養量などが用いられるだろう。もちろん、これらの指標はその要因の側面しかあらわしていないから、これらの指標によらず、ダミー・ヴァーリアブルを利用した方が公平である場合もあろう。しかし、これとても函数型に歪みを与える恐れがある。社会化要因に関する数量化の試みはその要因を常に完全に表現しえないから、不完全な部分は残差項目に落ちるだろう。その場合、残差となった部分に一定の傾向があれば、これは時代の影響による嗜好変化を示す趨勢変化と混同されることになる。

諸要因が数量化されると、次の段階としてはどの要因を独立変数として採用するかが決定されなくてはならない。計算能力に限度があるし、自由度の面からの制約もある。したがって、独立変数は一定数にとどめられる。ということは逆に、脱落変数が存在することになり、これら脱落変数ないしはその組合せが一定傾向をもっている、これもまた嗜好変化を示す趨勢変化に包含されてしまう可能性が発生する。既述のように、時代の影響による嗜好変化は歴史的には社会の近代化と不可分の関係にある。ところが、社会の近代化は家族構成・職業・都会化などの社会化要因を介して具体化する性格をもっているわけであるから、時代の影響による嗜好変化は現実の問題としては社会化要因と無関係では存在できないのである。嗜好変化に趨勢変化があれば、社会化要因にも趨勢変化が存在する可能性が強いのである。したがって社会化要因の脱落は直ちに嗜好の趨勢変化と合体するわけである。

嗜好変化と社会化要因とが社会の近代化を介して平行していることは、要因の非数量化部分や脱落項目の効果を嗜好変化へ帰属させて、嗜好変化の内容を不純なものにするにとどまらない。需要函数を線型回帰式で求める限り、嗜好の趨勢変化と採用された社会化要因との間に線型重合を発生させる可能性をもつ。しかも、この問題は更に社

社会化因だけに限らず、所得・価格・資産などの経済変数との間にも同様の困難をひき起すのである。経済自体が社会の近代化の推進力であり、またその帰結であってみれば、経済諸変数になんらかの傾向がみられるのも不思議のないことである。したがって、嗜好の趨勢変化と経済変数の間にも線型重合の発生する可能性が存在する。戦後のわが国にあっては、所得が単調に成長したために、需要函数で所得効果から嗜好変化の効果を分離することが極めて困難になっていることは余りにも有名なことである。

回帰式、 $x_0 = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$ において、 x_1 と x_2 とが次のような比例関係にあれば、

$$x_2 = a_2 + a_1x_1$$

この回帰分析におけるモメントのうち、 x_1 と x_2 とに關係しているものは、いずれか一方のモメントだけで表現可能である。モメントを m とし、各変数の添字と対応する添字をつけることとし、バーをもって各変数の平均値を示すことにする。

$$m_{y_0} = \sum (x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2) = a_1 \sum (x_1 - \bar{x}_1)(x_1 - \bar{x}_1) = a_1 m_{11} \quad z = 0, 1, 3$$

$$m_{x_2} = \sum (x_2 - \bar{x}_2)^2 = a_1^2 \sum (x_1 - \bar{x}_1)^2 = a_1^2 m_{11}$$

このモメントによって回帰係数を求めると、たとえば b_1 は次のようになる。

$$b_1 = \frac{\begin{matrix} m_{01} & m_{12} & m_{13} \\ m_{02} & m_{22} & m_{23} \\ m_{03} & m_{32} & m_{33} \end{matrix}}{\begin{matrix} m_{01} & a_1 m_{01} & m_{13} \\ a_1 m_{01} & a_1^2 m_{11} & a_1 m_{13} \\ m_{03} & a_1 m_{13} & a_1^2 m_{33} \end{matrix}} = \frac{\begin{matrix} m_{01} & m_{11} & m_{13} \\ a_1 m_{01} & a_1 m_{11} & a_1 m_{13} \\ m_{13} & a_1 m_{13} & a_1^2 m_{33} \end{matrix}}{\begin{matrix} m_{01} & m_{11} & m_{13} \\ m_{01} & m_{11} & m_{13} \\ m_{13} & m_{13} & m_{33} \end{matrix}} = 0$$

つまり、 b_1 を求めることは不能になってしまう。 b_1 以外の回帰係数についても全く同様である。したがって、回帰式のうち独立変数相互になんらかの比例関係があると、回帰係数は解不能ということになる。もちろん、実際には厳密な比例関係は存在しないが、統計的にこの比例関係がほぼ成立すれば、ここに示したのに近い事態が発生し、回帰係数の値は極めて不安定なものとなる。しかも、この関係は純粹に数学的であるから、基本的にはこの困難から脱脚することは極めてむずかしい。以下に展開された計測もこの点に関しては便宜的・妥協的な方法を選んでいる。

二、変数階差による回帰分析

1、分析の限界。以下に展開される需要分析には最も単純な需要函数を仮定することにしよう。すなわち、一人当たり需要量 q を決定する要因は、一人当たり実質消費総額 c と当該商品の消費者価格指数に対する相対価格 P と趨勢的嗜好変化を示すトレンドだけであるとしよう。したがって需要の動態化や社会化のみならず、関係商品価格の効果も考慮されていないことになり、これら脱落要因の効果はその要因の変化形態にしたがって c か P か t かのいずれかの効果のなかに混入するか、ランダム・ヴァーリアブルに一括されるかすることになる。ここで採用する函数型は慣例によってトレンドを除いて、両対数一次式とする。 u はランダム・ヴァーリアブルである。

$$\log q_t = b_0 + b_1 \log c_t + b_2 \log P_t + b_3 t + u_t$$

対数変換した変数を大文字であらわせば、

$$E_t = b_0 + b_1 C_t + b_2 P_t + b_3 t + u_t$$

食料需要の趨勢効果

函數型の不正確さからくる歪みはこれまたランダム・ヴァーリアブルのなかに含められると仮定する。さもなくば、回帰係数に歪みを与えることになるであろう。

ところで、右の式を戦後のわが国に適用した場合、直ちに起る困難は C_t と t とが比例関係にあり、前節で述べた線型重合が発生することである。そこで、この困難を回避するために次のような手続きをとる。すなわち、右の式は $T-1$ 期においても成立するから、

$$E_{t-1} = b_0 + b_1 C_{t-1} + b_2 P_{t-1} + b_3 (t-1) + u_{t-1}$$

この $T-1$ 期の式を t 期の式から引いてやり(引き算は対数で行なわれるから、実質的には割り算である)、その変数の差額を Δ で示すことにすると、

$$\Delta E_t = b_1 \Delta C_t + b_2 \Delta P_t + b_3 + \Delta u_t$$

この階差による式をみると、トレンドは消え、その係数だけが常数項として残っているだけである。したがって、変数の階差を新たな変数として回帰分析を行なえば(標本数は前の回帰分析より一箇所少ない)、今度は C_t と t との間に線型重合が発生するというような困難は起らない。 b_3 は b_1 と b_2 を求めた後、それらを独立変数の階差の平均値に掛け、従属変数の階差の平均値から引くことによつて求められる。更に b_3 が求まれば、変数そのものの平均値と $b_1 \cdot b_2 \cdot b_3$ の推計値を使って b_0 を計算することができる。かくて、数学的には一応 C_t と t との間の線型重合の問題は解決したことになるのである。

線型重合に関する右の数学的解決法は、しかしながら、統計学的には必ずしも好ましいものとは思われない。それは階差の式における Δu_t の内容を考えてみると明らかである。

$$\Delta u_i = u_i - u_{i-1}$$

いま、かりに $|u_i| \Delta u_i \geq 0$ とすると、 u_i ならばに u_{i-1} が同符号ならば、

$$|u_i| \Delta u_i \geq 0$$

であるが、符号が反対ならば、

$$2|u_i| \Delta u_i \geq u_i$$

となる。つまり、時間的に隣接したランダム・ヴァーリアブルが同符号の場合はその階差は縮小する可能性があるが、異符号の場合は逆に階差は増大する傾向がある。しかるに、ランダム・ヴァーリアブルは隣同志で異符号であることが最も望ましい状態にあるといえよう。もし、すべてのランダム・ヴァーリアブルが同符号なら、その回帰式は明らかにバイアスをもっていることになり、ランダム・ヴァーリアブルはもはやランダムではなくなってしまう。したがって、階差回帰式のランダム・ヴァーリアブルがもとの回帰式のそれらより小さな分散をもつことは、もとの回帰式にバイアスのある可能性を示唆していることになるのである。もつとも、

$$\sum \Delta u_i^2 = \sum (u_i - u_{i-1})^2 = \sum u_i^2 - 2 \sum u_i u_{i-1} + \sum u_{i-1}^2$$

であるから、ランダム・ヴァーリアブルが相互に完全に独立であれば、

$$\sum \Delta u_i^2 = \sum u_i^2 + \sum u_{i-1}^2$$

となり、右辺の第一項も第二項もほとんど大差がないので、いかに $|u_i|$ が大きくなろうと、 $|u_{i-1}|$ の場合と同じ結果をもたらすはずであるから、標本数が充分大きく、ランダム・ヴァーリアブルがその前提条件を充たしているのであれば、統計学的にも階差回帰は決して誤りとはいえないであろう。しかし、 $|u_i|$ が $|u_{i-1}|$ より大きくならな

ればならないとすると、階差回帰の精度が落ちることはやむをえないことといわねばならない。

精度が落ちるという点では階差回帰の場合はランダム・ヴァリアブルのみにとどまらない。変数の観測差についても同様ながいられるだろう。観測値を X として、その真値を x 、観測誤差を ϵ とすると、

$$X_i = x_i + \epsilon_i$$

したがって、この観測値の階差 ΔX_i は、

$$\Delta X_i = \Delta x_i + \Delta \epsilon_i$$

ここで $\Delta \epsilon_i$ が ϵ_i より小さくなる場合と大きくなる場合とがあり、もし二倍になれば、観測値に占める誤差の比率は ϵ_i/X_i から $2\epsilon_i/\Delta X_i$ となり、分母は通常 ΔX_i の方が X_i より小さいから、誤差比率は倍以上となり推計を大きく狂わす原因となることがしばしばである。

2、計測結果。総理府統計局『家計調査年報』全都市全世帯品目分類について変数階差の回帰分析を適用してみた。食料は周知のように昭和三〇年を境に米の供給条件が変わったため、需要にもある種の構造変化が起ったと考えられる。したがって、本来なら計測期間を少なくとも昭和三一年以降に限定すべきであるが、そうすると標本数が余りにも少なくなるので、ここでは昭和二八年〜三七年を計測期間とした。昭和三〇年における食料需要の構造変化は主食について起ったことであるから、他の項目にはそれほど影響がなかったという仮定に立っているわけである。計測期間が一〇年間であるから、標本数は九箇である。需要関数は前述の通り一人当り実質消費総額、相対価格、トレンドを独立変数とし、従属変数は中分類を採用したため、一人当り実質支出額とした。なお、資料が全都市に限定されている点で地域の考慮が若干なされているが、それ以外の要因はことごとく無視されている。

第二・一表が計測結果である。b₁は所得弾性値、b₂は価格弾性値、b₃は趨勢効果である。もとの式と実数表示であらわすと、

$$e = (\log^{-1} b_0) c_1^{\alpha_1} p_1^{\alpha_2} a_1^{\alpha_3}$$

であるから、これをtに関して偏微分してやると、

$$(\partial e / \partial t) / e = b_3 \log e \approx 2.30258509 b_3$$

左辺は所得および価格効果を除いた後の、需要量の成長率を示している。計測結果をみると、概して相関係数が低く、回帰係数の標準偏差は大きい。したがって、計測された回帰係数や成長率の有意性にも疑問が残ることになる。住居費やその内訳の家具・什器は価格弾性値が正符号になっている。これらの資料が当年の現金支出だけに限られ、保有や在庫が考慮されていないことは、このような結果の一つの理由であろう。被服費は極めて高い所得弾性値を示しながら、これまた大きな負の成長率を示している点は、価格弾性値の標準偏差の大きいことと関連して、好ましい結果とはいえない。食料・光熱・雑費については、回帰係数の有意性に問題は残るけれども、計測結果は比較的穩当である。これによると、食料の成長率は一・二%ということになっている。

食料の内訳についてみると、穀類以外の食料は四%の成長率を示し、戦後のわが国の食生活を思えば適当な値のように思われるけれども、所得弾性の余りにも低い値をみるに、やはり疑問が生じてくる。魚介類は所得弾性値の有意性に問題が残るし、成長率が絶対値にしてやや大き目にみえるが、比較的妥当な結果に思われる。肉類の成長率は負の値であるけれども、これは大きな所得弾性値と関係しているようにみえる。逆に乳卵類には大きな正の成長率が出ているけれども、これまた余りにも小さな(負の)所得弾性値と関連しているのであろう。野菜・乾物・

第2.1表 変数階差回帰分析によるトレンドの抽出

	b_1	b_2	b_3	成長率(%)	r
住 居	1.43383 (1.29100)	*0.30807 (0.94816)	0.01075	2.5	0.48549
家 具・什 器	1.52647 (2.08530)	*1.85695 (0.44575)	0.01969	4.5	0.72651
光 熱	0.65354 (0.44090)	-0.49364 (0.30000)	0.00490	1.1	0.70781
被 服	2.95942 (0.68491)	-0.47347 (1.05020)	-0.04081	-9.4	0.79411
雑 費	0.76030 (0.54699)	-0.43786 (0.63984)	0.00925	2.1	0.52584
食 料	0.34407 (0.02311)	-0.60590 (0.42356)	0.00526	1.2	0.72368
穀類以外の食料	0.11623 (0.52267)	-0.59488 (0.49253)	0.01725	4.0	0.61140
魚 介	0.46766 (0.50588)	-0.85314 (0.02605)	-0.01654	-3.8	0.80970
肉 類	1.70660 (0.49223)	-0.98062 (0.02523)	-0.01167	-2.7	0.90769
乳 卵	-0.60167 (0.92082)	-0.12870 (0.57061)	0.02925	6.7	0.36346
野 菜	-0.24875 (0.36661)	-0.58918 (0.00901)	0.01632	3.8	0.94478
乾 物	-0.12238 (0.78587)	-1.43852 (0.02187)	-0.01199	-2.8	0.97422
加 工 食 品	0.66498 (0.71084)	-0.45366 (-0.43429)	-0.00324	-0.7	0.46379
調 味 料	-0.59329 (0.43556)	-0.20503 (0.32029)	0.00032	0.1	0.51439
菓 子・果 物	1.32546 (0.37393)	-0.84435 (0.01713)	-0.01072	-2.5	0.92000
酒 類	1.23686 (0.68956)	*0.64956 (0.38171)	-0.00324	-0.7	0.69160
飲 料	2.24227 (0.52669)	-0.25367 (0.54194)	0.00177	0.4	0.87470
外 食 費	0.00308 (0.62201)	-3.78180 (1.13000)	0.04983	11.2	0.82589

食料需要の趨勢効果

七〇

注. 資料: 総理府統計局『家計調査年報』全都市全世帯品目分類の年計資料.

推計式: $E_t = b_0 + b_1 C_t + b_2 P_t + b_3 t$ という式から $t-1$ 期の同式を引いた差額を d で示すと $dE_t = b_1 dC_t + b_2 dP_t + b_3$ となるが, この式について b_1, b_2, b_3 の推計を行なった. r は相関係数.括弧内数字は回帰係数の標準偏差. *印は理論的符号に一致しないもの, 成長率は b_3 に $\log_e 10$ を掛けた値.

調味料は負の所得弾性を示しているけれども、これらの所得弾性値は本質的に小さな値であるにしろ、負の値であるかどうかは問題である。もちろん、諸係数の統計的有意性も余りない。正の値ではあるが統計的有意性の点で弱いのは加工食品も同様である。これに対して、菓子・果物は諸係数の統計的有意性では満足な結果を与えている。ただ、成長率が負である点は常識に反するものがある。しかし、菓子・果物の内容は時代とともに変化しているで、支出金額を実質化する際に価格指数の関係で以上のような結果になったのかもしれない。酒類は価格弾性値が正符号になっている。飲料は価格弾性値の有意性が弱く、高い所得弾性値と低い成長率との間には関係があるのかもしれない。外食費の成長率は極めて大きいが、他方、所得弾性値は小さすぎる。なお、外食費の価格は食料一般の価格指数を代用した。大きな価格弾性値はこれと関係があるかもしれない。

以上、計測結果をみてくると、統計的でないしは常識的にやや妥当とみられるのは、光熱・雑費・食料・魚介・菓子・果物といったところで、これとても信憑性は余りない。いわんや、残りの大半は完全に奇妙な結果であるということができよう。しかもそれらを見ると、すべてが所得弾性値が大きすぎて、トレンドが小さすぎるか、その逆であるかしている。これは基本的には既に論じたように階差による誤差の拡大ということに帰せられるが、更に、所得の階差と価格の階差との間にも比例関係があるとか、あるいはトレンドの型が指数函数ではないとかいった可能性も伏在しているかもしれないのである。結局、変数階差による回帰分析は使用した資料に関する限りでは、予想通り、余り良好な結果を与えなかったということになるのである。

三、条件付回帰分析

1、タイムシリーズとクロスセクション。総理府統計局『家計調査年報』全都市勤労世帯についてはタイムシリーズ資料とクロスセクション資料との両方がえられる。もつとも、クロスセクション資料は一二月が別途に集計されているので、実際に計測されるのは一〜十一月ということになるが、消費水準は別として、所得弾性値については一二月を除いても余り影響がないとすれば、クロスセクション資料による所得弾性値とタイムシリーズ資料による所得弾性値とを比較することができる。この作業は昭和三一〜三七年については別の論文で発表した⁽¹⁾が、その結果は両弾性値の間にかんりの喰い違いのあることが明らかにした。もし、いずれか一方が真の所得弾性値を示しているのであれば、他方は所得以外の要因の効果をも含んでいることになる。タイムシリーズ資料とクロスセクション資料とを比較した場合には、前者の方が遙かに多くの要因変化の影響を受けているものと思われる。クロスセクション資料はこの場合一年間の集計であるから、諸要因は余り大きく変化していないと考えられる。したがって、需要は構造的には安定しているわけである。所得階層に対応した需要は、その構造を前提した限りにおいては純粋に所得効果を反映することになる。つまり、クロスセクション弾性値の方が真の所得弾性値に近いということがいわれよう。しかし、ここには大いに問題がある。各所得階層すべてのひが直面している生活環境が全く同じで、違ふのは所得だけであるなら、以上のようなことはいわれるが、生活環境が違っていたならば、いかに構造的に安定しても、所得階層間の需要の差異には単に所得の差異ばかりでなく、その他の要因の差異からくる効果も含まれていることになり、所得弾性値は純粋性を失ってしまう。

クロスセクション資料が構造的に安定しているということは、しかしながら、単一時点についてのみいわれることである。時点が変われば、構造的に以前と同じであるという保証はない。したがって、異時点の所得弾性値とは

相互に一致するという必然性はないのである。もし、両時点の所得弾性値が一致したとするならば、偶然の一致を除けば、次の二つの場合のいずれかを指示していることになる。一つは両時点間で構造的変化が起らなかった場合である。いま一つは両時点間で構造的変化は起ったが、その変化が所得のすべての階層に平等に生じ、ために所得階層相互の構造的関係が両時点間で比例的に維持された場合である。以上の観点からみると、もしクロスセクション弾性値がある期間ではほぼ同一値を示していて、タイムシリーズ弾性値がそれとは異なっている場合は、明らかにこの期間で構造的変化はあつたか、その変化の仕方が所得の各階層で比例的に起つたかどうかということが推定されるのである。また、タイムシリーズ弾性値がクロスセクション弾性値に一致しているならば、この期間では構造的変化は起らなかったということになるのである。しかし、構造的変化が起らなかったからといって、構造差がなかったということにはならないのであつて、この場合の所得弾性値が真の所得弾性値であるということにはならない。クロスセクション資料を予め構造的に等質になるように作成すれば、真の所得弾性値はえられるのであるが、このような資料はなかなか作成されないし、元来、消費者個人は相互に異質の嗜好をもっているわけであるから、クロスセクション資料から真の所得弾性値を求めると自体、本質的に不可能なことである。その点では同一個人の需要を時間的に追求する方がよいのであるが、ここには再び構造的変化を除去する問題が出てくるし、その上、個人一人を追求しても社会全体が分るわけではないし、恐らくこのような資料を作成することもむずかしいだろう。とすれば、真の所得弾性値を追求する問題は諦めるべきなのかもしれない。

もし、真の所得弾性値 b_1 が分つていたとしたならば、この効果を予め需要量から除去して、残額について他の要因の効果を分析できる。こうすれば、少なくとも所得と比例関係にある要因は所得と線型重合に陥らなくてすむは

ずである。先に示した需要函数では次のようになるだろう。

$$(E_t - b_1 C_t) = b_0 + b_2 P_t + b_3 t$$

こうすれば、 t と C_t は線型重合を回避できる。これを条件付回帰分析というが、既述のように、真の所得弾性値は求められないから、この方法にも限界がある。しかし、計測期間中クロスセクション所得弾性値が比較的安定した値を示すなら、それを b_1 に入れてみたらどうか。前述のように、この結果 b_3 が零なら構造変化はなかったことになるし、 b_3 が零以外の値なら所得階層に平等な構造変化が起つたことになるのである。したがって、 b_3 の意味をそのような内容に限定して考えれば、条件付回帰分析はある程度の意味をもってくるのである。

クロスセクション所得弾性値の計算に当っては、所得階層ごとの平均値を使用することになるが、その際所得分布を考慮して、所得階層ごとの調査戸数をウェイトとして計算に用いる場合が考えられる。これは現実の全国平均の所得弾性値を求めるためには当然の処置のように思われる。これに対して、ウェイトを用いない場合は、所得と需要の関係を概念的に求めようとしていることになるから、その値は理論的所得弾性値と名付けるべきである。大都市勤労世帯について以前に示したクロスセクション所得弾性値は後者であった。そこで両弾性値の比較を予め行なっておこう。第三・一表がそれである。計測年次の異なっている部分があるが、大体の比較は可能である。両弾性値は一、二の例外はあっても、大部分はウェイトをつけた場合の方がそうでない場合よりほんの少し高目ではあるが、極めて類似した値を示している。いま一つ気付く点は、弾性値がこれまた極めて僅かではあるが、年々減少していることである。昭和三七年だけは少々上っているものが大半であるが、これはこの年から標本数や集計手段に変化があったためと考えられる。以上からみると所得分布は理論的所得弾性値の平均を示す所得階層よりやや低

第3.1表 全都市勤労世帯クロスセクション所得弾性値

	ウエイトをつけない場合				ウエイトをつける場合		
	昭和32年	昭和33年	昭和34年	昭和35年	昭和33年	昭和35年	昭和37年
米 類	0.099	0.065	-0.006	0.016	0.072	0.027	0.034
パ ン 類	0.729	0.743	0.671	0.712	0.814	0.754	0.797
そ の 他 穀 類	0.031	0.100	0.123	0.139			
魚	0.522	0.467	5.434	0.453	0.461	0.443	0.500
{ 生鮮魚介類					0.503	0.472	0.528
{ 塩干魚介類					0.363	0.372	0.429
肉 乳 卵 類	1.034	1.006	0.924	0.922	1.034	0.917	0.754
{ 肉 類					1.013	0.962	0.858
{ 乳 卵 類					1.054	0.876	0.653
野 菜 類	0.532	0.539	0.534	0.551	0.589	0.521	0.533
乾 物 海 草 類	0.512	0.564	0.504	0.444	0.575	0.455	0.368
加 工 食 品	0.263	0.312	0.206	0.221	0.302	0.233	0.199
調 味 料	0.381	0.285	0.318	0.310	0.299	0.316	0.311
菓 子、果 物 類	0.766	0.725	0.727	0.740	0.771	0.723	0.628
{ 菓 子 類	0.729	0.604	0.696	0.699	0.704	0.669	0.535
{ 果 物 類	0.820	0.872	0.768	0.793	0.889	0.808	0.751
酒 類	0.822	0.796	0.729	0.650	0.827	0.661	0.635
飲 料	1.019	1.973	1.066	1.070	1.069	1.033	0.942
外 食 費	1.476	1.310	1.159	1.079	1.364	1.111	1.087
食 料 費	0.500	0.484	0.448	0.466	0.525	0.472	0.482
住 居 費				1.238	1.250	1.232	0.943
光 熱 費				0.745	0.707	0.774	0.655
被 服 費				1.477	1.520	1.500	1.417
雑 費				1.425	1.469	1.479	1.499

注. 推計式は対数一次式、ウエイトは各所得階級の世帯数、消費総額に対する弾性値である。ウエイトをつけない場合は元来、可処分所得を用いて計算されたのであるが、他との比較上、消費函数を利用して、弾性値は消費総額に対するものに修正されている。

目のところに集中しており、年々低下気味であるけれども、概してここ数年間は安定した値を示していたことになる。

以上は中分類であるが、個別品目に関するクロスセクション資料は比較的少ない。第三・二表および第三・三表には肉乳卵類のクロスセクション所得弾性値 b_2 が示されている。これは品目分類で、中分類の用途分類とは必ずしも一致しないが大差ないものと思われる。この兩年の値を比較してみると、牛肉と牛乳が上昇している以外は、他は一律に低下している。所得水準が上れば消費水準が高まり、消費水準が高まれば需要の伸びはやや低下してくる

第3.2表 全都市勤労世帯クロスセクション需要函数
(昭和31年)

		b_0	b_1	r^2
牛	肉	-0.00666	0.64423	0.89599
豚	肉	-0.02805	1.13505	0.93781
鶏	肉	-0.03729	1.23357	0.90622
鯨	肉	-0.00016	0.22018	0.13971
ハ	ム	-0.05500	1.74280	0.91615
ソ	セ	-0.03387	1.14228	0.77579
牛	乳	-0.02803	1.18211	0.89619
バ	タ	-0.07649	2.22400	0.89529
鶏	卵	-0.00912	0.74633	0.87038

資料：総理府統計局『家計調査年報』(昭和37年)，

都市勤労世帯品目分類。

推計式： $E_t = b_0 + b_1 C_t$ ， r^2 は決定係数。

第3.3表 全都市勤労世帯クロスセクション需要函数
(昭和35年)。

		b_0	b_1	r^2
牛	肉	-0.01257	0.82268	0.94743
豚	肉	-0.02402	1.04205	0.95705
鶏	肉	-0.02665	1.00969	0.91009
鯨	肉	0.01148	-0.04514	0.01403
ハ	ム	-0.02932	1.11107	0.98430
ソ	セ	-0.02769	1.02180	0.92559
牛	乳	-0.03229	1.31167	0.93630
バ	タ	-0.05366	1.63423	0.95932
鶏	卵	-0.00218	0.58983	0.96363

注. 前表に同じ。

から、所得弾性値が漸減してくるのは理解ができる。牛肉・牛乳の弾性値がなぜ上ったかは余り明らかではない。昭和三一年頃の資料には問題があるということを除けば、牛肉・牛乳の価格上昇が影響しているかもしれない。価格変化による所得効果は所得上層で小さく、所得下層で大きいから、価格上昇は所得階層による需要差を拡大する傾向がある。あるいは、所得階層の上層と下層とは構造差が出てきたという解釈も成り立つであろう。

タイムシリーズの需要函数も全都市勤労世帯の中分類に関して既に発表したが、その際年計資料によって昭和三一～三七年を計測期間としたため、標本数が少なすぎる嫌があった。その上、個別品目に関しては勤労世帯のタイムシリーズ資料は存在しない。そこで、第三・四表、第三・五表には全都市全世帯の昭和二三～三七年の四半期別資料による需要函数の計測結果をあげておいた。第三・四表が中分類、第三・五表が個別品目中の主食と肉乳卵類で、両表とも品目分類資料である。需要函数は両対数一次式であるが、資料が季節変動を含むため、ダミー・ヴァリアブルを入れてその変動を除いてある。中分類のタイムシリーズに関して、勤労世帯と全世帯との計測結果を比較してみると、概して価格弾性値の喰い違いが目立っている。独立変数のうち、消費総額は単調増加であるから、需要の変動部分は大部分価格変化に帰属せしめられることになるから、このような差が発生するものと思われる。もちろん、所得弾性値も決して一致しているわけではない。被服・光熱・住居・雑費・食料については、全世帯の方が大き目に出ている。食料の内訳についても、大部分は全世帯の所得弾性値の方が高目に出しており、それに呼応したように価格弾性値は全世帯で低目に出ている。ただ、例外は野菜の所得弾性値であるが、この差は僅少である。乾物、海草、調味料、パン類は所得弾性値が全世帯で高いが、その差が余りにも大きすぎるように思われる。勤労世帯の調味料所得弾性値は零に近く、パン類所得弾性値は負の値で、これらは常識に反するから、恐らく

乳 卵 類		數	0.80518	-0.00960	-0.00696	0.05002	-0.03447	1.26751	-1.74459	-	-
1.	係 標 個	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2.	標 準 個	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3.	標 準 水	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
野 菜		數	2.43490	-0.13521	0.04577	0.07021	0.01924	0.33719	-0.53814	0.00059	0.97357
1.	係 標 個	差 標	0.57995	0.01433	0.01160	0.01134	0.01219	0.16422	0.09669	-	-
2.	標 準 個	差 標	4.19843	-9.43367	3.94542	6.19221	1.57833	2.05325	5.56579	-	-
3.	標 準 水	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
乾 物, 海 草		數	-3.49759	0.07427	-0.00863	-0.03031	-0.03533	1.40646	-0.16673	-	-
1.	係 標 個	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2.	標 準 個	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3.	標 準 水	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
加 工 食 品		數	1.26856	-0.00992	-0.01228	0.00807	0.01413	0.71969	-0.75138	0.00041	0.92770
1.	係 標 個	差 標	0.43629	0.01174	0.00895	0.00931	0.01011	0.13299	0.31346	-	-
2.	標 準 個	差 標	2.90761	-0.84493	-1.37195	0.86555	1.39700	5.41143	-2.39709	-	-
3.	標 準 水	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-
調 味 料		數	2.66038	-0.04540	0.00054	0.01001	0.03486	0.37170	-0.74903	0.00086	0.89502
1.	係 標 個	差 標	4.15088	0.02558	0.01749	0.02114	0.01466	0.43352	1.15804	-	-
2.	標 準 個	差 標	0.64092	-1.17461	0.03087	0.47349	2.37847	0.85740	-0.64681	-	-
3.	標 準 水	差 標	-	-	-	-	-	-	-	-	-

光 熱 費		数	0.09609	-0.05969	-0.02043	-0.01597	1.09354	-0.16087	—	—
1.	係 準 偏 差 準	-1.37728	—	—	—	—	—	—	—	—
2.	標 準 水	—	—	—	—	—	—	—	—	—
3.	t	—	—	—	—	—	—	—	—	—
被 服 費		数	-0.04477	0.00030	-0.05157	-0.09604	1.46404	-0.33782	0.00998	0.86354
1.	係 準 偏 差 準	-2.24196	0.08255	0.05076	0.04177	0.04177	1.02839	3.13173	—	—
2.	標 準 水	10.57977	-0.54231	0.00591	-0.89615	2.29942	1.42362	-0.10787	—	—
3.	t	-0.21191	—	—	—	—	—	—	—	—
雑 費		数	0.51343	0.03593	0.01123	0.00751	-0.05467	1.13821	-0.81840	—
1.	係 準 偏 差 準	0.51343	—	—	—	—	—	—	—	—
2.	標 準 水	—	—	—	—	—	—	—	—	—
3.	t	—	—	—	—	—	—	—	—	—

注：推計式： $E_t = a_0 + \frac{1}{4}a_1d_i + b_1C_t + b_2P_t$ ， E_t は1人当り実費支出， d_i は四季を示す偽変数， C_t は1人当り実質消費支出額， P_t は消費物価指数に対する当該商品の相対価格， V_t は平均残差平方和の根， r_t は相関係数，標準偏差やその他の部分が空白になつてゐるのは，残差平方が小さ過ぎて顕著のため負となるもの，期間は昭和32年1～3月より昭和37年10～12月まで。

資料：総理府統計局「家計調査年報」全都市全世帯品目分類の月別資料を4半期別に括つた。

第3.5表 全都市全世帯4半期別所要函数(2)

米類	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	C_5	P_5	V_0	r
1. 係標準水	1.40496	-0.04412	0.00082	-0.01402	0.05732	-0.11892	*0.25107	0.00109	0.60379
2. 係標準水	2.85074	0.02889	0.01662	0.01812	0.01650	0.35454	0.70834		
3. 係標準水	0.49284	-1.52709	0.04935	-0.77394	3.47289	-0.33542	0.35395		
パン類									
1. 係標準水	0.56066	-0.02652	0.03873	0.01267	-0.02488	0.35905	-0.79566	0.00021	0.92380
2. 係標準水	0.47048	0.01118	0.00682	0.00866	0.00722	-0.15194	0.22306		
3. 係標準水	1.19168	-2.37297	5.67815	1.43040	-3.44466	2.35647	-3.59306		
牛乳									
1. 係標準水	-1.15887	0.02288	-0.03894	-0.00186	0.01792	0.29330	-0.24237	0.00106	0.67076
2. 係標準水	1.35879	0.03268	0.01564	0.01929	0.01631	0.46232	0.41694		
3. 係標準水	-0.11692	0.70014	-2.49016	-0.09642	1.09869	0.63441	-0.58129		
豚肉									
1. 係標準水	-8.96475	0.10896	-0.99456	0.03608	-0.14049	2.87546	-1.77873	—	—
2. 係標準水	—	—	—	—	—	—	—	—	—
3. 係標準水	—	—	—	—	—	—	—	—	—
鶏肉									
1. 係標準水	-11.68842	0.12736	-0.04042	-0.01058	-0.07636	2.57226	*0.35801	0.00064	0.99007
2. 係標準水	0.48321	0.01675	0.01104	0.01158	0.01262	0.20351	0.41850		
3. 係標準水	-24.18920	7.60782	-3.66271	-0.91393	-6.05278	12.63970	0.85342		
魚肉									
1. 係標準水	-2.31149	0.09043	0.00191	0.00741	-0.09975	0.97063	-1.35932	0.00239	0.52549
2. 係標準水	1.07784	0.03403	0.02042	0.02182	0.02446	0.33290	0.47377		
3. 係標準水	-2.14496	2.65693	0.09354	0.33955	-4.07877	2.91564	-2.96914		

牛	乳											
1.	係 標 t	幅 水	数 差	-5.92736	-0.00317	0.00635	0.09688	-0.07151	1.95964	-1.19721	-	-
2.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
バ	タ	一										
1.	係 標 t	幅 水	数 差	0.15582	-0.00001	0.02425	-0.02396	-0.00027	0.66775	-1.89888	0.00082	0.95331
2.	係 標 t	幅 水	数 差	1.37045	0.01333	0.01243	0.01299	0.01421	0.17774	0.38987	-	-
3.	係 標 t	幅 水	数 差	0.11370	-0.00075	1.95053	-1.84470	-0.01900	3.75691	-4.87307	-	-
鶏	卵											
1.	係 標 t	幅 水	数 差	-3.61003	0.02259	0.02187	0.01945	-0.06391	1.40375	-0.93624	-	-
2.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ハ	△											
1.	係 標 t	幅 水	数 差	-7.39655	-0.02645	0.03426	0.10486	-0.11289	2.27290	-1.35424	-	-
2.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3.	係 標 t	幅 水	数 差	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ソ	ー	ー										
1.	係 標 t	幅 水	数 差	-6.72141	0.01091	0.03825	0.09584	-0.14499	2.36208	-2.23014	0.00299	0.92383
2.	係 標 t	幅 水	数 差	1.41890	0.03075	0.02355	0.02378	0.02734	0.32764	1.23419	-	-
3.	係 標 t	幅 水	数 差	-4.73705	0.35475	1.62417	4.03028	-5.30378	7.21036	-1.80696	-	-

注: 前表に同じ.

全世界の所得弾性値の方が妥当だろうと思われる。これに対して、乾物・海草は全世界の方が高すぎるようである。残差平方和が出ないので統計的検定はできないが、価格弾性値が小さすぎることに關係しているものと思う。

クロスセクションとタイムシリーズに關する需要函数の計測は、農林省統計調査部『農家生計費調査報告』についても行なうことができる。第三・六表はクロスセクション需要函数を兩対数一次式で求めたものである。計測に當っては所得階層別戸数でウェイトをつけてある。昭和二七年の所得弾性値が昭和三六年のそれより麦を除いて総じて高くなっているのは、肉卵乳類・光熱費・雑費のように構造変化によつていと思われれるものもあるが、大部分は昭和三七年から標本数が増加したことに關係しているようにみえる。

第三・七表には農家のタイムシリーズ需要函数がこれまた兩対数一次式で示されている。計測期間は昭和三二～三六年度で、四半期別資料が使われている。ここでも季節変動はダミーヴァリアブルで除去されている。『農家生計費調査』の母胎である『農家経済調査』は昭和三二～三五年以降、調査方法を改訂したが、適当な仮定をもうけて、昭和三一年以前の資料をこれに接続させ、昭和二六～三五年について食料数項目に關する農家の需要函数を推計したことがある。⁽³⁾これに較べると、第三・七表の所得弾性値は低目になっている。昭和三一年以前へのリンクに問題はあるが、それを除けば、このような喰い違いの一つの理由は、計測期間の違いにもよつていふように思われるのである。また、第三・七表の計測結果で、価格弾性値の符号が正になっているものがある点も、所得弾性値に影響を与えているであろう。

2、トレンドの抽出。既述のように『家計調査』および『農家生計費調査』については同一対象と仮定しうる家計の時系列資料とクロスセクション資料とが存在し、クロスセクション所得弾性値は昭和三〇年代にほぼ安定して

第3.6表 全国平均農家クロスセクション需要函數

	昭和35年			昭和36年			昭和37年		
	a	b	r ²	a	b	r ²	a	b	r ²
食料	2.955	3.002	2.307	2.955	3.002	2.307	2.955	3.002	2.307
	0.306	0.299	0.446	0.306	0.299	0.446	0.306	0.299	0.446
	0.010	0.010	0.049	0.010	0.010	0.049	0.010	0.010	0.049
	0.922	0.911	0.999	0.922	0.911	0.999	0.922	0.911	0.999
米	2.994	3.228	2.846	2.994	3.228	2.846	2.994	3.228	2.846
	0.220	0.171	0.252	0.220	0.171	0.252	0.220	0.171	0.252
	0.012	0.010	0.068	0.012	0.010	0.068	0.012	0.010	0.068
	0.799	0.772	0.999	0.799	0.772	0.999	0.799	0.772	0.999
麦	5.475	5.175	6.595	5.475	5.175	6.595	5.475	5.175	6.595
	-0.477	-0.417	-0.708	-0.477	-0.417	-0.708	-0.477	-0.417	-0.708
	0.025	0.026	0.167	0.025	0.026	0.167	0.025	0.026	0.167
	0.819	0.812	0.996	0.819	0.812	0.996	0.819	0.812	0.996
雑穀いも豆類	3.227	3.380	3.542	3.227	3.380	3.542	3.227	3.380	3.542
	-0.058	-0.089	0.126	-0.058	-0.089	0.126	-0.058	-0.089	0.126
	0.012	0.011	0.040	0.012	0.011	0.040	0.012	0.011	0.040
	0.225	0.433	0.999	0.225	0.433	0.999	0.225	0.433	0.999
野菜乾物類	1.996	2.160	1.836	1.996	2.160	1.836	1.996	2.160	1.836
	0.270	0.251	0.322	0.270	0.251	0.322	0.270	0.251	0.322
	0.011	0.012	0.080	0.011	0.012	0.080	0.011	0.012	0.080
	0.875	0.840	0.999	0.875	0.840	0.999	0.875	0.840	0.999
魚介	0.595	0.769	-0.006	0.595	0.769	-0.006	0.595	0.769	-0.006
	0.573	0.542	0.708	0.573	0.542	0.708	0.573	0.542	0.708
	0.020	0.018	0.064	0.020	0.018	0.064	0.020	0.018	0.064
	0.911	0.915	0.999	0.911	0.915	0.999	0.911	0.915	0.999
肉卵乳	-0.053	-0.111	-1.600	-0.053	-0.111	-1.600	-0.053	-0.111	-1.600
	0.680	0.701	1.021	0.680	0.701	1.021	0.680	0.701	1.021
	0.025	0.030	0.109	0.025	0.030	0.109	0.025	0.030	0.109
	0.902	0.875	0.999	0.902	0.875	0.999	0.902	0.875	0.999
加工食品類	0.667	0.423	-0.623	0.667	0.423	-0.623	0.667	0.423	-0.623
	0.443	0.499	0.722	0.443	0.499	0.722	0.443	0.499	0.722
	0.015	0.024	0.076	0.015	0.024	0.076	0.015	0.024	0.076
	0.913	0.842	0.999	0.913	0.842	0.999	0.913	0.842	0.999
調味料油脂	2.328	2.463	2.447	2.328	2.463	2.447	2.328	2.463	2.447
	0.213	0.187	0.196	0.213	0.187	0.196	0.213	0.187	0.196
	0.004	0.008	0.036	0.004	0.008	0.036	0.004	0.008	0.036
	0.969	0.868	0.999	0.969	0.868	0.999	0.969	0.868	0.999
酒菓子果物飲料	0.830	0.865	-0.180	0.830	0.865	-0.180	0.830	0.865	-0.180
	0.566	0.565	0.783	0.566	0.565	0.783	0.566	0.565	0.783
	0.021	0.020	0.071	0.021	0.020	0.071	0.021	0.020	0.071
	0.896	0.907	0.999	0.896	0.907	0.999	0.896	0.907	0.999
被服費	-0.924	-0.807	-2.619	-0.924	-0.807	-2.619	-0.924	-0.807	-2.619
	0.988	0.964	1.337	0.988	0.964	1.337	0.988	0.964	1.337
	0.036	0.036	0.119	0.036	0.036	0.119	0.036	0.036	0.119
	0.902	0.899	0.999	0.902	0.899	0.999	0.902	0.899	0.999
光熱費	2.685	2.517	2.326	2.685	2.517	2.326	2.685	2.517	2.326
	0.163	0.207	0.259	0.163	0.207	0.259	0.163	0.207	0.259
	0.007	0.009	0.041	0.007	0.009	0.041	0.007	0.009	0.041
	0.857	0.865	0.999	0.857	0.865	0.999	0.857	0.865	0.999
住居費	-0.769	0.001	-0.238	-0.769	0.001	-0.238	-0.769	0.001	-0.238
	0.978	0.827	0.882	0.978	0.827	0.882	0.978	0.827	0.882
	0.063	0.049	0.154	0.063	0.049	0.154	0.063	0.049	0.154
	0.750	0.777	0.998	0.750	0.777	0.998	0.750	0.777	0.998
雑費	-2.752	-2.839	-5.506	-2.752	-2.839	-5.506	-2.752	-2.839	-5.506
	1.236	1.248	1.820	1.236	1.248	1.820	1.236	1.248	1.820
	0.041	0.051	0.224	0.041	0.051	0.224	0.041	0.051	0.224
	0.918	0.880	0.994	0.918	0.880	0.994	0.918	0.880	0.994

注：推計式： $E_i = a + bC_i$ 、 i は所得階級、 a 、 b はbの標準偏差、 r^2 は決定係数、農家戸数を所得階級でクエイトしてある。
資料：農林省統計調査部『農家生計費調査報告』

第3.7表 全国農家4半期別需要函数

		a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	C_1	P_1	V_0	r
食 料 類	1. 係 数 標準	3.25426	-0.01317	0.00167	0.02531	-0.01381	0.13504	*0.00276	0.00010	0.93866
	2. 係 数 標準	0.15736	0.00523	0.00475	0.00466	0.00490	0.03856	0.00516		
	3. 係 数 標準	20.69043	-2.51999	0.35153	5.43218	-2.81608	3.50165	0.53486		
米	1. 係 数 標準	2.67484	-0.00543	-0.02649	0.02406	0.00787	0.16748	*0.03936	0.00008	0.96491
	2. 係 数 標準	0.74122	0.00530	0.00433	0.00488	0.00444	0.07035	0.23729		
	3. 係 数 標準	3.60870	-1.02294	-6.12288	4.92628	1.77181	2.38072	0.16587		
麦	1. 係 数 標準	6.17417	-0.04597	0.06478	0.03055	-0.04956	-0.62123	-0.51282	0.00186	0.85081
	2. 係 数 標準	6.27379	0.02638	0.02342	0.02439	0.02158	0.38329	2.40746		
	3. 係 数 標準	0.98412	-1.74268	2.77476	1.25273	-2.29688	-1.62079	-0.21293		
雑穀いも豆	1. 係 数 標準	6.04219	-0.05054	-0.03638	0.07075	0.01618	-0.45212	-0.92445	0.00048	0.97221
	2. 係 数 標準	0.58046	0.00113	0.02101	0.01065	0.01096	0.08450	0.20064		
	3. 係 数 標準	10.40938	-4.82801	-1.73165	6.64211	1.47595	-5.35083	-4.60744		
野菜つげ物	1. 係 数 標準	2.88421	-0.06158	0.04891	0.02412	0.00834	0.14373	-0.43808	0.00025	0.96475
	2. 係 数 標準	0.24474	0.00818	0.00748	0.00745	0.00783	0.06915	0.07051		
	3. 係 数 標準	11.78476	-7.52708	6.12190	3.23738	-1.06538	2.07850	-6.21295		0.00025
乾物海草	1. 係 数 標準	0.36287	0.08286	-0.01150	-0.06768	-0.00317	1.17499	-1.71699	0.00090	0.94067
	2. 係 数 標準	0.84638	0.01599	0.01457	0.01429	0.01503	0.13231	0.35851		
	3. 係 数 標準	0.56139	5.17036	-0.78955	-4.73753	-0.23082	8.38065	-4.78918		

魚介	1.	係標 t	燻	数	1.89505	0.01794	-0.01375	0.03649	-0.04069	0.56353	-0.74932	0.00059	0.92332
	2.	係標 t	燻	数	0.48222	0.01341	0.01194	0.01506	0.01220	0.13784	0.35763	0.00059	0.92332
	3.	係標 t	燻	数	3.92982	1033802	-1.15139	2.42267	-3.33623	4.06819	-2.09526	0.00059	0.92332
肉類	1.	係標 t	乳	数	0.19976	0.03635	0.04419	-0.04828	-0.03227	0.98399	-0.83847	0.00064	0.92438
	2.	係標 t	燻	数	0.69625	0.01314	0.01379	0.01190	0.01267	0.13939	0.49618	0.00064	0.92438
	3.	係標 t	燻	数	0.28695	2.76685	3.20438	-4.05785	-2.54276	7.05929	-1.66996	0.00064	0.92438
加工食品	1.	係標 t	燻	数	0.37030	0.01999	-0.04173	0.02169	0.00005	0.43533	*0.02151	0.00030	0.95509
	2.	係標 t	燻	数	0.93737	0.00970	0.00855	0.00868	0.00001	0.09417	0.03409	0.00030	0.95509
	3.	係標 t	燻	数	0.39504	2.06047	-4.88219	2.49826	6.07261	5.17173	0.63100	0.00030	0.95509
調味料	1.	係標 t	燻	数	2.21380	-0.02697	1.03659	0.02399	-0.03561	0.05322	*0.15331	0.00063	0.80317
	2.	係標 t	燻	数	2.84935	0.01345	0.01253	0.01245	0.01256	0.10118	1.33954	0.00063	0.80317
	3.	係標 t	燻	数	0.77895	-2.00557	3.08092	1.92762	-2.85571	0.52600	0.11445	0.00063	0.80317
嗜好費	1.	係標 t	燻	数	4.86185	-0.00589	0.04681	-0.00179	-0.03913	0.52572	1.99553	0.00033	0.95652
	2.	係標 t	燻	数	1.62543	0.00946	0.00923	0.00073	0.00312	0.08321	0.70395	0.00033	0.95652
	3.	係標 t	燻	数	2.99033	-0.62246	5.07178	-0.20514	-4.29061	6.38731	-2.81080	0.00033	0.95652
被服	1.	係標 t	燻	数	4.46125	-0.02118	-0.04730	0.13746	0.00101	0.57416	-1.82660	0.00029	0.99378
	2.	係標 t	燻	数	3.46153	0.01331	-0.01142	0.01407	0.00845	0.20639	1.32801	0.00029	0.99378
	3.	係標 t	燻	数	1.28881	-0.85172	-4.14031	9.76955	0.11946	2.78180	-1.37544	0.00029	0.99378

		a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	c_1	P_1	v_0	r
光 熱 費	1. 係 数	-0.90001	-0.02933	-0.08342	0.01674	0.06600	0.57435	*0.66829	0.00230	0.97336
	2. 標 準 偏 差	2.92472	0.02803	0.02551	0.02302	0.02400	0.18312	-1.35505		
	3. t	-0.31111	-1.04653	-2.08367	0.72730	2.75046	3.13645	0.50794		
住 居 費	1. 係 数	-7.73515	-1.28130	0.05981	0.02094	-0.06794	1.88503	*1.52500	0.00073	0.98953
	2. 標 準 偏 差	1.74990	1.41751	0.01265	0.01316	0.01346	0.12343	0.99386		
	3. t	-4.42058	-0.90391	4.65312	1.53126	-5.04188	15.27208	1.53427		
雑 費	1. 係 数	3.64160	-0.01000	-0.04372	-0.01654	0.07026	0.85722	-1.79607	0.00282	0.96746
	2. 標 準 偏 差	3.20383	0.02839	0.02547	0.02526	0.02856	0.20668	1.65069		
	3. t	1.19664	-0.35220	-1.71662	-0.65478	2.64562	4.14764	-1.06807		

注. 推計式: $E_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i t^i + b_1 C_t + b_2 P_t$, E_t は 1人当り実費支出, C_t は 1人当り実費消費支出総額, P_t は相対価格, v_t は平均残差平方和の平方根, r は相関係数, 期間は昭和32年4~6月から昭和37年1~3月まで。

資料: 農林省統計調査部『農家経済調査報告』と『穀作物価金調査報告』を使用したことになるが、月別資料を4半期別に括る関係上、実際には『農林統計月報』を使用している。

*印は理論的符号に一致しないもの。

いるとみられるから、所得階層間に存在する構造差は相対的におおよそ不変であったと断定しうる。そこで、このクロスセクション所得弾性値を用い、これと乖離した部分は所得階層全体に共通の構造変化であったとしてトレンドの形で抽出することが考えられる。前述のように、時系列の所得効果をクロスセクション所得弾性値で予め控除して、残額について時系列分析を行なうべきであるが、ここではこのような再計算をさけ、次のような簡便法を利

用した。所得（消費総額）がトレンドと一定の比例関係にあれば、次式が成立する。

$$C_t = a_0 + a_1 t$$

これから t を求める。

$$t = (C_t/a_1 - a_0/a_1) = C_t/a_1 - a_0/a_1$$

需要函数は

$$E_t = b_0 + b_1 C_t + b_2 P_t + b_3 t$$

であるから、これに t の値を代入してやると、

$$\begin{aligned} E_t &= b_0 + b_1 C_t + b_2 P_t + b_3 (C_t/a_1 - a_0/a_1) \\ &= (b_0 - a_0 b_3/a_1) + (b_1 + b_3/a_1) C_t + b_2 P_t \end{aligned}$$

ところで、トレンドを含めない時系列需要函数を次のようなものとする。

$$E_t = B_0 + B_1 C_t + B_2 P_t$$

先の式との対比から、

$$B_0 = b_0 - a_0 b_3/a_1, \quad B_1 = b_1 + b_3/a_1, \quad B_2 = b_2$$

となる。このうち b_3 はクロスセクション所得弾性値に一致していると仮定すると、トレンドの係数 b_3 は a_1 を予め求めておくと、容易に計算することが出来る。

$$b_3 = a_1 (B_1 - b_1)$$

食料需要の趨勢効果

第3.8表 全都市勤労世帯

	時 系 列				クロスセク ション所得 弾性値
	所得弾性値	価格弾性値	トレンド	成長率(%)	
被光住雑食	1.360	-0.209	-0.0035	-0.8	1.500
服熱居	1.018	-0.570	0.006	1.4	0.274
費費費費費	1.397	1.944*	0.004	0.9	1.232
類類類類類	1.113	-0.201	-0.009	-2.1	1.478
費費費費費	0.560	-0.696	0.002	0.5	0.472
穀米バ	-0.208	-0.055	-0.007	-1.6	0.065
の介介	-0.090	-0.361	-0.003	-0.7	0.027
魚肉野	-0.374	0.497*	-0.029	-6.7	0.754
乾加調	-0.221	0.024*	-0.009	-2.1	0.123
菓菜果	0.423	-0.941	-0.001	-0.3	0.443
酒飲外	1.581	-1.487	0.017	3.9	0.917
食	0.411	-0.592	-0.003	-0.7	0.521
	0.647	-1.314	0.005	1.2	0.455
	0.731	-0.849	0.013	3.0	0.233
	0.047	-1.465	-0.007	-1.6	0.316
	0.909	-0.669	0.005	1.2	0.723
	1.144	-0.553	0.009	2.1	0.808
	0.804	-1.410	0.004	0.9	0.661
	1.507	-2.302	0.012	2.8	1.033
	1.576	-6.135	0.012	2.8	1.111

食料需要の趨勢効果

資料：総理府統計局『家計調査年報』全都市勤労世帯。

注：時系列： $E_t = b_0 + b_1 C_t + b_2 P_t$ ，昭和31～37年。

クロスセクション：第3.1表 昭和35年ウエイトをつけた場合より。時系列のトレンドはクロスセクション所得弾性値と $Y_t = 3.77706 + 0.03162t$ (昭和31年 $t = 1$)， $r^2 = 0.97162$ とを組合せて算出。成長率はトレンドより算出。

九〇

もちろん、消費総額 C_t とトレンド t との関係は統計的であるから、誤差の存在は b_2 の計算を乱す恐れがある。したがって、この簡便法はあくまでも近似法である。

右の近似法を全都市勤労世帯に適用したのが第三・八表である。この際用いた時系列需要関数は可処分所得を用いているが、そのトレンド式は昭和三一年の t を1として次のようになる。

$$\log y_t = Y_t = 3.77706 + 0.03162t$$

$$r^2 = 0.97162$$

これを用いてトレンドを算出し、それを成長率になおしてある。但し、第三・八表では時系列所得弾性値は消費関数を利用して、消費総額に対する需要弾性値として掲載されている。さて、この結果、

当然のことながら、時系列およびクロスセクションの弾性値が妥当な場合には成長率も妥当なものになっている。しかし右に述べた近似法は、時系列とクロスセクションとの両弾性値の差とか、所得のトレンドとか、微小な数字の演算なので、誤差の介入も大きくなる恐れがある。元来はこの手続きをとる前に、両弾性値が等しいかどうかをその標準偏差によって検定しておくべきであろう。第三・八表においては、穀類系統の食料が負の成長率を示しているのは、常識的には妥当である。しかし、パン類の低下傾向は強すぎるように思われるが、これは時系列弾性値に問題があるためである。調味料の成長率も負の値であるが、これも時系列弾性値が異常に小さいためである。肉乳卵類・加工食品・飲料・外食費・果物などの高目の成長率は常識にかなっているようである。魚介類・野菜類の負の成長率もさほどおかしくはあるまい。五大費目では雑費が負の成長率を示しているが、これは雑費の内容が所得上層と下層でかなりの差があることによるのであろう。

第三・九表は全都市全世帯について同じ計算を試みたものである。ここではクロスセクションに適当な所得弾性値がなかったため、前表と同じ全都市勤労世帯の値を代用している。所得水準から考えて、所得弾性値は全世帯の方が勤労世帯より高いはずであるから、ここに用いた弾性値は一般に過小となり、その部分が成長率の計算に作用して、その値を一般に過大にしている。ここで使用された消費総額のトレンド式は昭和三二年の t を1として次のようになる。

$$C_t = 4.17032 d_1 + 4.20354 d_2 + 4.20185 d_3 + 4.28384 d_4 + 0.02676t \quad r^2 = 0.97353$$

ここで d_i は第 i 期(四半期別)を示すダミー・ヴァリアブルである。もっとも、時系列需要関数は四半期別資料によっているから、トレンドも四半期別に連番号を附した T を用いるべきであろう。そうすると、 t と T との

第3.9表 全都市世帯(1)

	時 系 列				クロスセクション所得弾性値		
	所得弾性値	価格弾性値	トレンド	成長率(%)			
食住料 光熱費 被服費 雑魚肉乳野乾加調菜飲外酒	費	0.61254	-1.41800	0.00376	0.9	0.472	
	居	1.90195	*0.15535	0.01793	4.1	1.232	
	熱	1.09354	-0.16087	0.00855	2.0	0.774	
	服	1.46404	-0.33782	-0.00096	-0.2	1.500	
	介	費	1.13821	-0.81840	-0.00909	-2.1	1.478
		費	0.51782	-0.96993	0.00200	0.5	0.443
	卵	類	1.77207	-0.84293	0.02168	5.0	0.962
		類	1.26751	-1.74459	0.01048	2.4	0.876
	海	草	0.33719	-0.53814	-0.00492	-1.1	0.521
		品	1.40646	-0.16673	0.02546	5.9	0.455
	食	料	0.71969	-0.75138	0.01302	3.0	0.233
		物	0.37170	-0.74903	0.00149	0.3	0.316
	子	味	0.95401	-0.63799	0.00618	1.4	0.723
		果	2.18622	-0.45862	0.03086	7.1	1.033
	食	料	1.53975	-3.05858	0.01147	2.6	1.111
		費	1.20211	-0.70075	0.01448	3.3	0.661

食料需要の趨勢効果

資料：総理府統計局『家計調査年報』。

注：時系列：第3.4表より。

クロスセクション：全世帯の数値がないので前表同様勤労世帯で代用(第3.1表)。

時系列のトレンド、成長率の算出法は前表と同じ、その際の消費総額 c_t のトレンド式は

$$C_t = 4.17032d_1 + 4.2035d_2 + 4.20185d_3 + 4.28384d_4 + 0.02676t$$

$$r^2 = 0.97353, \sum a_i d_i \text{ は季節を示す偽変数, } t \text{ は昭和} 32 = 1 \text{ とした年数.}$$

関係は $T = A(t-1) + Bt$ であるから、トレンド式も

$$\log c_t = C_t = \left[a_0 d + a_1 \left(1 - \frac{1}{4}\right) \right] + \frac{(a_2/A)T}{4}$$

とすべきである。しかし、成長率は通常、年率の方が理解し易いし、勤労世帯との比較の上からその方がよいので、あえて年次トレンドを使用した次第である。

第三・九表によると、負の成長率は被服費・雑費・野菜だけである。他はすべて正の成長率で、一般に勤労世帯に比して高目である。住居費・肉類・乾物海草・飲料は特に高いが、乾物海草は時系列所得弾性値が異常に高いように思われる。

第三・一〇表と同じことを個別品目について行なったものである。ここでも全世帯のク

第3.10表 全都市全世帯 (2)

	時 系 列				クロスセクション所得弾性値
	所得弾性値	価格弾性値	トレンド	成長率(%)	
米 パン 豚肉 鶏肉 豚肉 牛乳 卵 魚 ハム ソーセージ	-0.11892	*0.25107	-0.00390	-0.9	0.027
	0.35805	-0.79566	-0.01060	-2.4	0.754
	0.29330	-0.24237	-0.01415	-3.3	0.822
	2.87546	-1.77873	0.04906	11.3	1.042
	2.57226	*0.35801	0.04181	9.6	1.010
	0.97063	-1.35932	0.02718	6.3	-0.045
	1.95964	-1.19721	0.01733	4.0	1.321
	0.66775	-1.89888	-0.02586	6.0	1.634
	1.40375	-0.93624	0.02178	5.0	0.590
	2.27290	-1.35424	0.03109	7.2	1.111
	2.36238	-2.23104	0.03587	8.3	1.022

注. 前表と同じ. 但しクロスセクション所得弾性値は第3.3表より.

ロスセクションはないので、第三・三表の勤労世帯の品目分類を使用している。そのためにクロスセクション所得弾性値は全世帯にとつては過小評価され、したがって、成長率は過大評価されているものと思われる。米類・パン類の成長率は負の値で、パン類の方がより低い。肉類・乳製品は逆に高い成長率を示している。ただ、牛肉だけが負の成長率となっている点は注目に値する。この計測期間で牛肉は価格が上り、消費量は横這いであった。したがって、消費量の停滞は価格上昇によっていると考えられるが、時系列所得弾性値の低さをみると、その点が計算では十分に表現されていないことになる。恐らく、豚肉やその他の肉類との競合関係や牛肉の供給条件を考慮すれば、牛肉の時系列所得弾性値は上昇するものと考えられる。したがって、ここに示された負の成長率はそうした考慮が脱落したために発生したものである。ちなみに、『家計調査』全都市全世帯品目分類昭和三七年度の年計資料を用いて、牛肉と豚肉との相対価格をつくり、それをPtとして、牛肉の需要関数を計測すると、次のようになる。

$$E_t = 0.682 + 0.786C_t - 1.047P_t \quad r = 0.921 \\ (0.173) \quad (0.224)$$

第3.11表 全 国 農 家

	時 系 列				クロスセクション所得弾性値
	所得弾性値	価格弾性値	トレンド	成長率(%)	
食被光住雑 料原熱居 費費費費費 米麦も・ 穀菜いつ・ 野野物・ 乾魚・ 肉加 調 味 好	0.13504	*0.00276	-0.00702	-1.6	0.306
	0.57416	-1.82660	-0.01700	-3.9	0.988
	0.57435	*0.68829	0.01691	3.9	0.163
	1.88503	*1.52500	-0.03726	8.6	0.378
	0.85722	-1.79607	-0.01556	-3.6	1.236
	0.16748	*0.03936	-0.00216	-0.5	0.220
	-0.62123	-0.51262	-0.00592	-1.4	-0.477
	-0.45212	-0.92445	-0.01619	-3.7	-0.058
	0.14343	-0.43808	}-0.00000 }	0.0	0.270
	1.17499	-1.71699			
	0.56393	-0.74932	-0.00039	-0.1	0.573
	0.98399	-0.83847	0.01249	2.9	0.680
0.43533	*0.02151	-0.00032	-0.1	0.443	
0.05322	*0.15331	-0.00656	-1.4	0.213	
0.52572	-1.99553	-0.00165	-0.5	0.566	

食料需要の趨勢効果

資料：農林省統計調査部『農家生計調査報告』

注：時系列：第3.7表より。

クロスセクション：第3.6表昭和35年より。

トレンド成長率の算出法は前表と同じ、但し消費総額のトレンド式は $C_t = 3.95312d_1 + 3.97785d_2 + 4.06995d_3 + 4.03883d_4 + 0.0418t$, $r^2 = 0.95469$ 。但し d_i は季節を示す偽変数、 t は昭和32年 = 1 の年数。

これによってみると、牛肉の所得弾性値は約0・八となつてクロスセクションの値に接近していることが分かる。

九四

以上は、都市についての計算であつたが、同じことを農家についておこなつたのが第三・一表である。このばあい、クロスセクション弾性値は第三・六表の昭和三五年から、時系列弾性値は第三・七表から採用された。消費総額のトレンド式は年次トレンド t (昭和三二年を1とする) を用いて次のようになる。

$$\log c_t = C_t = 3.95312d_1 + 3.97785d_2 + 4.06995d_3 + 4.03883d_4 + 0.04108t$$

$$r^2 = 0.95469$$

既述のように、農家の時系列所得弾性値は価格弾性値の符号が正となつているものが多いために歪みをもつている。したがつて、ここに算出された成長

率も余り良い結果とはいえない。それにしても、光熱費・住居費・肉乳卵類を除いて、他の項目がすべて多少にかかわらず負となっていることは注目すべきことである。農家の場合は終戦後生活水準の伸びが著しかったが、食生活は昭和三〇年代に入って停滞したように思われる。しかも、その内容は一時代前の都市と似た様相を呈している。省力的技術の導入と兼業や労働力移動による都会の影響により、食生活は農家でも変化したと思われるが、その変化の仕方はもちろん大都市のような水準とは違っていたわけである。その低い水準において、農家の食料需要は飽和に近づいているように思われる。しかし、第三・一表からも分るように、肉乳卵は正の値だし、魚介や加工食品の質の値は余り著しくないから、現在のやや古い型の嗜好が打破されて、次の段階へ突入する可能性は農家にも十分存在しているものと考えられる。⁽⁴⁾

注(1) 拙稿「食料需要における商品廉価性と飽和水準」(『農業総合研究』第一八巻第二号)。

(2) 拙稿「時系列・横断面分析の關係」(『農業総合研究』第一五巻第四号)では五分位資料により、各分位需要を時系列的に追究し、その結果から横断面を間接的に推定している。

(3) 拙稿「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)。

(4) 昭和三七年、三八年の『農家経済調査』によると明らかに農家の食料消費水準は高まり、所得弾性値も大きくなっていく。しかし、極本数を増加して間もないため、昭和三六年以前の資料との間に断層があり、農家が食料需要の新段階にきたという結論を実証するには資料の上でまだ不十分といわねばならない。

四、シグモイド函数の適用⁽¹⁾

1、適用の意味。一般にある商品の需要は、その消費水準が増加するにつれて上昇率を低下させるのが普通である。クロスセクション資料においては需要の最も有力な決定要因は所得であるから、上のことは所得との関連にお

いて、所得水準が上ると所得弾性値は低下するという形で表現される「家計調査年報」全都市勤労世帯について両対数一次式で計算された所得弾性値が、多くの場合僅かばかり低下傾向にあるのは以上のような理由によるものと思われる。しかし、同じことは同一年においても考えられることで、所得弾性値は上層で低く、下層で高いはずである。とすると、クロスセクション資料に両対数一次式の函数型を適用することは、近似的には正しいとしても、需要の実態を十分に反映させていないということになるであろう。

それでは一体いかなる函数型が採用されるべきであろうか。これには完全に納得のいく理論はない。所得弾性値と所得水準とが反比例の関係にある函数型はいくらでも考えられるから、かえって仕末に困るのである。ここで適用されたシグモイド函数についても、この型が決定的に他に優れているという理由は存在しない。ただ、一定の論理を踏んで函数を導出している点に特徴がある。つまり、ある商品に対する限界支出性向が所得階層の順に配列されると、対数正規分布を示すものと仮定されている。この仮定からシグモイド函数は演繹されるのであって、この仮定が需要の実態に対して強すぎる制限ならば、シグモイド函数は需要の計測には不適當であるといわねばならない。しかし、この仮定は多くの自然現象や社会現象において既に成立しているし、充分の説得力があるから、制限として強すぎることはないと思う。また、強い制限であるかどうかは正に実測において検証されることであって、仮定の内容が明確化していることはこの検証に役立つのである。

$$q_i = k \int_{s=-\infty}^{s=\alpha + \beta x_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds, \quad \text{ただし } x_i = \log_0 y_i$$

ここで i は所得階層を示している。 k は飽和係数、 β は廉価係数、 k は分布係数といわれる。限界支出性向の

總和が k であるから、限界支出性は k に対する比率として示され、その比率はあたかもその限界支出性向をもつ所得階層の商品購入頻度のようにみられるから、この平均を μ 、分散を σ とすると、

$$\alpha = \mu/\sigma, \quad \beta = 1/\sigma$$

という関係にある。 e_m はメディアンであるから、 α と β とはこのメディアンに関係していることができる。 β はもちろん標準偏差の逆数である。標準偏差が小さいということはその分布のモードに頻度が集中しているわけであるから、つまり需要分析では限界消費性向がその点できわだって大きいのであるから、消費水準としてはその点を境にして所得の上層と下層とで大きな開きのあることを意味している。したがって、 β の値が大きいほど消費水準の上層と下層の断層が大きいことになる。

α の絶対値は標準偏差に対する平均値の比率である。 e_m がメディアンであるから、平均値の大きいことは飽和水準 k の二分の一の水準に達するための有効所得水準が高いことを意味している。他方、標準偏差の逆数 β が大きいことは所得の上層と下層との断層の大きいことを意味しているから、 β が大きいことを考慮すると、 α の絶対値が大きいことはその商品需要を満足するには高い所得を必要にし、しかもその商品消費の現状は大きな所得階層差を発生していることを物語っている。したがって、その商品は現状では極めて高価なものについていることになるのである。 α の絶対値が小さければその逆の状態を意味し、商品は安価なものとなり、既にかなり普及していることを示している。つまり、 α は商品の普及度を知る上に重要な係数である。

k は商品需要の上限であるから、現在の消費水準とは一応切り離して考えることができる。したがって、この上限が変化したとすれば、それはその商品に対する嗜好が変化したとみられねばならない。つまり、 k の変化によつ

てその商品に対する嗜好の変化を推定することができるのである。

以上のように、シグモイド函数におけるパラメーターは需要構造の分析にとつては極めて内容豊富な役割を果してくる。もちろん、飽和係数や価格係数は他の函数でもえられるけれども、シグモイド函数は、眼界支出性向に明確な仮定を与えて組み立てられているために、諸係数の意義もまた正確に規定されているのである。ただ、一つ、この函数にとつての致命的な欠点は消費支出の加法性が成立しないことである。つまり、消費諸項目のシグモイド函数をすべて合計しても、消費総額に一致する保証はない。もちろん、所得階層の大部分では両者は近似的に一致するのであるが、両端において乖離が発生している。実証的にはこれは余り大きな問題ではないけれども、理論的には一つの欠陥として注意しておくべきである。

2、計測結果。シグモイド函数の適用に当って採用された資料は総理府統計局「家計調査年報」全都市勤労世帯一〇一〇一〇平均の所得階層別資料（第一階層は除く）である。消費量は中分類の支出金額、所得は可処分所得で、いずれも世帯人員数で割られて一人当たりとなっている。採用年は昭和三十一年と三十五年との二年であるが、食料費全体とパン類については若干の問題があったため、昭和三四年と昭和三七年の両年に關する計測が追加された。パラメーターに關する計測結果は第四・一表および第四・二表にまとめられている。

第四・一表では食料費とパン類との値が昭和三〇、三一、三四、三五、三七年についてみられる。パラメーターのうち k については後述することにして、まず、 a についてみると、食料費では絶対値にして昭和三〇年が最高である。つまり、食料は昭和三〇年でそれ以降の年より高価だったのである。昭和三〇年から米の連年豊作が始まり、米の供給条件が昭和三十一年から緩和したことを想起すると、米食中心のわが国の食料費が昭和三〇年ではまだ

第4.1表 シグモイド函数による食料需要函数 (1)

	食料				肉				乳				卵			
	k	β	α		k	β	α		k	β	α		k	β	α	
昭和30年	6,798.0 (25.3)	0.42450 (0.00040)	-4,18730 (0.00260)		197.7 (0.8)	0.62140 (0.00140)	-5,6044 (0.00870)		530.5 (0.9)	1.07890 (0.00140)	-9,43130 (0.01080)					
昭和31年	5,277.4 (25.0)	0.38887 (0.00123)	-3,52332 (0.00564)		104.9 (0.3)	0.88371 (0.00307)	-7,38967 (0.02281)		576.8 (0.7)	1.02886 (0.00116)	-8,94274 (0.00879)					
昭和34年	4,995.9 (17.1)	0.45489 (0.00161)	-3,06582 (0.00983)		123.1 (0.4)	0.77116 (0.00269)	-6,71370 (0.01997)		--	--	--					
昭和35年	5,465.0 (12.6)	0.45079 (0.00100)	-3,99808 (0.00611)		115.9 (0.3)	0.86711 (0.00290)	-7,45704 (0.02254)		840.5 (0.7)	0.91690 (0.00080)	-8,22858 (0.00626)					
昭和37年	6,645.9 (37.1)	0.40535 (0.00217)	-3,71030 (0.01305)		121.7 (0.2)	0.98453 (0.00377)	-8,52581 (-0.03101)		--	--	--					

資料：総理府統計局『家計調査年報』全都市勤労世帯。

$$\text{注：推計式：} q_i = k \int_{s=-\infty}^{s=\alpha + \beta x_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds, \quad \text{ただし } x_i = \log_e y_i,$$

 q_i は 1 人当り消費, y_i は 1 人当り可処分所得, α は所得階層。

第4.2表 シグモイド函数による食料需要函数 (2)

	昭和 31 年			昭和 35 年		
	k	β	α	k	β	α
魚 介 類	481.2 (3.0)	0.39376 (0.00180)	-3.53533 (0.00878)	545.2 (1.7)	0.40850 (0.00108)	-3.72545 (0.00608)
野 菜 類	576.1 (1.6)	0.44588 (0.00031)	-4.51001 (0.00294)	681.5 (1.2)	0.50707 (0.00029)	-5.13039 (0.00198)
果 物 類	161.2 (0.3)	0.85302 (0.00163)	-7.30176 (0.01188)	221.0 (0.3)	0.85120 (0.00124)	-7.49792 (0.00952)
菜 子 類	237.8 (0.7)	0.69683 (0.00241)	-5.83485 (0.01685)	245.8 (0.4)	0.80062 (0.00206)	-6.79575 (0.01587)
飲 料	98.4 (0.2)	1.04813 (0.00183)	-9.24857 (0.01389)	153.6 (0.2)	0.99120 (0.00140)	9.04078 (0.01104)
外 食	167.3 (0.2)	1.68850 (0.00330)	-14.49117 (0.02687)	357.6 (0.4)	1.24235 (0.00185)	-10.91893 (0.01516)
被 服 費	1,477.1 (2.3)	1.62952 (0.00264)	-14.40420 (0.02169)	1,958.2 (3.4)	1.70906 (0.00340)	-15.63269 (0.02927)
光 熱 費	719.3 (4.2)	0.59739 (0.00161)	-5.59558 (0.00966)	818.8 (0.2)	0.73278 (0.00123)	-6.75620 (0.00894)
雑 費	4,255.8 (5.7)	1.70455 (0.00242)	-15.02970 (0.02002)	6,244.0 (10.4)	1.69500 (0.00328)	-15.49996 (0.02825)

食料需要の趨勢効果

注：第4.1表に準ずる。

一〇〇

それ以降の年より高価に
ついたのは当然のことと
いわねばならない。ただ、
昭和三四、三五年に再び
 α の絶対値がやや上昇し
ており、それが β の上昇
と関連しているらしいこ
とについては理由は余り
よく分らない。 β の値か
ら推定すると、標準偏差
の縮小であり、所得階層
差の拡大であるから、所
得階層の食料需要の変化
は決して一様でなかった
ことになる。昭和三年
以降の供給条件が緩和
したから、そのことを前

提条件として昭和三四、三五年には所得上層で消費水準が前進したのかもしれない。これに対して、昭和三七年の α の絶対値の低下は、所得下層の所得上層への追いつきを意味しているのかもしれない。食料需要は元来、所得階層別にダイナミックに理解すべきものなのかもしれない。もちろん、この解釈には幾つかの制約があるだろう。なかでも、資料に関する配慮は必要である。すなわち、われわれが利用している資料は標本調査であるから、ここで述べられている差は標本誤差かもしれないのである。

次にパン類であるが、これは昭和三〇年から昭和三一年にかけて α の絶対値は上っているから、ポピュラーなものから高価なものに転じたらしい。米の供給不足のうちにはパン類は代用食としての機能を果していた。昭和三一年からはこの機能は不要となったため、パン類から代用食としての側面は放棄され、本格的なパン食の面だけが受け入れられるようになった。これはわが国では高価な食事に属し、所得上層で採用されているものと思われる。昭和三四年に若干 α の絶対値が低下した理由は余り明白ではない。ただ一つ考えられることは相対価格の影響ではないかと思われる。食料費は年々上昇したのであるが、そうしてパン屋の価格も同じく上昇したのであるが、たまたまこの時点ではパン類は他の食料、特に米類の価格に比して値上りが小さかった。その効果がパン食の増加になつてあらわれたのではないかと推定される。

第四・一表には食料費とパン類とのほかに、肉乳卵類の値がみられる。これについては昭和三〇、三一、三五年の三年が計測されている。パラメーターの傾向は大体一定しているので、余り多くの年を計測しなかった。 α の絶対値および β の値は僅かずつ減少し、肉乳卵類が徐々に普及していつている状態がよく分かる。

その他の項目は第四・二表に一括されているが、ここでは昭和三一年と三五との二年のみが計測されている。大

体、パラメーターは一定の傾向で動いたとみてきしつかえないようである。外食を除いて α が大きく変化したものはない。外食は α の絶対値および β の値が低下しているから、明らかに大衆化の方向を歩んだものと思われる。つまり、外食は次第に所得の低い方へも普及してきているのである。飲料も α の絶対値および β の値は低下しているが、その変化は最少で外食のそれに比すべくもないが、とにかくやや普及の方向をとった。これに対して、他の項目は大體、 α の絶対値および β の値を上げている。しかし、これは余り大きくないから、ほとんど変化しなかったといつてもよい程度である。魚介類、野菜類は価格が上昇しているが、果物類、菓子類は逆に価格は低下しているから、この際価格の効果は余りないものと思われる。ただ、野菜にはその効果は存在しているかもしれない。しかし、それよりはむしろ、この期間におけるこれらの項目の質的变化は無視できない。特に菓子類の α と β との変化はやや大きい、これはそのような内容変化を伴っているものと思われる。菓子類には和菓子と洋菓子があるし、また主食に近いものから次第に味覚や嗅覚の刺激だけを主体とするものにかけて範囲が広い。更にいえば、味覚や嗅覚の刺激に水分という要素を加えると、果物類が登場し、その極限において飲料が存在する。恐らく間食は菓子・果物・飲料と連続的に考えるべきもので、この連続体のなかでは嗜好は菓子から果物、果物から飲料という方向へ移行し始めているものと思われる。そのように解釈してみると、菓子類が高級化の方向へ向い、果物類がほとんど変化せず、飲料がやや大衆化の方向へ向っていることがすつきりと理解できるようである。

食料以外の大項目についても、 α および β の値はやや高級化の方向を追っているようである。ここでも被服費は価格が下り、光熱費および雑費は価格が上っているから、価格の効果では余り α および β の解釈ができない。ここでも内容の質的变化を考えるべきであろう。

第4.3表 実質飽和水準の比較

	k	p	k/p		k	p	k/p	
食料費	昭和30年	6,798.0	94.6	7,186.0	果物類	161.2	113.7	141.8
	昭和31年	5,277.4	93.5	5,644.3	昭和31年	221.1	100.0	221.1
	昭和34年	4,995.9	96.3	5,187.9	昭和35年			
	昭和35年	5,465.0	100.0	5,465.0	菓子類	237.8	101.1	235.2
	昭和37年	6,645.9	114.7	5,794.2	昭和31年	245.8	100.0	245.8
				昭和35年				
パン類	昭和30年	197.7	81.6	242.3	飲料	98.4	100.0	98.4
	昭和31年	104.9	85.7	122.4	昭和31年	153.6	100.0	153.6
	昭和34年	123.1	92.6	132.9	昭和35年			
	昭和35年	115.9	100.0	115.9	外食	167.3	93.5	178.9
	昭和37年	121.7	125.6	96.9	昭和31年	357.6	100.0	357.6
				昭和35年				
肉乳卵類	昭和30年	530.5	91.5	579.8	被服費	1,477.1	102.4	1,442.5
	昭和31年	576.8	93.7	615.6	昭和31年	1,958.2	100.0	1,958.2
	昭和34年	840.5	100.0	840.5	昭和35年			
	昭和35年				光熱費	719.3	90.6	793.3
魚介類	昭和31年	481.2	88.8	541.9	昭和31年	818.8	100.0	818.8
	昭和34年	545.2	100.0	545.2	昭和35年			
	昭和35年				娯楽費	4,255.8	91.1	4,671.6
野菜類	昭和31年	567.1	81.8	704.3	昭和31年	6,244.0	100.0	6,244.0
	昭和34年	681.5	100.0	681.5	昭和35年			
	昭和35年							

注. kは第4.1表と第5.2表のk(飽和水準)である。

pは価格指数(昭和35年=100), k/pは飽和水準の実質額。

飽和水準をしめすkについては名目額が算出されているので、そのまま比較するわけにはいかない。価格指数によって実質化する必要がある。第四・三表にそれが示されている。

食料費からみていくと、ここでは昭和三〇年が最高値を示し、昭和三一年以降の数字と明確に一線を画することが出来る。この差額の示す意味は決して食料の消費水準が低下したことなく、一つの断層的な構造変化を示すのであり、昭和三〇年では、食料費の生活に占める意義はそれだけ大きかったのである。これに対して、昭和三一年以降のkの値は全く同一の構造に属するものと思われる。ただ、誤差の範囲に属するかもしれないが、昭和三一

年から昭和三四年までは k が低下し、それから上昇している。昭和三四年と三五年とを境にして、連続的な構造変化が徐々に進行しているのではないかと思われる。つまり、食料難時代を終った昭和三一―三四年は比較的戦前に近い嗜好形態をもった安定期と思われる。あるいは、戦争および敗戦後の混乱によって変化を被った食生活が、戦前の食生活を可能にする環境のなかで整理・反省の時期をむかえたともいうことができよう。これに対して昭和三五年以降はわが国の高度成長が叫ばれ出した時期でもあり、戦後に培われた多くの可能性が芽をふき、枝を伸ばし出した時期のように思われる。食生活も連続的ではあるが、成長する食品と衰退する食品とが明白になり、しかもこれまで考えられなかった水準へ向って展開し出した時期ではなからうか。こうした動きが k の実質額の変化のなかに読みとれるように思われるのである。

パン類についても昭和三〇年とそれ以降とは断層が明白である。しかも、この場合はこの数字の示すとおりパン類に対する日本人の嗜好は昭和三十一年以降低下したのである。しかも、昭和三〇年にやや上昇したほかは一般的に微弱な低下傾向をみせている。しかし、ここに述べられているパン類は家庭内消費であり、わが国におけるパン類消費は複雑であるから、直ちにパン類の将来を悲観的に判断すべきではない。

肉乳卵類は予想通り年々上限を押し上げていっている。これに対して、魚介類の上限はほとんど変化していないとみてよい。つまり、肉乳卵類の嗜好は上向きに変化しているのに、魚介類の嗜好には変化がないのである。野菜類の上限が若干低下しているのは明らかに二〇%もの価格上昇によるものと思われる。もちろん、このほかに伝統的な種類が放棄されているという現象もひそんでいるかもしれない。

菓子類の上限はほんの少し上っているが、果物類や飲料の上昇率に較べたら問題にならない。果物類は昭和三五

年には既に菓子類の上限の水準に近くなっている。伸び率では飲料が一番高いが、上限の水準は菓子類の五分の三にすぎないから、まだ上昇するものと思われる。これら間食の意味との関係は α および β のところて述べたので省略する。

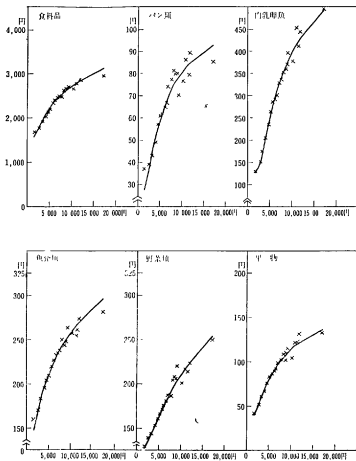
外食が大衆化の方向を辿っていることは既に述べたが、その上限の伸びも著しく、約二倍になっている。ここまできると、構造変化というべきかもしれない。外食はわれわれの食生活に大きな比重を占めてきていることは確かである。ここでも当然、内容変化があるわけだが、その分析ができる状態でないことは周知の通りである。

食料費以外の大項目についても、被服費・光熱費・雑費等みなその上限を上へ押し上げている。特に、先の分析では負のトレンドをもっていた被服が、ここでは上方傾向を示している点は注目に値する。

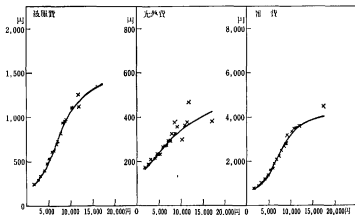
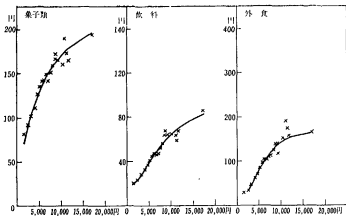
最後に以上分析した項目について、実際値とシグモイド函数による推計値とを图示しておいた。第四・一、四・四図がそれである。×印が実際値である。昭和三十一年の結果は実際値と推計値との乖離が大きいようである。これはひとえに昭和三十一年の階層区分が他の年のそれより多いことによるものと思われる。しかし、いま一つ注意されることは、兩年を通じ、また、すべての項目を通じて、実際値と推計値との喰い違いが所得階層の上層において著しいことである。これは一つは所得階層上層の標本数が少ないため、不規則部分が強くあらわれたものと考えられる。

しかし、それとは別の理由も考えられないこともない。所得が上昇してくると、消費項目の最低必要分は容易に満たされてしまう。したがって、最低必要部分を上廻る部分の消費については各個人の随意であり、それだけに、各個人の嗜好が所得と無関係に強くあらわれてくる可能性がある。これが所得階層上層部の標本数の少ないことと結び

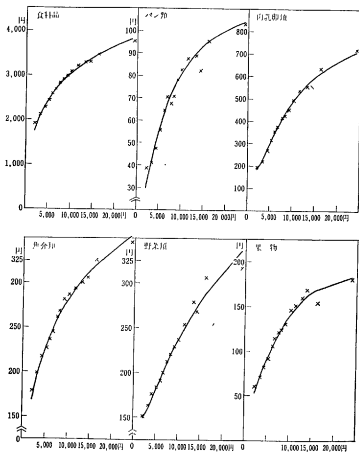
第 4.1 図 実際値と推計値 (昭和31年)



食料需要の趨勢効果

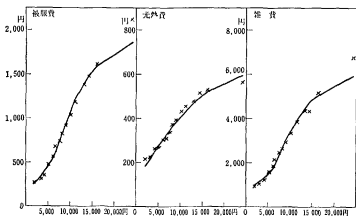
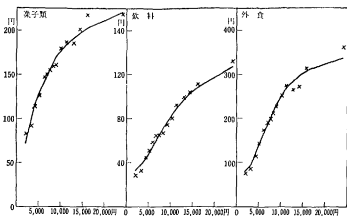


第42図 実際値と推計値（昭和35年）

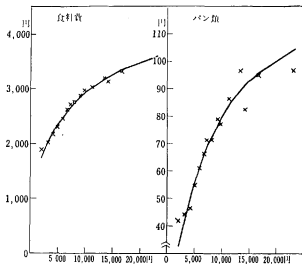


食料需要の趨勢効果

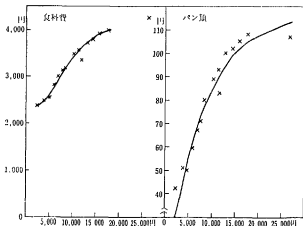
食料需要の趨勢効果



第 4.3 図 実際値と推計値 (昭和34年)



第 4.4 図 実際値と推計値 (昭和37年)



ついで、不規則的な消費形態のあらわれるゆえんであると推定される。その証拠に、實際値と推定値との差の大きい項目は概して嗜好性の強いものか、相互に異質の内容をもったものかのいずれかである。

嗜好性の強いものの代表にしてはパン類があげられる。パン類は確かに主食ではあるけれども、われわれ日本人にとつては必ずしもなくて困るものではない。昭和十一年、三五年のみならず、昭和十四年も昭和十七年も、パン類消費は概して所得階層上層で推定値からの分散を拡大している。華子類も外食もまた同様である。これらはその内容もパン類の内容より複雑である。果物類と飲料とは昭和十一年では乖離が目立つが、昭和三五年ではそれほどではない。むしろ、野菜類が兩年を通じて比較的喰ひ違ひがみられるようである。所得階層によつて野菜食の形態が違つてゐるためであらうか。こうみてくると、嗜好性が強いとか、内容の異質性が目立つとかいう項目は一般に幾通りかの消費形態をもち、消費形態に安定性のないものが多いようである。そして、かかるものほど、所得階層上層で消費の不規則性が強くあらわれているということができるように思われるのである。ここでは示されていないが、米類についても同様のことがいわれる。米類はパン類と違い、われわれ日本人には不可欠の食糧であつたが、昭和三六年以降は必ずしもそうはいきれないように思う。というのは、昭和三五年までは米類の需要函数には所得の二次函数がよく適合したのであるが、昭和三六年以降は消費カロリーは依然として高いが、所得階層別の消費水準は所得の二次曲線から乖離するものが多く、不規則なものに脱してゐるのである。米類需要もわれわれの嗜好には絶対的なものではなくなり始めてゐるのではなからうか。

なお、第四・四〇四・六表にはシグモイド函数から計算された所得別の所得弾性値をあげておいた。この函数による所得弾性値の計算は次のようである。

所得弾性値 (昭和31年)

菓子類	飲料	外食	被服費	光熱費	雑費
0.758	0.662	0.403	0.159	0.548	0.138
0.686	1.080	1.523	0.875	0.640	0.861
0.618	1.145	1.846	1.641	0.653	1.594
0.568	1.107	1.725	1.768	0.647	1.849
0.529	1.105	1.536	1.761	0.635	1.839
0.499	0.992	1.365	1.675	0.623	1.740
0.472	0.934	1.202	1.555	0.609	1.604
0.449	0.882	1.065	1.434	0.596	1.470
0.428	0.835	0.948	1.320	0.583	1.344
0.415	0.802	0.872	1.242	0.574	1.259
0.393	0.750	0.757	1.118	0.560	1.123
0.373	0.699	0.651	0.996	0.544	0.992
0.362	0.674	0.600	0.937	0.536	0.929
0.356	0.657	0.569	0.898	0.531	0.888
0.350	0.645	0.545	0.870	0.527	0.857
0.318	0.566	0.407	0.694	0.500	0.672
0.295	0.509	0.319	0.576	0.479	0.549
0.301	0.523	0.340	0.604	0.484	0.578
0.288	0.491	0.294	0.540	0.472	0.512
0.210	0.310	0.095	0.225	0.394	0.196

食料需要の趨勢効果

所得弾性値 (昭和35年)

菓子類	飲料	外食	被服費	光熱費	雑費
0.873	0.619	0.829	0.077	0.673	0.082
0.766	1.024	1.350	0.643	0.798	0.653
0.667	1.083	1.292	1.413	0.790	1.424
0.606	1.055	1.178	1.765	0.764	1.761
0.553	1.004	1.056	1.869	0.732	1.853
0.514	0.954	0.960	1.825	0.704	1.806
0.472	0.894	0.856	1.697	0.671	1.678
0.439	0.840	0.771	1.552	0.642	1.533
0.408	0.787	0.692	1.398	0.614	1.382
0.377	0.733	0.617	1.238	0.585	1.224
0.337	0.659	0.519	1.020	0.544	1.011
0.296	0.581	0.422	0.803	0.499	0.797
0.273	0.535	0.370	0.684	0.473	0.679
0.244	0.479	0.308	0.545	0.439	0.543
0.155	0.299	0.140	0.192	0.325	0.194

一一二

第4.4表 ングモイド函数による

所得階層 (千円)	食料費	パン類	肉乳卵類	魚介類	野菜類	果物類
4	0.420	0.960	0.792	0.426	0.394	0.889
8	0.403	0.902	1.108	0.404	0.457	0.915
12	0.387	0.799	1.102	0.385	0.479	0.843
16	0.374	0.719	1.036	0.371	0.486	0.776
20	0.364	0.657	0.968	0.360	0.488	0.720
24	0.355	0.609	0.907	0.351	0.487	0.676
28	0.347	0.565	0.848	0.342	0.485	0.634
32	0.341	0.529	0.797	0.335	0.482	0.598
36	0.334	0.497	0.751	0.328	0.479	0.567
40	0.330	0.476	0.720	0.323	0.476	0.546
44	0.323	0.443	0.671	0.316	0.471	0.513
48	0.316	0.412	0.623	0.309	0.466	0.481
52	0.313	0.396	0.600	0.305	0.463	0.466
56	0.310	0.386	0.585	0.303	0.461	0.455
60	0.308	0.379	0.573	0.301	0.459	0.448
64	0.297	0.332	0.500	0.289	0.448	0.399
68	0.288	0.299	0.449	0.280	0.439	0.364
72	0.290	0.307	0.462	0.282	0.441	0.372
76	0.285	0.288	0.433	0.277	0.436	0.352
80	0.253	0.185	0.270	0.244	0.391	0.239

第4.5表 ングモイド函数による

所得階層 (千円)	食料費	パン類	肉乳卵類	魚介類	野菜類	果物類
5	0.482	0.941	0.791	0.441	0.421	0.875
10	0.444	0.880	1.000	0.414	0.517	0.914
15	0.415	0.774	0.969	0.392	0.545	0.838
20	0.397	0.703	0.915	0.378	0.553	0.777
25	0.381	0.640	0.855	0.365	0.554	0.718
30	0.368	0.593	0.805	0.355	0.552	0.673
35	0.355	0.544	0.750	0.344	0.547	0.624
40	0.343	0.503	0.702	0.334	0.541	0.583
45	0.332	0.466	0.656	0.325	0.534	0.545
50	0.322	0.430	0.611	0.316	0.524	0.507
60	0.306	0.381	0.549	0.303	0.511	0.456
70	0.290	0.332	0.484	0.290	0.494	0.403
80	0.280	0.304	0.447	0.281	0.483	0.373
90	0.268	0.270	0.401	0.271	0.468	0.335
100	0.224	0.166	0.255	0.232	0.407	0.217

第4.6表 ログモイド函数による所得弾性値

所得階層 (千円)	昭和 34 年		昭和 37 年	
	食料費	パン類	食料費	パン類
5	0.474	0.841	0.436	1.037
10	0.435	0.802	0.409	1.022
15	0.403	0.725	0.387	0.893
20	0.385	0.674	0.367	0.769
25	0.366	0.620	0.353	0.681
30	0.352	0.580	0.343	0.624
35	0.340	0.545	0.335	0.576
40	0.329	0.514	0.303	0.414
45	0.316	0.476	0.318	0.484
50	0.305	0.447	0.306	0.428
60	0.289	0.403	0.295	0.377
70	0.271	0.357	0.282	0.322
80	0.262	0.334	0.274	0.287
90	0.243	0.288	0.264	0.250
100	0.210	0.213	0.227	0.138

この所得弾性値の特徴は所得階層の上下両極端において異なる弾性値を与えず、それだけに全階層を通じて比較的現実的な値を提供する点にある。

註(一) J. Aitchison & J. A. C. Brown, *The Lognormal Distribution*, Cambridge, 1957. 計算は IBM 計算機による。プログラムは最初 JUSE ALGOL で作り、後 JALCOLIP に組みかえた。このために日本科学技術研究所の田中健氏にお世話になった。紙上より感謝する次第である。

(研究員)