月別データによる果実需要分析

稲葉弘道

一、はじめに

基本法農政の施行以来、選択的拡大の波に乗り果樹産業は飛躍的成長を遂げた。この背景にはわが国経済の高度成長に伴って増大する果実需要があった。しかしながら、昭和四八年秋のオイル・ショックに起因する狂乱物価と不況は、国民所得の増加率の著しい低下とともに、全般的に食料消費を停滞させ、果実需要の低迷をもたらした。従って、近年におけるみかんなどの生産過剰問題の一因はここにある。

さらに、国際収支の不均衡や、わが国農業の低生産性に対する批判による食料品価格の割高感などからオレンジなど農産物輸入枠の拡大や自由化に対する外圧や内圧が高まり、果樹産業をめぐる経済情勢は極めて厳しく内憂外

患の状況にある。

このような困難に対処するためには、果実需要の動向を的確に把握することが必要である。なぜなら、果実は主として永年性作物であり、果樹産業に課せられた大きな課題の一つが消費構造に即した安定的供給を行うことであるとするなら、長期的な生産計画を樹立する必要があると考えられるからである。

第1表は総理府『家計調査』による一人当たり購入数量指数を示した表である。この表によれば、いちご、みかんなど多くの果実の購入数量が昭和四八年頃をピークとして減少ないし停滞気味であることが読みとれる。また、りんご、ももなどは昭和四〇年代初期より減少傾向にあり果実全体としても、昭和四八年をピークにして低迷していることを示している。増加傾向を示しているのは、ぶどう、その他柑きつ類など一部の果実にすぎない。従って、高度経済成長期のように果実のトータルとしての消費の伸びは期待し得ないと思われる。そのため、果実の需要分析において、果実以外のし好食品や競合する他の果実との代替関係等を考慮する必要性が増大することは明白である。さらに、同一品目の果実についても品種間での競合もまた考慮しなければならない。そのためには季節性、つまり出回り期を無視した年系列などのデータでは不十分で、少なくとも季節性を陽表的にとり入れた分析が必要になってくる。

これまで、わが国の果実の需要分析は年系列データによる単一方程式推計[1]が一般的であった。しかしながら、この推計では果実の季節性が十分に生かされておらず、果実間相互の競合関係は十分に分析されない。競合関係を分析するためには需要体系による分析が考えられ、わが国の食料需要分析について、線型支出体系を適用した三枝・佐々木[2]の一連の分析がある。これらの分析では一般に集計度が大きく、三枝・佐々木も中分類[3]の年系列データによ

第1表　1人当たり購入数量指数
（昭和50年＝100）

年次	1人当たり購入数量指数						
	果実計	いちご	バナナ	みかん	夏みかん	レモン	その他柑きつ類
昭和43年	78	87	73	66	67	—	—
44	82	100	87	70	95	69	—
45	81	95	101	69	63	92	—
46	92	107	122	83	90	110	35
47	101	119	129	97	80	148	56
48	110	127	107	116	106	145	71
49	102	101	98	106	80	150	91
50	100	100	100	100	100	100	100
51	96	107	92	90	91	151	105
52	91	109	88	84	57	172	98
53	94	114	86	84	79	169	110
54	91	125	84	82	78	145	123

	りんご	なし	かき	ぶどう	すいか	もも	その他果物
昭和43年	127	106	120	95	87	111	107
44	137	112	130	85	72	93	104
45	132	102	99	80	74	109	119
46	125	96	91	80	86	105	89
47	122	107	98	93	94	92	109
48	109	112	131	92	109	110	110
49	115	110	108	109	85	95	96
50	100	110	100	100	100	100	100
51	118	103	99	107	86	90	105
52	112	106	112	106	85	85	115
53	114	99	133	115	86	99	136
54	98	99	109	122	74	97	134

注．総理府『家計調査』から算出．
　—は未調査．つまり，レモンは昭和44年より，その他柑きつ類は昭和46年より調査開始．

る分析である。しかし、三枝[4]はミュールバウア[5]などの非価格要因を需要体系に組み入れる研究をさらに発展させ、季節性を非価格要因と同様に扱って季節性を内蔵した需要体系を導いていることは注目に値する。その他の需要体系による分析では、ロッテルダム・モデルを適用した澤田[6]の分析があるが、これは肉類についての計測である。

また、需要面だけでなく、供給面も考慮した連立方程式体系による分析も考えられ、果実に対しては、唯是[7]による「りんご・みかん・その他の果実モデル」などがある。

しかし、本分析の目的が、品目別かつ可能な限り季節性を生かした需要分析であるとするなら、これらの諸体系による分析は理論的には斉合性があり、精緻化されているものの、実証的分析に適用するとすれば、資料的な信頼性に、また統計技術的に問題が多い。本分析で、季節性に焦点を合わせて、月別データにより単一方程式推定による分析を試みたことの意味はここにある。

需要分析に利用できるデータは種々存在する。それらには一長一短[8]あるが、月別データ[9]ということであるので、総理府統計局『家計調査』の全国全世帯月別品目別データを利用することとした。なお、計算に際しては、農林水産研究計算センターの ACOS 800 を使用した。

注(1)　農林水産省大臣官房調査課『食料需要分析』(昭和五二年度など多くの年次あり)、唯是康彦『食料の経済分析』(東京、同文書院、昭和四六年)、一七八〜一八〇頁。

(2)　佐々木康三・三枝義清「線型支出体系による食料需要関数」(農業経済学会編『農業経済研究』第四四巻第一号、東京、農業経済学会、昭和四七年一月)、二〇〜二九頁。

三枝義清・佐々木康三「食料需要分析と線型支出体系」(農業総合研究所編『農業総合研究』第二七巻第一号、東京、農業総合研究所、昭和四八年一月)、一〜四二頁。

佐々木康三「食料需要分析と線型支出体系(二)——食料需要体系の計測——」(農業総合研究所編『農業総合研究』第三〇巻第三号、東京、農業総合研究所、昭和五一年七月)、九一～一〇九頁。

(3) 果実は果実類として集計されている。

(4) 三枝義清「季節的な需要関数について」(東京都立大学経済学会編『経済と経済学』第四四号、東京都立大学経済学会、昭和五五年二月)、一七～二三頁。

(5) J. Muelbauer, "Testing the Barten model of Household Composition Effects and the Cost of Children", *The Economic Journal*, Vol. 87, 1977, pp. 460–487.

(6) 澤田裕「肉類需要における代替関係の計測」(農業経済学会編『農業経済研究』第五二巻第三号、東京、農業経済学会、昭和五五年一二月)、一〇一～一〇九頁。

(7) 唯是康彦『食糧・農業モデルの研究』(総合基礎資料第七集、東京、農業総合研究所、昭和五四年三月)、一四〇～一六二頁。

(8) 短所としては、外食産業へ流れる果実とか、ジュースやかん詰などの果実としての量の把握ができないこと、さらに、農家世帯、独身世帯などが調査対象として、含まれていないことである。

(9) 月別に得られるデータとしては市場統計のデータとして農林水産省『青果物卸売市場調査』などがある。

二、アプローチ

(一) 問題点の所在

単一方程式推定は一般的には普通最小二乗法によって計算される。まず、普通最小二乗法の仮定について考えることとする。

ある被説明変数Yと$(k-1)$個の説明変数 $X_2, X_3, \cdots, X_k$ および撹乱項uとの間にある線型関係が成立し、n個の観測値からなる標本が与えられたとし、この関係式が次のように表わせたとする。

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{u} \qquad ①$$

ここで、

$$\boldsymbol{y}=\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{X}=\begin{pmatrix} 1 & X_{21} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{2n} & \cdots & X_{kn} \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{\beta}=\begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{u}=\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{pmatrix}$$

である。

このとき、普通最小二乗法の基本的仮定は、

仮定1　$E(\boldsymbol{u})=\boldsymbol{O}$

仮定2　$V(\boldsymbol{u})=\sigma^2\boldsymbol{I}_n$

仮定3　$\boldsymbol{X}$は確率的でない数の行列

仮定4　rank $\boldsymbol{X}=k<n$

であり、この仮定が満たされるとき、普通最小二乗法による$\boldsymbol{\beta}$の推定値は最良線型不偏推定量となる。さらに、

仮定5　$\boldsymbol{u}$は正規分布をする

の仮定が成り立てば、$\boldsymbol{\beta}$の推定値は最尤推定量となる。

これらの仮定は、回帰分析本来の性格が、自然科学的実験データに適用する目的であったためである。このため、

経済時系列を利用して回帰分析を適用する場合には種々の問題が発生するわけである。

ここで、今回の分析での問題となることを、考えてみることとする。まず第一には、単一方程式推定に妥当性があるのかという問題である。どの変数を説明変数とし、どの変数を被説明変数とするかということであり、これは仮定3と関係してくるわけである。諸変数間の因果関係は経済理論の力をかりなければならない。しかし、諸変数間に一方向の因果関係が想定されることは実際にはまれであり、単一方程式推定では統計的偏倚を発生させるわけである。そこで、相互に因果関係を考えた連立方程式体系による同時推定法の必要性が生ずるわけである。ところが、連立方程式推定が有効であるための前提の一つは、モデル全体がほぼ同程度の安定性をもっていること、たとえば、供給関係の定式化が可能であるということである。ところが、果実が永年作物であることにより供給関係の分析には困難な点が多いといわざるをえない。

また、果実に対する消費者の購買行動は店頭に並べられた多種の果実の中から消費者が欲求に応じて選択する一面もあり、価格なり所得要因により購入数量が影響されるという、ある程度の一方向の因果関係が想定されるわけである。したがって、今回の分析においても単一方程式推定が妥当性もあるわけであり[(1)]、本分析では、需要量を被説明変数とし、所得および価格要因を説明変数とする需要関数を計測することとする。

第二に、仮定2に関連するわけであるが、経済時系列では撹乱項が均一分散であるという仮定は一般に成立するとは限らない。したがって、方程式の推計にあたっては撹乱項の分散が一様となる工夫が必要となる。今回の分析では季節性の強い月別データということで撹乱項の均一分散はますます望めないと思える。つまり、季節性の存在であり、購入数量の多い月と少ない月では、同一品目の果実についてもまったく異質な品目と考えざるをえない場

合も出てくるわけである。たとえば、購入数量が多い月は自家用に、少ない月では贈答用にと購買目的が違うわけである。また、データの統計的信頼性という点からは購入数量の少ない月は、多い月に比較して信頼性がないと考えられる。

そこで、月別にグループ化した処理の必要性の検討を行うこととし、さらに撹乱項の分散の均一性については、均一であるかどうかの検定を行い、均一性が棄却される場合には一般化最小二乗法を適用することとする。

第三に、方程式の関数型が経済理論では、先験的には特定化できないことである。そこで種々の関数型について、変数変換を加えつつ試行錯誤の計算を行わねばならない。また変数変換については撹乱項の均一分散を得る意味からも重要である。したがって、需要関数の計測に際しては、普通線型式、両対数式などが適用されてきている。食料の需要分析としては、両対数式はウオルド(2)以来伝統的に使われており、半対数式はハウサッカー(3)によりもっとも妥当性があるものとして提唱されたものである。ところが、これらは、ほとんど年系列ないしクロスセクション分析であり、月別データによる本分析とは必ずしも一致するものではない。ここでは普通線型式の外に、被説明変数(需要量)が比較的大きな範囲で変化すること、また撹乱項の均一化を図る意味からも被説明変数を対数変換し、さらに説明変数である所得変数については逆数変換した式を適用することとした。これは、果実が食料品であるため、その需要には所得上昇時において一定の飽和水準が想定されるためである。なお、価格変数については逆数変換しないこととした。これは、果実においては代替品が多く、価格が無限大となった極限を想定すれば、需要量はゼロとなることが想定されるからである。この式のことを、ここでは対数逆数式(4)と呼ぶことにする。

第四としては、回帰分析の仮定と直接に関わることではないが、データについての季節変動処理の問題である。

つまり、データに季節性が存在する場合に、各変数を季節調整をした形にするか、あるいは生データの形で需要関数に含めるべきであるかである。本分析においては、欠測データが存在するので季節調整を行うには困難な点があり[5]、ここでは、ダミー変数を使用することとした。つまり、各月の需要量と各月ごとの経済変数との関数は一定であり、年とともに変化しないとすると、季節性は定数項の差として表現することができる。この差をダミー変数により処理するのである。なお、季節性の除去がダミー変数だけでは十分でない場合には、月別に個々の需要関数を推計せねばならないことがありうるわけであるし、逆に、季節変動をまったく考慮しなくてよい場合もあるわけである。

注(1) 農産物の需要分析において、連立方程式体系との比較のうえから、単一方程式接近で正しく算出される範囲を総括的に取り扱ったのはC・A・フォックス（宍戸・三枝訳『農産物の需要分析』、東京、農業総合研究所、昭和三一年）である。

(2) H・ウオルド、L・ユイレン共著、森田優三監訳『需要分析』（東京、農林水産生産性向上会議、昭和三六年）。

(3) S.J. Prais & H.S. Houthkker, *The Analysis of Family Budgets*, 2nd ed., Cambridge University Press, 1971.

(4) 対数逆数式とは、一般に被説明変数を対数変換し、説明変数を逆数変換する場合をいう。今回の分析では所得変数を逆数変換しているものの価格変数は逆数変換していないが、便宜上、対数逆数式と呼ぶこととする。

(5) センサス局法、EPA法などの一般的な季節調整法において欠測データのある場合は、乗法型の季節調整適用は不可能であるし、欠測データをゼロとみなして加法型の季節調整を行うことも考えられるが、加法型の季節調整は不可能な調整法もあり、仮に可能としても、季節調整済データの数値がマイナスとなったりして適当ではない。ただし赤池・石黒によりデータに欠測がある場合にも適用可能なベイズ型季節調整法が考えられている（H. Akaike and M. Ishiguro, "Trend Estimation with Missing Observations", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 32, No. 3, B, 1980, pp. 481–488）。

(二) 計算方法

本分析に当たって、もっとも問題となるのは既述のとおり季節性の問題であり、月別にグループ分けして推計する必要があるかどうかという点である。この季節性を考慮すべきか、すべきでないかという点については、共分散分析の適用が考えられよう。

従属変数Yと（$k-1$）個の説明変数を仮定する。m年間のデータがあるものとし、月別にp個のグループに細分することとする。したがって、標本の大きさは（$m\times p$）[1]となる。このとき、今回の分析にあてはまるモデルとして、次の三種のモデルを想定することとする。

モデル1　$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}_1+\boldsymbol{u}_1$　②

モデル2　$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{D}\boldsymbol{\alpha}_2+\boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}_2+\boldsymbol{u}_2$　③

モデル3　$\boldsymbol{y}_i=\boldsymbol{X}\boldsymbol{\gamma}_i+\boldsymbol{v}_i$　④

ここで、$\boldsymbol{D}$は（$m\times p$）行（$p-1$）[2]列のダミー変数の行列であり、$\boldsymbol{\alpha}_2$はダミー変数の（$p-1$）次の係数ベクトルである。$\boldsymbol{y}_i$などの添字iはi月のデータであることを示している。ここで、

$$\boldsymbol{Z}=\begin{pmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_p \end{pmatrix},\qquad \boldsymbol{\beta}_3=\begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_p \end{pmatrix},\qquad \boldsymbol{u}_3=\begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_p \end{pmatrix}$$

とおけば、モデル3は全グループをまとめることにより、

モデル3　$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\beta}_3+\boldsymbol{u}_3$

第2表　共分散分析表

変動要因		平方和	自由度	平均平方
$\boldsymbol{Z}$	残差	$S_4=\boldsymbol{e}_3'\boldsymbol{e}_3=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{b}_3'\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{y}$	$p(m-k)$	$V_4=S_4/p(m-k)$
	増分	$S_3=\boldsymbol{e}_2'\boldsymbol{e}_2-\boldsymbol{e}_3'\boldsymbol{e}_3=\boldsymbol{b}_3'\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{a}_2'\boldsymbol{D}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{b}_2'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}$	$(p-1)(k-1)$	$V_3=S_3/(p-1)(k-1)$
$\boldsymbol{X}$ と $\boldsymbol{D}$	残差	$S_2=\boldsymbol{e}_2'\boldsymbol{e}_2=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{a}_2'\boldsymbol{D}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{b}_2'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}$	$mp-p-k+1$	$V_2=S_2/(mp-p-k+1)$
	増分	$S_1=\boldsymbol{e}_1\boldsymbol{e}_1-\boldsymbol{e}_2'\boldsymbol{e}_2=\boldsymbol{a}_2'\boldsymbol{D}'\boldsymbol{y}+\boldsymbol{b}_2'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{b}_1'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}$	$p-1$	$V_1=S_1/(p-1)$
$\boldsymbol{X}$	残差	$S_0=\boldsymbol{e}_1'\boldsymbol{e}_1=\boldsymbol{y}'\boldsymbol{y}-\boldsymbol{b}_1'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}$	$mp-k$	$V_0=S_0/(mp-k)$

と表わされる。

つまり、モデル1は季節性を特に考慮しない場合の式であり、モデル2は季節性を定数項の差として表わした式であり、モデル3は月ごとに定数項も回帰係数も異なるとした式である。これらの三種のモデルに普通二乗法を適用して、$\boldsymbol{\beta}_1$、$\boldsymbol{\alpha}_2$、$\boldsymbol{\beta}_2$、$\boldsymbol{\beta}_3$の最小の最小二乗推定量を$\boldsymbol{b}_1$、$\boldsymbol{a}_2$、$\boldsymbol{b}_2$、$\boldsymbol{b}_3$、とし、三つのモデルについての残差ベクトルを、それぞれ$\boldsymbol{e}_1$、$\boldsymbol{e}_2$、$\boldsymbol{e}_3$とすれば、その結果は、

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X}\boldsymbol{b}_1+\boldsymbol{e}_1 \quad ⑤$$

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{D}\boldsymbol{a}_2+\boldsymbol{X}\boldsymbol{b}_2+\boldsymbol{e}_2 \quad ⑥$$

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{Z}\boldsymbol{b}_3+\boldsymbol{e}_3 \quad ⑦$$

となる。これらの結果をもとに第2表の共分散分析表を作成することにより、次なる検定を行うことが可能となる。

まず、定数項の同等性の検定は、

$$F_1=V_1/V_2$$

が自由度（$p-1,\ m\times p-p-k-1$）[3]なる分布に従うことにより検定される。

勾配の同等性については、

$$F_2=V_3/V_4$$

の値によりF検定される。このとき自由度は、$(pk-p-k+1,\ p(m-k))$ である。

最後に、全く同一の母集団からの標本であるかどうかについては、

$$F_3=\{(S_1+S_2)/k(p-1)\}/V_4$$

によりF検定される。このときの自由度は、$(k(p-1), p(m-k))$ である。

この共分散分析により、三種のどのモデルで推定すべきか決定することとする。ところが季節変動処理という点ではまだ十分ではない。モデル3を採用した場合には問題は少ないと思えるが、モデル1ないし2の場合は、攪乱項が均一分散であるという点が、果実のように極端な季節性のあるデータにあてはまるかという点での検定が必要である。

均一分散の検定としては、ネイマンとピアンソン(4)が最初に取り上げたχ^2分布を利用した尤度比検定がある。これを改良したのがバートレット(5)の検定である。その他、バートレットとケンダール(6)、コクラン(7)、ハートレイ(8)、カッドウエル(9)などにより様々な検定方法が示されている。しかしながら、これらのうち、データがいかなる分布であっても検出力が優れている方法はなく、一般的に正規分布からのズレに対して敏感である。したがって、それらの比較はモンテ・カルロ法などにより行われるわけでありガードサイド(10)は正規分布に従うならば、バートレットの検定が比較的良好であることを示している。

ここでは、バートレットの検定により、月別の残差項の分散の均一性を検定することにより攪乱項の均一分散を検定することにする。i月の残差項の分散を s_i^2 とし、i月のデータの個数を n_i とおけば

$$s_i^2=\frac{1}{n_i-1}\sum_j(e_{ij}-\bar{e}_{i.})^2$$

となる。ここで e_{ij} は j 年 i 月の残差項であり、$\bar{e}_{i.}$ は i 月の平均である。

$$v_i=n_i-1$$

とおけば、バートレット検定値 μ は、

$$\mu=\frac{\sum_i v_i\log_e\left(\sum_i v_i s_i^2/\sum_i v_i\right)-\sum_i v_i\log_e s_i^2}{1+\frac{1}{3(p-1)}\left(\sum_i 1/v_i-1/\sum_i v_i\right)} \qquad ⑨$$

となり、分散の均一性の仮定のもとで近似的に自由度（$p-1$）の χ^2 分布に従う。ここで、p はグループ（月）の数である。

したがって、この μ の値をもとに χ^2 検定を行う。このとき、仮に均一分散であることが棄却されたならば、普通最小二乗法適用には問題が残るわけであり、この場合は一般化最小二乗法の適用を試みることとする。

一般化最小二乗法は、撹乱項の均一分散を仮定しないで、撹乱項の分散共分散行列に対して、

$$E(\boldsymbol{uu}')=\sigma^2\boldsymbol{\Omega}$$

と仮定することである。ただし、σ^2 は未知であるが $\boldsymbol{\Omega}$ は既知の対称正値定符号行列である。このときに、

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X\beta}+\boldsymbol{u}$$

において、$\boldsymbol{\beta}$ の最良線型不偏推定量 $\boldsymbol{b}$ は、

$$\boldsymbol{b}=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{y} \tag{10}$$

となり、その分散共分散行列は、

$$\mathrm{var}(\boldsymbol{b})=\sigma^2(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{X})^{-1} \tag{11}$$

であり、σ^2 の不偏推定量 $\hat{\sigma}^2$ は、

$$\hat{\sigma}^2=\frac{1}{n-k}(\boldsymbol{y}-\boldsymbol{X}\boldsymbol{b})'\boldsymbol{\Omega}^{-1}(\boldsymbol{y}-\boldsymbol{X}\boldsymbol{b})=\frac{1}{n-k}\boldsymbol{e}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{e} \tag{12}$$

となる。そして、撹乱項が正規分布に従うとすれば、$\boldsymbol{b}$ は最尤推定量であり、すべての不偏推定量の中で最小の分散をもつ。

ここで、本分析では、撹乱項の各データ間の相互依存関係はなく、つまり共分散はゼロであると仮定する。したがって、

$$E(\boldsymbol{u}\boldsymbol{u}')=\sigma^2\boldsymbol{\Omega}=\sigma^2\begin{pmatrix}\frac{1}{\lambda_1} & 0 & \cdots & 0\\ 0 & \frac{1}{\lambda_2} & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\lambda_n}\end{pmatrix} \tag{13}$$

とおく。このとき$\boldsymbol{\Omega}$の逆行列は、

$$\boldsymbol{\Omega}^{-1}=\begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_n \end{pmatrix}$$

となるので、これを⑩~⑫式に代入することにより、$\boldsymbol{b}$、$\boldsymbol{b}$の分散、撹乱項の分散の不偏推定量が求まるわけである。つまり、λ_iにより$\boldsymbol{y}$と$\boldsymbol{X}$の積和や$\boldsymbol{X}$の平方和などが加重されているわけであり、これを特に加重最小二乗法ともいう。ところが、この推計を可能とするためには$\boldsymbol{\Omega}$が既知であることが条件である。本分析では各月の撹乱項の分散が均一ではないものの、同一月については均一分散であると仮定している。そこで、i月の残差項の分散がs_i^2であるので、

$$\frac{1}{\lambda_j}=s_i^2$$

が成立するものとする。ここで、jはデータが時系列において何番目を表わし、iはj番目のデータに対応する月とする。したがって、

$$\boldsymbol{\Omega}=\begin{pmatrix} s_1^2 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & s_2^2 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & s_p^2 & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & & s_1^2 & \vdots \\ \vdots & \vdots & & & & \ddots \\ 0 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & s_p^2 \end{pmatrix}$$

とすればよい。つまり $1/s_i^2$ を重みとする加重最小二乗法の計算をすることである。

注(1) ある月について考えた場合に、すべての年次あるいは一部の年次が欠測していることがあり、本分析については厳密には標本数は違ってくる。したがって、実際の計測に際しては欠測している年次を差し引いて考える必要があり、そのように計算を行っている。

(2) p個の月のデータを使用した場合にはダミー変数の個数は($p-1$)個である。

(3) その場合の自由度は欠測データの数によって変わってくる。注(1)参照。以下、自由度については同様に欠測データの数により調整を行うものとする。

(4) J. Neyman and E. S. Pearson, "On the Problem of k Samples", *Bulletin de l'Academie Polonaise des Sciences et des Lettres*, A, 1931, pp. 460–481.

(5) M. S. Bartlett, "Properties of Sufficiency and Statistical Tests", *Proceedings of the Royal Society*, A, 160, 1937, pp. 268–282.

(6) M. S. Bartlett and D. Kendall, "The Statistical Analysis of Variance—Heterogeneity and the Logarithmic Transformation", *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 8, No. 1, 1946, pp. 128–138.

(7) W. G. Cochran, "The Distribution of the Largest of a Set of Estimated Variances as a Fraction of Their Total", *Annals of Eugenics*, Vol. 11, 1941, pp. 47–152.

(8) H. O. Hartley, "Testing the Homogeneity of a Set of Variance", *Biometrika*, Vol. 31, 1940, pp. 249–255.

(9) J. H. Cadwell, "Approximating to the Distributions of Measures of Dispersion by a Power of χ^2", *Biometrika*, Vol. 40, 1953, pp. 336–346.

(10) P. S. Gartside, "A Study of Methods for Comparing Several Variance", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, No. 338, 1972, pp. 342–346.

三、計測結果

(一) 三種のモデルの検討

データは総理府『家計調査』のデータを使用した。対象品目は品目分類に区分されている一三品目とし、品目区分が不明以外はすべて対象とした。計測期間は、おおむね昭和四三年[1]から昭和五四年までの一二年間とした。これは既に述べたように、昭和四八年前後をピークに需要が低迷している果実が多数みうけられるため、その前後に数年間のデータを必要としたからである。

モデル1から3までの三種のモデルを想定し、それぞれに普通線型式と対数逆数式について計測を試みた。つまり普通線型式については、次なる需要関数を推定するわけである。

モデル1　$Q_i/N=a+b(Y/(N*P))+c(P_i/P)$

モデル2　$Q_i/N=a_i'+b'(Y/(N*P))+c'(P_i/P)$

モデル3　$Q_{it}/N=a_i''+b_i''(Y_t/(N*P))+c_i''(P_{it}/P)$

ここで、Q_i は果実iの購入数量であり、Nは世帯人員数を表わしている。つまり、世帯規模の差異をなくするために、被説明変数は一人当たり購入数量[2]としてある。Yは世帯当たりの消費支出総額であり、P_iは果実iの価格である。所得要因として消費支出総額を採用したのは、所得データを入手できない理由[3]からであるが、所得の資料が利用可能としても、消費支出総額を利用したほうが望ましいと考えられるからである。それは総支出が真の所得を測る目安となるから、つまりフリードマン[4]などの恒常所得仮説の変化と考えられるからである。YとP_iはそれぞれ消費者物価指数[5]Pでデフレートすることにより実質化され、さらにYはNで割られることにより、被説明変数と同様に一人当たりに換算されている。[6]添字tはt月であることを示している。たとえばモデル2のa_i'の意味するところは月別に定数項が違うことを表わしている。

既述のようにモデル1は定数項、回帰係数共に月別に差がないもの、モデル2は定数項[7]のみが月別で異なるが回帰係数には差がないもの、モデル3は月別に定数項、回帰係数が異なり、月別に別個の需要関数を計測する必要があるという想定である。対数逆数式については、一人当たり購入数量 Q_i/N を対数変換し、一人当たり消費支出総額 $Y/(N \times P)$ を逆数変換した形の式である。

これらの三種のモデルについて、第2表に従って共分散分析を行った。その結果が普通線型式については第3表に、対数逆数式については第4表に示されている。

まず、定数項の差が有意であるかについては、普通線型式、対数逆数式とも高度に有意差があることは、F_1 の値より明らかである。また、全く同一の母集団からの標本であるかどうかも F_3 の値を検討すれば、同一母集団でないことは明らかである。従って、モデル1を採用することは棄却されるわけである。

つぎに、モデル2とモデル3のどちらを採用すべきであるかということである。つまり、月別に回帰係数が異なるかどうかということであり、F_2 の値より検定される。F_2 の値から判断すると、普通線型式、対数逆数式とも、ほとんどの果実に有意差があるといわざるをえない。従って、モデル3を採用すべき果実が多々あるわけであるが、月別に個々の需要関数を推計すれば統計的信頼性がえられるかということが問題となってくる。つまり、月別に個々の需要関数が計測されるためには、月別に個々の推計結果が統計的に良好であること、そして、隣接する月の相互間に一定の関係、たとえば、回帰係数が一年を周期[8]とした変化を示すということなどが必要である。

ここで、月別の個々の需要関数の推計の可能性について、F_2 の値が大きな値を示したいちご[9]について検討してみよう。第5表と第6表は、それぞれ普通線型式と対数逆数式をモデル3に当てはめた結果である。決定係数だけ

第3表 共分散分析——普通線型式——

	平均平方					F 検定値		
	V_1	V_2	V_3	V_4	V_5	F_1	F_2	F_3
いちご	20.005	0.240	1.005	0.0715	7.338	83.45	14.05	102.64
バナナ	22.556	0.366	0.617	0.315	7.930	61.56	1.96	25.15
みかん	1,522.020	14.023	42.989	7.836	536.000	108.54	5.49	68.40
夏みかん	40.870	0.349	0.725	0.258	15.445	117.25	2.81	59.85
レモン	0.0208	0.00122	0.00136	0.00269	0.00785	17.06	0.51	2.92
その他柑きつ類	23.614	0.441	1.215	0.205	8.681	53.52	5.93	42.39
りんご	29.736	0.265	0.742	0.168	10.406	112.29	4.42	62.05
なし	281.107	0.244	0.486	0.191	94.027	1,153.07	2.54	491.03
かき	26.487	0.142	0.509	0.0535	11.137	186.67	9.51	208.09
ぶどう	30.467	0.0911	0.331	0.0325	10.376	334.54	10.18	319.38
すいか	561.958	3.500	5.748	2.925	191.152	160.56	1.97	65.35
桃	32.114	0.166	0.333	0.122	10.927	193.89	2.74	89.93
その他果物	22.592	0.413	1.929	0.104	8.816	54.70	18.48	84.49

第4表 共分散分析——対数逆数式——

	平均平方					F検定値		
	V_1	V_2	V_3	V_4	V_5	F_1	F_2	F_3
いちご	13.950	0.00590	0.226	0.0233	4.801	236.41	10.15	215.28
バナナ	0.229	0.00720	0.0143	0.00575	0.00858	31.76	2.49	14.91
みかん	9.342	0.0322	0.121	0.0133	3.194	290.20	9.06	239.99
夏みかん	9.301	0.0253	0.0503	0.0193	3.442	367.85	2.61	178.36
レモン	0.0482	0.00365	0.00459	0.00344	0.0191	13.191	1.34	5.56
その他柑きつ類	1.821	0.0208	0.0397	0.0150	0.634	87.66	2.65	42.23
りんご	0.610	0.00254	0.00641	0.00175	0.208	240.30	3.66	118.63
なし	13.564	0.0264	0.0777	0.0153	4.573	514.67	5.09	298.90
かき	9.819	0.0299	0.0912	0.0152	4.071	327.97	6.01	267.83
ぶどう	10.538	0.0574	0.118	0.0426	3.591	183.70	2.76	84.30
すいか	11.001	0.0823	0.227	0.0453	3.818	133.65	5.02	84.29
桃	3.732	0.0140	0.00990	0.0150	1.251	267.38	0.66	83.38
その他果物	1.867	0.0511	0.148	0.0314	0.721	36.51	4.71	22.96

第5表　いちごの月別の需要関数
——普通線型式——

月	定数項	消費支出総額		価格		決定係数
		回帰係数	t 値	回帰係数	t 値	
1	−0.0775	0.00394	1.88	−0.721	−1.62	0.854
2	3.99	0.00058	0.098	−3.113	−2.69	0.902
3	0.612	0.00984	2.69	−2.995	−2.73	0.967
4	4.484	0.00431	0.95	−3.753	−1.25	0.370
5	16.144	−0.0221	−4.89	−7.569	−2.56	0.815
6	4.985	−0.0111	−4.50	1.051	0.42	0.800
7	0.497	−0.00061	−2.97	−0.250	−1.86	0.619
8	0.0298	0.00001	0.15	−0.0383	−2.20	0.367
9	0.0155	−0.00004	−3.43	0.00524	1.15	0.694
10	0.0121	−0.00002	−0.99	−0.00074	−0.31	0.100
11	−0.00692	0.00021	2.78	−0.0491	−2.09	0.616
12	−0.00896	0.00073	3.49	−0.247	−3.56	0.817

第6表　いちごの月別の需要関数
——対数逆数式——

月	定数項	消費支出総額		価格		決定係数
		回帰係数	t 値	回帰係数	t 値	
1	3.367	− 985.094	−14.14	−0.938	−6.80	0.994
2	3.746	−1,070.346	− 4.61	−0.706	−1.54	0.971
3	2.023	− 427.000	− 1.40	−1.638	−2.56	0.944
4	1.077	− 112.894	− 1.72	−0.334	−1.02	0.462
5	0.222	278.64	3.93	−0.758	−1.95	0.741
6	−1.430	494.537	3.76	0.408	0.40	0.750
7	−1.149	255.023	2.67	−0.814	−1.90	0.603
8	−0.907	9.627	0.036	−2.038	−2.80	0.497
9	−5.199	843.546	3.50	0.524	0.79	0.686
10	−3.364	256.303	0.92	−0.0205	−0.067	0.0915
11	2.165	−1,047.899	− 3.90	−1.110	−1.72	0.693
12	4.526	−1,994.182	− 4.34	−1.746	−3.34	0.834

みても、普通線型式、対数逆数式とも、四月、八月、一〇月に特に問題があるようである。さらに回帰係数の有意性まで考慮すれば、さらに多数の月が問題となってくる。もっとも八月や一〇月のように購入数量が比較的少ない月は、統計的信頼性が欠けるのはいたしかたないことであろうが、四月という購入数量が多い月まで良好なる結果を得られなかったのは問題であろう。

さらに詳しく、消費支出総額の回帰係数について検討を加えてみる。普通線型式については、購入数量が多い月のほうが回帰係数の値が大きいという傾向を示しているものの、t値に問題があるものが多い。[10]また、対数逆数式については、その関数型の性質から消費支出総額が逆数となっているため、購入数量が多い月のほうが回帰係数の値が小さいという傾向を示している。しかしながら、これもt値に問題があることは同様である。しかも、購入数量が多い月についてもt値が小さいことは月別に推計することの限界を暗示しているようである。また価格に対する回帰係数については、普通線型式については購入数量が多い月ほど小さな値という傾向を示している。対数逆数式については、購入数量に対しては、ほとんど関係らしいものは検出されない。したがって、回帰係数が月別に一定であるとしたモデル2を適用した場合、普通線型式については関数型に問題があるものの、対数逆数式については、データの信頼性に問題が残るためにモデル3の回帰係数がバラついたのであり、モデル2を適用することは、関数型については問題がないようにも思える。適切なる関数型を適用すれば、データの信頼性に問題がある場合には、月別の回帰係数を一定としたモデル2のほうが月別に個々の回帰係数をもつモデル3より良好なる結果を期待できそうである。

つまり、モデル3により推計すべき果実であっても、月別に推計するにはデータ的に問題が残るため、関数型の

第7表　りんごの月別の需要関数
――対数逆数式――

月	定数項	消費支出総額 回帰係数	消費支出総額 t 値	価格 回帰係数	価格 t 値	決定係数
1	1.007	−22.424	−0.61	−1.381	−2.83	0.607
2	1.061	6.373	0.16	−1.548	−3.26	0.724
3	1.187	3.569	0.09	−1.859	−4.67	0.844
4	1.028	11.434	0.19	−1.724	−3.43	0.759
5	1.158	−99.444	−1.62	−1.554	−3.49	0.647
6	1.240	−175.781	−2.09	−1.892	−3.65	0.643
7	1.457	−373.685	−4.61	−1.950	−3.84	0.704
8	0.729	−62.294	−0.49	−2.112	−2.81	0.807
9	0.720	−8.235	−0.065	−0.887	−0.87	0.303
10	0.730	109.112	1.68	−0.704	−1.03	0.766
11	0.807	54.577	0.95	−0.627	−1.06	0.691
12	0.777	82.143	0.62	−0.258	−0.38	0.255

変化で対応すべきということである。

ここで、いちごとは逆に F_2 の値が比較的小さく、かつ季節性が大きいと考えられる果実についても検討を加えることにより、モデル2の妥当性を確かめることとする。第7表がりんごについての対数逆数式を適用した結果である。消費支出総額の回帰係数は大きく変化していて、周期性の存在も多少読みとれるが、一〇月の値が一番大きく、完全な周期性を示しているとはいえないし、t 値自体が非常に小さく回帰係数の有意性に問題があるものが多い。価格に対する回帰係数は一〜八月については、かなり安定していて、しかも t 値にも問題はない。ただ、九月以降には、絶対値が小さな値を示しているものの、t 値に問題があり、回帰係数が一定との仮定は棄却されるわけではなく、モデル2のほうが良いと思われる。

ここでは、いちごとりんご以外については省略したが、統計的安定性という点では月別に需要関数を計測することでは同様に問題があるわけで、モデル2により計測を行うことと

する。

注(1) レモンは昭和四四年より、その他柑きつ類は昭和四六年から調査開始。
(2) 単位は一〇〇グラムである。
(3) 勤労世帯については所得データは得られるが、勤労世帯以外については得られない。
(4) M・フリードマン著、宮川公男・今井賢一共訳『消費の経済理論』(東京、巌松堂、昭和三六年)。
(5) 昭和五〇年基準。
(6) 一人当たり消費支出総額の単位は一〇〇円であり、相対価格は円/グラムである。
(7) 方程式の定数項と該当月のダミー変数の係数の和が該当月の定数項である。
(8) 欠測月があるための断層はしかたないものの、連続する月間で極端な変動をしないということである。
(9) 出回り期が、もっとも大きく変化したのがいちごである。
(10) t検定においては、t値の正負は関係なく絶対値の大小だけが問題となる。したがって、t値が大きいとか小さいといった場合は絶対値のことを示すものとする。

(二) 撹乱項の均一分散の検定

撹乱項が均一分散であることの検定は⑨式により求められるμがχ^2分布に従うことを利用する。つまり、月別の残差項の分散の均一性の検定で代替するわけである。ただし、データがまったくない月、または一部の年が欠測している月もあるので、全期間にデータのある月は、その月を一グループとし、一部の年が欠測している月については、それらのすべての月を一括して一つのグループとして、各月(またはグループ)の残差項の分散の均一性に対して検定を行った。その結果が第8表である。$\chi^2_{0.005}(11)=26.8$であるからほとんどの果実の均一分散は棄却されるわけである。〇・五%水準で棄却されないのは普通線型式ではバナナとレモンとりんごであり、対数逆数式では

第8表　残差項の均一分散の検定および残差分散と価格の関係

	普通線型式				対数逆数式				自由度
	μ	a	b	相関係数	μ	a	b	相関係数	
いちご	79.77	−0.904	−0.423	−0.139	28.09	−1.361	0.605	0.334	8
バナナ	7.58	0.801	1.896	0.481	15.17	−2.780	−0.865	−0.151	11
みかん	68.37	−1.238	−3.109	−0.784	60.48	0.051	2.603	0.748	9
夏みかん	107.91	−7.328	−9.149	−0.472	51.89	1.845	5.436	0.563	7
レモン	26.45	−1.694	4.072	0.672	23.18	−1.782	2.301	0.398	11
その他柑きつ類	38.36	−2.638	−3.877	−0.791	31.87	−0.324	2.814	0.612	11
りんご	18.22	−2.154	−2.377	−0.462	30.54	0.636	5.266	0.873	11
なし	416.78	0.814	4.133	0.133	58.19	2.455	6.435	0.546	9
かき	85.30	−7.928	−10.690	−0.866	30.22	1.862	5.935	0.794	5
ぶどう	105.15	−1.742	−2.716	−0.822	49.32	−1.367	1.540	0.721	7
すいか	368.85	−2.416	−3.519	−0.851	39.93	−0.694	1.112	0.595	5
もも	35.15	−2.942	−3.903	−0.676	31.34	−2.574	−0.875	−0.178	4
その他果物	103.48	−1.834	−2.844	−0.506	77.34	−1.088	1.232	0.274	11

注. a, b は月別の残差分散 $\bar{e}_i^2$ に月別の平均相対価格 $\bar{p}_i$ を両対数式に回帰させたときの定数項と回帰係数である.

$$\log \bar{e}_i^2 = a + b \log \bar{p}_i$$

バナナとレモンである。なお、$\chi^2_{0.05}(11)=19.7$であるので、五%水準では、レモンは両関数型とも棄却される。

普通線型式について、χ^2検定値（μ）が比較的大きな値となっているのは、いちご、夏みかん、なし、かき、ぶどう、すいかなどであり、小さいのはバナナ、レモンなどである。つまり季節性の大きな果実ほど分散の差が大きくなり、季節性の小さい果実ほど分散の差が小さいことを示している。対数逆数式については、μの値は普通線型式と比較して、おおむね小さくなっている。これは変数変換を行うことにより、均一分散に近づく可能性を示しているわけであるが、まだ十分でないことは明らかである。対数逆数式の場合も普通線型式と同様に季節性の大きな果実ほど大きな値となっている。

以上のことより、季節性が大きいという特性を持つ果実の月別データに対して普通最小二乗法を適用するのは撹乱項の均一分散性という仮定が満たされず、撹乱項が不均一分散であるとの仮定のもとに加重最小二乗法による推計を行う必要がある。

(三) 普通最小二乗法と加重最小二乗法の比較

普通最小二乗法と加重最小二乗法による計測結果の比較検討を、普通線型式と対数逆数式について行う。ここでは消費支出総額と価格についての回帰係数の符号とt値を中心に検討を行うこととする。

普通最小二乗法による普通線型式の推計結果が第9表に示されている。消費支出総額の回帰係数は劣等財でなければ正となるが、負となっている果実が、いちご、バナナ、りんご、なし、ももである。しかし、バナナ以外はt値が小さく統計的に有意といえない果実が多く、関数型に問題があるのかもしれない。価格についての回帰係数は

第9表　普通最小二乗法による需要関数
——普通線型式——

		いちご	バナナ	みかん	夏みかん	レモン	その他柑きつ類	りんご
定数項	1月	3.4263	20.7233	22.9966	1.0594	0.2366	− 6.9426	7.5682
	2月	3.4973	20.6578	20.4498	1.3395	0.3064	− 4.5777	8.1955
	3月	4.0930	24.5850	10.6019	2.4373	0.3019	− 3.4896	9.0157
	4月	5.3669	25.0489	−0.7924	5.0827	0.2850	− 3.3812	7.5833
	5月	5.4640	25.6310	−4.0482	7.2568	0.3107	− 5.3784	6.1114
	6月	2.6320	25.9095	−3.3499	4.0509	0.3255	− 6.9726	4.9963
	7月	1.4617	24.9783	−3.1635	1.3017	0.3600	− 8.1889	4.2486
	8月	1.7090	22.8468	0.8646	1.0784	0.3834	− 8.1863	4.1814
	9月	1.6587	22.1519	−1.1892	1.0569	0.3840	− 7.6187	5.9144
	10月	2.2937	22.9338	10.1062	0.4798	0.3110	− 8.1874	10.3666
	11月	2.7807	21.7999	24.8820	0.6556	0.2759	− 8.1869	9.4211
	12月	3.4927	29.3683	43.9687	1.2402	0.2632	−12.1618	10.7526
消費支出総額		−0.0007	− 0.0392	0.0240	0.0011	0.0005	0.0210	−0.0031
（t 値）		(−0.58)	(−10.39)	(2.87)	(0.90)	(4.99)	(7.27)	(−1.70)
価格		−2.2787	−22.4392	−22.1801	−6.2174	−0.4853	0.6945	−7.3355
（t 値）		(−6.56)	(−11.06)	(−3.52)	(−4.05)	(−17.56)	(0.66)	(−3.78)
決定係数		0.9010	0.8403	0.9564	0.9401	0.8714	0.9007	0.9579
ダービン・ワトソン比		1.5061	0.7140	0.4390	0.9041	0.8413	0.6383	0.8782
標準偏差		0.4881	0.6053	3.7374	0.5813	0.0349	0.6642	0.5146

		なし	かき	ぶどう	すいか	もも	その他果物
定数項	1月	0.3217	0.2589	−1.1938	−1.3245	−	0.6555
	2月	0.2993	0.2002	−1.2124	−1.2529	−	0.5435
	3月	0.3334	0.0056	−1.5102	−1.5462	−	0.4245
	4月	0.3182	0.2496	−1.4055	−1.3530	−	0.6271
	5月	0.3308	0.0041	−1.2584	−0.4864	1.2587	1.6893
	6月	0.3379	−	−1.1769	4.2040	1.3382	5.1185
	7月	0.3667	−	−0.3381	21.1415	4.8889	3.6208
	8月	4.0237	0.3953	3.6804	17.9020	5.8423	1.4506
	9月	16.9731	0.2465	3.8708	0.0482	1.6707	1.5395
	10月	6.8191	3.1811	0.2746	−1.3010	1.1907	1.1057
	11月	1.2979	5.5191	−1.1942	−1.3784	−	0.2336
	12月	0.5712	1.4168	−1.9864	−2.1276	−	−0.0575
消費支出総額		−0.00031	0.00093	0.0037	0.0035	−0.0019	0.00329
（t 値）		(−0.24)	(1.10)	(5.47)	(0.73)	(−1.86)	(2.44)
価格		−0.8046	−1.7160	−0.0745	0.0620	4.6516	−2.6102
（t 値）		(−0.54)	(−2.75)	(−0.76)	(0.066)	(23.11)	(−4.43)
決定係数		0.9907	0.9708	0.9789	0.9552	0.9657	0.8758
ダービン・ワトソン比		1.9238	1.1750	1.086	1.558	2.0111	1.1643
標準偏差		0.4926	0.3623	0.2995	1.8526	0.3877	0.6427

通常負と考えられるが、その他柑きつ類、すいか、ももは正となっている。その他柑きつ類とすいかはt値が小さく関数型に問題があるとも思えるが、ももについてはt値も大きく検討の必要があろう。

普通線型式について加重最小二乗法を適用した結果が第10表に示されている。第9表と比較してみると、いちごの消費支出総額の回帰係数の符号が正に変わったものの、t値は、一・二五と大きくはない。その他柑きつ類とももの価格の回帰係数の符号が負に改善されたが、これもt値が小さく有意性は棄却される。決定係数を比較しても良くなったものと、悪くなったものとが、ほぼ同数であり、十分に改善されたとはいいがたい。

次に、対数逆数式について検討してみる。第11表が普通最小二乗法による結果である。消費支出総額の回帰係数は通常負となるが、バナナ、なし、かき、その他果物が正となっている。また、価格については負となるのが普通であり、すべて負となっている。ただし、みかん、かき、すいかなどはt値が小さい。加重最小二乗法の結果は第12表である。普通最小二乗法と比較すると、消費支出総額については、その他果物の回帰係数が負に変わった。バナナ、なし、かきは依然として正である。普通線型式との結果とも考え合わせると、バナナとなしについては劣等財と思える。なお、かきについては、t値が非常に小さく所得要因については飽和水準に達していると考えるべきかもしれない。全般的に、t値は改善されている。価格についてはt値が大きな値となり統計的信頼性を増しているとともに、決定係数も大きく改善されている。

以上、総合的に判断すれば、加重最小二乗法を対数逆数式に適用した結果が最善と思える。もっとも、個々の果実については、普通線型式のほうが良好である果実もあり、その例としては、バナナであり、対数逆数式とほとんど差がないのがレモンである。これらの果実の特徴としては輸入果実であり、季節性が少ないことが考えられよう。

第10表　加重最小二乗法による需要関数

——普通線型式——

	いちご	バナナ	みかん	夏みかん	レモン	その他柑きつ類	りんご
定数項 1月	1.6995	20.2251	24.3720	0.6713	0.2214	−3.0666	6.3082
2月	1.9443	20.1752	21.5671	0.9927	0.2918	−0.9295	7.5000
3月	2.6151	24.0136	12.1978	2.1857	0.2864	0.8804	8.1981
4月	4.1692	24.5028	0.2334	4.8328	0.2699	0.7744	6.7969
5月	4.4010	25.1050	− 3.4832	6.9956	0.2952	−1.3622	5.3438
6月	1.6303	25.3641	− 3.4668	3.8055	0.3096	−2.7536	4.1895
7月	0.4419	24.4093	− 3.5267	1.0839	0.3426	−3.6747	3.3875
8月	0.5312	22.2990	− 2.7133	0.6953	0.3645	−3.8287	3.3586
9月	0.5259	21.6415	− 1.7866	0.6341	0.3664	−3.6310	5.1644
10月	0.8582	22.4046	11.1219	0.3798	0.2940	−4.0392	9.6026
11月	1.1476	22.2839	26.4531	0.4565	0.2596	−4.0757	8.6652
12月	1.3639	28.6056	47.9148	0.8080	0.2439	−6.0271	9.6319
消費支出総額	0.0007	−0.0380	0.0130	0.0001	0.0005	0.0109	−0.0013
(t 値)	(1.25)	(−10.61)	(3.44)	(0.26)	(5.70)	(5.76)	(−0.78)
価格	−1.2584	−22.1194	− 5.9273	−2.7639	−0.4657	−0.0836	−6.8499
(t 値)	(−7.27)	(−11.44)	(−2.23)	(−4.06)	(−16.88)	(−0.16)	(−4.17)
決定係数	0.8924	0.8422	0.9640	0.9355	0.9064	0.8814	0.9621
ダービン・ワトソン比	1.3395	0.6906	0.3495	0.7494	0.8355	0.5297	0.8436
標準偏差	0.2511	0.5685	1.592	0.1567	0.0278	0.3983	0.4380

	なし	かき	ぶどう	すいか	もも	その他果物
定数項 1月	0.1538	0.2485	−0.4362	−0.1268	−	0.2500
2月	0.1401	0.1542	−0.4444	−0.1186	−	0.2980
3月	0.1613	0.1012	−0.5552	−0.1473	−	0.3561
4月	0.1486	0.1732	−0.5157	−0.0867	−	0.5675
5月	0.1349	0.0900	−0.4589	0.6753	0.5462	1.5752
6月	0.1269	−	−0.3573	5.4126	0.8384	0.2547
7月	0.1441	−	0.5614	22.4189	4.3897	3.6419
8月	3.8277	0.2279	4.5507	19.1230	5.3645	1.4381
9月	16.8082	0.2139	4.6688	1.1665	1.2127	1.3493
10月	6.6503	3.2423	1.1153	0.7938	0.5500	0.9507
11月	0.5667	5.6119	−0.3694	−0.1327	−	0.0042
12月	0.3731	1.6533	−0.7185	−0.2043	−	−0.2794
消費支出総額	−0.0002	0.0001	0.0014	0.0004	−0.0012	0.0024
(t 値)	(−2.68)	(0.26)	(5.21)	(0.97)	(−2.74)	(4.04)
価格	−0.1605	−0.5507	−0.0264	0.0064	−0.1462	−1.4944
(t 値)	(−1.77)	(−3.20)	(−0.89)	(0.15)	(−0.76)	(−4.83)
決定係数	0.9832	0.9690	0.9742	0.9339	0.9678	0.9073
ダービン・ワトソン比	1.9175	1.0566	0.9767	1.5533	1.9905	1.0903
標準偏差	0.0292	0.0876	0.1080	0.1012	0.1660	0.2772

第11表　普通最小二乗法による需要関数
——対数逆数式——

		いちご	バナナ	みかん	夏みかん	レモン	その他柑きつ類	りんご
定数項	1月	2.1899	−0.3459	2.2775	−0.3955	0.0394	2.2564	1.0131
	2月	2.3438	−0.3351	2.2602	0.2414	0.1638	2.7846	1.1204
	3月	2.3630	0.0279	1.9348	0.7696	0.1474	2.7533	1.1523
	4月	2.4138	0.1132	1.3335	1.1742	0.1253	2.8242	1.0469
	5月	2.2795	0.1624	−0.3338	1.3487	0.1469	2.6615	0.9051
	6月	1.6097	0.1785	−0.9459	1.0431	0.1859	2.3788	0.7014
	7月	0.5805	0.0840	−0.7388	0.2354	0.2361	2.1197	0.4100
	8月	−0.4041	−0.1334	−0.3757	−0.4433	0.2712	2.0731	0.4284
	9月	−0.7926	−0.1594	0.8725	−1.5203	0.2835	2.0502	0.8842
	10月	−0.2359	−0.0815	1.9424	−3.1476	0.1698	1.5103	1.2324
	11月	0.7108	−0.1929	2.2594	−3.0758	0.1084	1.2883	1.1767
	12月	1.3904	0.1656	2.2552	−1.7163	0.1281	1.2745	1.2103
消費支出総額		−263.7976	383.0137	−266.3816	−26.2754	−126.7653	−634.125	−27.1030
（t 値）		(−3.42)	(4.92)	(−5.00)	(−0.62)	(−5.05)	(−6.64)	(−1.27)
価格		−1.7189	−1.9116	−0.3241	−2.5132	−0.8483	−2.3003	−1.3436
（t 値）		(−9.81)	(−5.97)	(−1.06)	(−6.08)	(−17.83)	(−9.95)	(−7.66)
決定係数		0.9587	0.7358	0.9816	0.9826	0.8694	0.9541	0.9970
ダービン・ワトソン比		1.0908	0.3685	0.7556	1.1940	0.6943	0.8935	1.3833
標準偏差		0.2422	0.0849	0.1791	0.1565	0.0604	0.1442	0.0504

		なし	かき	ぶどう	すいか	もも	その他果物
定数項	1月	−1.5644	−1.2455	−0.3414	−1.8622	−	0.3255
	2月	−1.6406	−2.1108	−0.7571	−1.7109	−	0.1657
	3月	−1.5062	−3.5578	−1.1728	−1.6951	−	0.2762
	4月	−1.6466	−3.7916	−1.1399	−0.9304	−	0.6165
	5月	−1.8392	−2.8883	−0.1907	0.1924	−1.3793	1.0423
	6月	−2.5561	−	0.6892	1.1318	0.8369	1.4583
	7月	−1.8815	−	1.5013	1.7280	1.8563	1.2311
	8月	0.3995	−3.5011	2.1625	1.6723	1.9503	0.9291
	9月	0.9985	−1.4118	2.2578	0.4773	1.1610	1.1369
	10月	0.6104	0.2393	1.6622	−1.2485	−1.3081	0.9939
	11月	−0.5580	0.4738	0.5506	−2.0744	−	0.2335
	12月	−0.7239	0.0200	−0.5173	−1.8062	−	0.5011
消費支出総額		134.6040	113.6028	−482.2393	−141.2164	−201.7333	15.4642
（t 値）		(2.48)	(2.26)	(−6.52)	(−1.47)	(−5.16)	(0.25)
価格		−0.8252	−0.2535	−0.3748	−0.1858	−2.4377	−2.2651
（t 値）		(−1.75)	(−0.86)	(−4.81)	(−1.27)	(−12.01)	(−10.80)
決定係数		0.9802	0.9839	0.9679	0.9663	0.9928	0.8976
ダービン・ワトソン比		1.6996	1.3567	1.6348	1.2269	1.4551	1.0791
標準偏差		0.1620	0.1664	0.2377	0.2841	0.1125	0.2261

第12表　加重最小二乗法による需要関数
——対数逆数式——

		いちご	バナナ	みかん	夏みかん	レモン	その他柑きつ類	りんご
定数項	1月	2.2439	−0.4746	2.0093	−0.2789	0.0752	2.1544	0.9417
	2月	2.3421	−0.4688	1.9790	0.3525	0.2037	2.6787	1.0463
	3月	2.3672	−0.0765	1.7176	0.8727	0.1768	2.6639	1.0890
	4月	2.3352	0.0018	1.1128	1.2760	0.1578	2.7302	0.9811
	5月	2.1581	0.0447	−0.5434	1.4511	0.1796	2.5626	0.8364
	6月	3.6357	0.0668	−1.1210	1.1445	0.2154	2.2824	0.6347
	7月	0.4595	−0.0220	−0.8914	0.3349	0.2590	2.0268	0.3452
	8月	−0.4826	−0.2452	−0.5182	−0.3254	0.2908	1.9746	0.3618
	9月	−0.8895	−0.2822	0.6649	−1.3989	0.3108	1.9442	0.8139
	10月	−0.2425	−0.1984	1.7156	−3.0626	0.1970	1.4094	1.1666
	11月	0.7536	−0.3149	2.0141	−2.9796	0.1382	1.1881	1.1103
	12月	1.5912	0.0944	2.1128	−1.5765	0.1392	1.2053	1.1636
消費支出総額		−166.8588	435.4370	−156.2990	−36.1671	−148.8058	−601.1476	−6.1415
(t 値)		(−2.71)	(6.34)	(−4.21)	(−1.46)	(−6.47)	(−10.04)	(−0.37)
価格		−1.9905	−2.0398	−0.7273	−2.8986	−0.7859	−2.2564	−1.3019
(t 値)		(−13.19)	(−7.30)	(−2.68)	(−7.75)	(−17.82)	(−11.57)	(−8.46)
決定係数		0.9646	0.7940	0.9836	0.9854	0.9063	0.9754	0.9733
ダービン・ワトソン比		1.1777	0.3961	0.7605	1.2174	0.7288	0.8795	1.3608
標準偏差		0.1883	0.0741	0.0994	0.0976	0.0487	0.1032	0.0407

		なし	かき	ぶどう	すいか	もも	その他果物
定数項	1月	−1.2604	−0.7104	−0.3770	−2.0109	−	0.5967
	2月	−1.3286	−1.5465	−0.8934	−1.8640	−	0.5125
	3月	−1.2347	−3.1206	−1.2153	−1.8050	−	0.5738
	4月	−1.3661	−3.2292	−1.1666	−1.0729	−	0.9403
	5月	−1.5428	−2.4382	−0.1130	0.0227	−1.3718	1.3735
	6月	−2.2733	−	0.6770	0.9644	0.8468	1.7787
	7月	−1.5976	−	1.3962	1.5674	1.8657	1.5453
	8月	0.6873	−2.8805	1.9976	1.5032	1.9603	1.2569
	9月	1.2932	−0.8675	2.0567	0.2925	1.1722	1.4570
	10月	0.8944	0.7154	1.4707	−1.4179	−1.3002	1.2970
	11月	−0.2749	0.9303	0.3832	−2.2233	−	0.5206
	12月	−0.5140	0.3875	−0.5147	−1.8840	−	0.5777
消費支出総額		52.6361	4.7141	−382.2531	−73.9139	−206.0910	−148.5011
(t 値)		(1.69)	(0.16)	(−9.14)	(−1.48)	(−9.42)	(−4.57)
価格		−1.1055	−1.0372	−0.5602	−0.2268	−2.4271	−1.9223
(t 値)		(−3.05)	(−3.49)	(−6.66)	(−1.54)	(−21.81)	(−11.41)
決定係数		0.9929	0.9882	0.9795	0.9826	0.9981	0.9506
ダービン・ワトソン比		1.7243	1.6239	1.8027	1.2192	1.4537	0.8532
標準偏差		0.0854	0.0892	0.1429	0.1716	0.0605	0.1163

ここで、加重最小二乗法を適用した場合において、普通線型式は、あまり改善されず、逆に悪くなったものがあったのに対して、対数逆数式は、かなり改善されたが、その原因について考察してみる。

分散の不均一性にどのような性質があるのであろうか。そこで、月別の残差分散と月別の平均価格との関連を両対数式に当てはめた結果が前掲第8表に示されている。まず、普通線型式について考えれば、みかん、ぶどうをはじめ多くの果実に負の強い相関が認められる。これは、価格の高い月ほど残差分散が小さいわけで、加重最小二乗法を適用するにあたって、価格の高い月ほど重みを大きくしたことになる。つまり、価格の高い月とは一般的には、購入数量の少ない月で、データの信頼性の点から問題がある月であり、そのような信頼性の劣るデータの重みを大きくすることである。このことが普通線型式に対して加重最小二乗法の適用が失敗した理由であろう。

つぎに、対数逆数式については、もも、バナナ以外は正の相関が認められる。つまり、普通線型式の逆で出回り量の多い、データの信頼性の大きい月に対する重みが大きくなっているわけで、このことが対数逆数式に加重最小二乗法を適用した結果が良好であった原因であろう。つまり、被説明変数を対数変換することにより、信頼性の高いデータの残差分散を小さくしたわけである。

(四) 弾性値の計測

需要分析における基本的指標として弾性値がある。普通線型式における消費支出弾性値 η_1 および価格弾性値 ε_1 は、一人当たり購入数量を q、一人当たり消費支出総額を y、価格を p とし、b を消費支出総額、c を価格に対する回帰係数とすれば、

$$\eta_1=\frac{\partial q}{\partial y}\cdot\frac{y}{q}=b\cdot\frac{y}{q}$$

$$\varepsilon_1=-\frac{\partial q}{\partial p}\cdot\frac{p}{q}=-c\cdot\frac{p}{q}$$

である。また、逆数対数式に対する消費支出弾性値と価格弾性値をそれぞれη_2、ε_3とすれば、

$$\eta_2=-b\cdot\frac{1}{y}\cdot\log_e 10$$

$$\varepsilon_3=-c\cdot p\cdot\log_e 10$$

となる。つまり、η_1およびε_1はy/qおよびp/qの値の変化に従って変化するし、η_2はyに反比例し、ε_3はpに正比例する形で変化するわけで両対数式のように一定の値とはならない。したがって各期毎に弾性値は違うわけで、その弾性値の時系列の動向というものは需要分析にとって特に重要となってくる。また、弾性値が所得ないし価格の上昇に従って上昇するか下降するかは先験的には決定されないわけで、関数型の選択は特に重要性を増すわけである。これまでは分析の単純化のため、普通線型式と対数逆数式だけを分析の対象としたが、ここで対数逆数式の拡張として、消費支出総額を逆数変換しない場合と、価格を逆数変換することも考え、これまでの対数逆数式のほかに、

$$\log q=a_t+b\cdot y+c\cdot p$$

$$\log q=a_t+b\cdot y+c\cdot\frac{1}{p}$$

$$\log q = a_i + b \cdot \frac{1}{y} + c \cdot \frac{1}{p}$$

の三つの式を追加することにする。ここでこれらの式を、それぞれ対数逆数式Ⅰ、対数逆数式Ⅱ、対数逆数式Ⅳとし、これまでの対数逆数式を対数逆数式Ⅲと呼ぶことにする。

このとき弾性値は、消費支出総額を逆数変換しない場合をη_2とすれば、

$$\eta_2 = b \cdot y \cdot \log_e 10$$

また、価格を逆数変換した場合の弾性値ε_3は、

$$\varepsilon_3 = c \cdot \frac{1}{p} \cdot \log_e 10$$

となる。

すなわち、消費支出総額と価格とも逆数変換しない場合は普通財であれば、それらが増大するか、あるいは減少するに従って、弾性値も増大あるいは減少するわけである。また、消費支出総額と価格とも逆数変換した場合は、それらの動きと、弾性値は逆に変動するわけである。

さらに、弾性値が常に一定である両対数式も検討に加えることとする。

第13表が普通線型式、四種の対数逆数式、両対数式を比較するために加重最小二乗法を適用した推定結果の概要である。普通線型式がもっとも良好なる結果となっているのは、バナナであり、比較的良好なのはレモンである。その他の果実は対数逆数式か両対数式の適合度が良い。これらの式について検討を加えてみる。

いずれの式もおおむね良好なる結果となっているものの、統計的信頼性をt値で判断すれば、差異が散見される。

第13表 各種関数形の比較
——加重最小二乗法モデル2——

品目	関数型	消費支出総額 回帰係数	消費支出総額 t 値	価格 回帰係数	価格 t 値	決定係数	ダービン・ワトソン比	標準偏差
いちご	普通線型式	0.00071	1.28	−1.237	− 7.19	0.892	1.34	0.250
	対数逆数式 I	0.00087	1.85	−2.045	− 13.38	0.964	1.17	0.193
	〃 II	0.00303	5.39	0.754	6.15	0.953	0.79	0.262
	〃 III	−166.859	− 2.71	−1.991	− 13.19	0.965	1.18	0.188
	〃 IV	−484.973	− 6.69	0.774	6.43	0.953	0.85	0.255
	両対数式	1.951	4.35	−3.375	− 9.49	0.956	0.97	0.229
バナナ	普通線型式	− 0.0380	− 10.64	− 22.169	− 11.46	0.843	0.69	0.568
	対数逆数式 I	− 0.00412	− 10.35	−2.434	− 11.32	0.856	0.59	0.0632
	〃 II	− 0.00080	− 1.32	0.0271	1.64	0.723	0.30	0.0883
	〃 III	435.437	6.34	−2.040	− 7.30	0.794	0.40	0.0741
	〃 IV	−118.550	− 1.96	−0.0150	− 1.21	2.720	0.45	0.0896
	両対数式	− 2.148	− 4.09	−0.836	− 4.63	0.760	0.27	0.0816
みかん	普通線型式	0.0129	3.41	−5.789	− 2.20	0.964	0.35	1.582
	対数逆数式 I	0.00092	3.13	−0.980	− 3.30	0.981	0.72	0.110
	〃 II	0.00071	2.17	0.0315	3.51	0.981	0.72	0.109
	〃 III	−156.299	− 4.21	−0.727	− 2.68	0.983	0.76	0.0994
	〃 IV	−153.215	− 3.88	0.0190	2.42	0.983	0.73	0.103
	両対数式	0.728	2.73	−0.424	− 3.28	0.982	0.74	0.106
夏みかん	普通線型式	0.00008	0.26	−2.699	− 4.00	0.935	0.75	0.157
	対数逆数式 I	0.00020	0.99	−2.891	− 7.67	0.985	1.22	0.0985
	〃 II	0.00023	1.12	0.0959	7.17	0.985	1.04	0.100
	〃 III	− 36.167	− 1.46	−2.899	− 7.75	0.985	1.22	0.976
	〃 IV	− 39.053	− 1.55	0.0963	7.27	0.985	1.04	0.0989
	両対数式	0.224	1.36	−1.301	− 7.88	0.985	1.12	0.0979
レモン	普通線型式	0.00054	5.70	−0.466	− 16.88	0.906	0.84	0.0278
	対数逆数式 I	0.00084	4.96	−0.816	− 17.02	0.892	0.66	0.0527
	〃 II	0.00094	3.52	0.142	9.48	0.771	0.65	0.0764
	〃 III	−148.806	− 6.47	−0.786	− 17.82	0.906	0.73	0.0487
	〃 IV	−171.410	− 4.88	0.132	9.63	0.792	0.70	0.0726
	両対数式	0.753	3.98	−0.856	− 13.40	0.847	0.67	0.0626
その他柑きつ類	普通線型式	0.0109	5.76	−0.0836	− 0.16	0.881	0.53	0.398
	対数逆数式 I	0.00383	9.42	2.272	11.76	0.975	0.82	0.107
	〃 II	0.00412	8.19	0.255	8.23	0.967	0.58	0.125
	〃 III	− 601.148	− 10.04	−2.256	11.58	0.975	0.88	0.103
	〃 IV	− 634.458	− 8.70	0.244	8.08	0.968	0.61	0.122
	両対数式	3.553	9.10	−1.93	− 10.14	0.973	0.68	0.110
りんご	普通線型式	− 0.00128	− 0.78	−6.850	− 4.17	0.962	0.84	0.438
	対数逆数式 I	0.00008	0.55	−1.325	− 7.99	0.974	1.36	0.0409
	〃 II	0.00014	0.87	0.0675	7.22	0.970	1.36	0.0429
	〃 III	− 6.142	− 0.37	−1.302	− 8.46	0.973	1.36	0.0407
	〃 IV	− 16.573	− 0.88	0.0674	7.72	0.970	1.36	0.0426
	両対数式	0.111	0.88	−0.719	− 7.86	0.973	1.38	0.0414

（第13表　つづき）

品目	関数型	消費支出総額		価格		決定係数	ダービン・ワトソン比	標準偏差
		回帰係数	t 値	回帰係数	t 値			
なし	普通線型式	−0.00020	−2.69	−0.157	−1.74	0.983	1.92	0.0291
	対数逆数式Ⅰ	−0.00039	−1.62	−1.111	−3.11	0.993	1.74	0.0807
	〃Ⅱ	−0.00032	−1.23	0.0513	3.27	0.993	1.66	0.0857
	〃Ⅲ	52.636	1.69	−1.106	−3.05	0.993	1.72	0.0854
	〃Ⅳ	40.733	1.19	0.0526	3.26	0.993	1.66	0.0892
	両対数式	−0.294	−1.38	−0.574	−3.20	0.993	1.69	0.0849
かき	普通線型式	0.00005	0.25	−0.545	−3.19	0.969	1.06	0.0876
	対数逆数式Ⅰ	0.00023	1.12	−1.361	−4.84	0.988	1.74	0.0794
	〃Ⅱ	0.00046	3.22	0.0945	9.36	0.988	1.70	0.0560
	〃Ⅲ	4.715	0.16	−1.017	−3.49	0.988	1.62	0.0892
	〃Ⅳ	−44.318	−1.87	0.0913	6.97	0.989	1.67	0.0705
	両対数式	0.318	2.06	−0.995	−6.82	0.989	1.78	0.0706
ぶどう	普通線型式	0.00133	5.16	−0.0254	−0.88	0.974	0.97	0.107
	対数逆数式Ⅰ	0.00289	10.50	−0.535	−6.77	0.983	1.78	0.132
	〃Ⅱ	0.00339	12.37	0.256	9.36	0.983	1.31	0.117
	〃Ⅲ	−382.253	−9.14	−0.560	−6.66	0.980	1.80	0.142
	〃Ⅳ	−491.965	−12.33	0.298	10.21	0.981	1.33	0.118
	両対数式	2.897	12.33	−1.275	−9.05	0.983	1.55	0.123
すいか	普通線型式	0.00033	0.95	0.0053	0.13	0.934	1.55	0.0979
	対数逆数式Ⅰ	0.00071	1.91	−0.214	−1.47	0.983	1.22	0.177
	〃Ⅱ	0.00129	3.30	0.0623	3.49	0.983	1.23	0.182
	〃Ⅲ	−73.914	−1.48	−0.227	−1.54	0.983	1.22	0.172
	〃Ⅳ	−162.863	−3.15	0.0627	3.63	0.983	1.23	0.174
	両対数式	0.538	1.90	−0.666	−3.56	0.984	1.25	0.160
もも	普通線型式	−0.00123	−2.74	−0.151	−0.77	0.968	1.99	0.167
	対数逆数式Ⅰ	0.00138	8.70	−2.393	−21.74	0.998	1.44	0.0629
	〃Ⅱ	0.00125	3.28	0.197	5.97	0.990	1.47	0.0839
	〃Ⅲ	−206.091	−9.42	−2.427	−21.81	0.998	1.45	0.0605
	〃Ⅳ	−257.919	−4.61	0.243	7.06	0.991	1.46	0.0810
	両対数式	2.220	10.93	−2.547	−17.77	0.997	1.40	0.0723
その他果物	普通線型式	0.00242	4.04	−1.494	−4.83	0.907	1.09	0.277
	対数逆数式Ⅰ	0.00138	5.99	−1.920	−11.61	0.955	0.86	0.107
	〃Ⅱ	0.00160	5.93	0.388	11.83	0.953	0.75	2.122
	〃Ⅲ	−148.501	−4.57	−1.922	−11.41	0.951	0.85	0.116
	〃Ⅳ	−181.026	−5.16	0.391	11.66	0.950	0.73	0.125
	両対数式	1.232	5.75	−2.155	−12.14	0.955	0.80	0.118

第14表 弾　性　値

	消費支出弾性値		価格弾性値		備考[3]
	平均[1]	54年[2]	平均[1]	54年[2]	
いちご	0.95	0.87	3.00	2.90	
バナナ	−3.67	−4.24	1.19	1.30	普通線型式
みかん	0.93	0.81	0.25	0.20	
夏みかん	0.22	0.19	1.24	1.33	
レモン	0.89	0.78	0.84	0.75	
その他柑きつ類	3.60	3.15	1.26	1.27	
りんご	0.04	0.03	0.66	0.84	
なし	−0.31	−0.27	0.54	0.57	
かき	0.41	0.46	1.03	0.95	対数逆数式Ⅱ
ぶどう	3.44	3.02	1.19	1.27	〃　Ⅳ
すいか	0.97	0.85	1.03	0.96	〃　Ⅳ
もも	1.24	1.09	1.72	1.86	
その他	0.89	0.78	1.51	1.53	

注．1）全期間の平均値における弾性値である．
2）昭和54年の平均値における弾性値である．
3）備考欄に記入がない果実には対数逆数式Ⅲを採用している．

対数逆数式について、ⅠとⅢのグループと、ⅡとⅣのグループが同じような結果を示している。つまり、価格変数を逆数変換するかしないかによる差が大きな意味をもつことを示している。また、所得変数の変換による差は大きく表われていないものの、逆数変換しているⅢないしⅣのほうがおおむね良好な結果を示している。

総合的に判断して、四種の対数逆数式と両対数式のなかでは、おおむね対数逆数式Ⅲが良好である。対数逆数式Ⅲ以外が良好な果実は、かきが対数逆数式Ⅱ、ぶどう及びすいかが対数逆数式Ⅳが良好なようである。

これまでの検討をもとに、もっとも適合度のよい式について弾性値を求めた結果が第14表である。まず、消費支出弾性値について考える。弾性値がマイナスとなる果実は劣等財と考えられるが、それに当てはまるのはバナナとなしである。しかもバナナの

消費支出弾性値の絶対値は非常に大きく、しかもその絶対値は増大の傾向にあるので、今後とも消費支出総額の増加にしたがって、需要量の減少が予想される。なしの消費支出弾性値の絶対値は比較的小さい。バナナとなし以外の果実はすべて正となっているが、一・〇以上のぜい沢品と思われる果実は、その他柑きつ類、ぶどう、ももであり、しかも、その他柑きつ類とぶどうの消費支出弾性値はかなり大きな値となっている。その他柑きつ類については、雑かん類の増加とともに輸入かんきつ類の影響があったものと思われ、国産果実だけについてはあまり大きな消費支出弾性値とはならないかもしれないが、今回の分析ではその分離は、資料的に不可能である。また、ぶどうについては巨峰などの高級品の消費量の増大によるところが大きいと思われる。一・〇以下の果実のうち、一・〇に比較的近いのは、いちご、みかん、レモン、すいか、その他果物である。過剰問題をかかえるみかんが思いのほか大きな値となっているのは、計測期間が昭和四三年からと、需要量の激増期を含んでいるためであろう。夏みかん、りんご、かきはかなり小さな値となっている。特に、りんごは非常に小さく所得要因的には飽和状態に達しているものと思われる。

次に価格弾性値について考える。果実がし好品であり、代替財が多数存在することを考えれば弾性値は大きな値となることが考えられるが、いちご、もも、その他果物を除いては、比較的小さな値を示している。これは個々の果実の需要が定着しつつあることを示しているものと思われる。特に、みかんが、〇・二五と非常に小さな値となっていて、価格要因からの需要の増大は望めなく、需要が飽和水準に達していることを示している。逆に、いちごは非常に大きな値を示しているが、いちごが露地ものから温室ものへと出回り期が大きく変化していて、それの影響によるものであろう。また、全期間の平均値での弾性値と昭和五四年の平均値での弾性値を比較すれば、比較的

大きな減少を示しているのが、みかん、レモンなどであり、増大傾向が顕著なのはりんご、ぶどうなどである。つまり、品種別の差のない果実については価格弾性値は低下傾向を示し、りんごやぶどうのように品種間に差があり、新品種の出現している果実は増大傾向を示しているように思える。つまり、新品種の出現しない果実は需要が飽和水準に達し、つまり定着化により弾性値の低下がみられるが、新品種が出現している果実は、その新品種による需要変化が起こり弾性値も増大する可能性を示している。

(五) 交差弾性値の計測

商品間には、代替、補完、独立のいずれかの関係がある。独立関係を別にすれば、代替・補完関係については、商品の需要量と関係商品の価格とにある関連があるわけである。そこで、他果実の価格を説明変数として加えることにより交差弾性値の計測を試みることとする。計測のデータは、需要量を求める果実と交差効果を持つ果実の両方が存在する月のデータを使用することになる。従って、同一の果実についても、交差効果を持つ果実の違いにより使用データの期間はずれてくるわけである。

一般に、交差効果を考慮したからといって、考慮しない場合に比べて消費支出弾性値は大きく変化するわけではなく、(1) 交差効果により大きく影響を受けるのは価格弾性値で、その値は大きくなる傾向があるとされている。しかしながら、計測結果によれば消費支出総額に対する係数が大きく変化した。これはもともと消費支出総額の回帰係数の統計的信頼性が低かったためであり、多重共線性が起こっている可能性もある。これを避けるためには条件付き回帰などによる計測を検討する必要があろう。価格弾性値については、おおむね大きくなるという傾向が検出さ

第15表 交差弾性値等

――対数逆数式Ⅲ――

品目	関係品目	消費支出総額		価格		関係品目の価格			決定係数
		回帰係数	t 値	回帰係数	t 値	回帰係数	t 値	交差弾性値	
いちご	夏みかん	− 6.51	−0.14	−2.354	−18.71	1.136	2.61	−0.53	0.979
みかん	いちご	−154.46	−3.42	−0.955	− 3.50	0.199	2.42	−0.51	0.988
夏みかん	レモン	− 79.28	−1.81	−2.694	− 7.52	0.272	2.76	−0.28	0.987
その他柑きつ類	りんご	−501.99	−6.86	−2.240	−11.38	0.795	1.97	−0.44	0.955
りんご	いちご	− 59.87	−3.13	−1.524	−10.76	0.113	3.79	−0.23	0.978
〃	夏みかん	− 28.89	−1.84	−1.529	−10.82	0.466	3.43	−0.22	0.974
なし	その他果物	61.373	1.88	−1.094	− 2.94	0.203	1.87	−0.21	0.993
もも	すいか	−213.007	−9.32	−2.515	−18.60	0.330	1.19	−0.11	0.998
バナナ	その他柑きつ類	504.436	6.91	−1.326	− 3.30	0.275	3.10	−0.18	0.907

れた。また、補完関係を認められる計測結果もあったが、実際にそのような関係があるのかどうかは疑問であり、むしろ、果実には一般に表年裏年の関係があり豊作と不作を繰り返すわけであり、それに従って価格は変動するわけで、両方の果実とも価格が高い年はどちらも高いというようなことが起こっているものと思われる。

第15表は対数逆数式Ⅲについて計測した結果のうち代替関係が強く、統計的信頼性があるものを主に示した。多くの果実と代替関係が検出されるのは、いちご、夏みかんとりんごであり、一般に冬期に出回る果実に多くみられた。

注(1) 実際には、同一果実の需要関数推計でも、交差効果をもつ果実によって使用されるデータの期間がずれるわけであるので、そのことからの差違は多少出てくるものの、モデル2で推計するかぎり、各月の回帰係数は一定であるとしていることより、回帰係数は大きく違わないことが望ましい。

㈥ 消費構造の変化

オイル・ショック以後、果実需要が低迷している事実を考慮すれば、その前後でし好変化が起こったとも考えられる。そうだとすれ

第16表　構造変化の検定

	残差 S_0		残差 S_2		増分 S_1		平均平方		F検定値
	平方和	自由度	平方和	自由度 f_2	平方和	自由度 f_1	$V_1=S_1/f_1$	$V_2=S_2/f_2$	V_1/V_2
いちご	8.547	122	4.414	108	4.133	14	0.295	0.0381	7.76
バナナ	1.097	130	0.585	116	0.512	14	0.0366	0.00504	7.26
みかん	4.008	125	2.026	111	1.982	14	0.142	0.0183	7.76
夏みかん	2.497	98	1.523	84	0.974	14	0.0696	0.0181	3.84
レモン	0.588	118	0.343	104	0.245	14	0.0175	0.00330	5.31
その他柑きつ類	2.085	94	1.555	80	0.534	14	0.0381	0.0194	1.96
りんご	0.321	130	0.246	116	0.075	14	0.00536	0.00212	2.53
なし	3.231	124	2.194	110	1.037	14	0.0741	0.0199	3.71
かき	1.991	67	1.269	55	0.722	12	0.0602	0.0231	2.61
ぶどう	6.058	112	5.050	98	1.008	14	0.0720	0.0515	1.40
すいか	8.248	108	5.665	94	2.583	14	0.185	0.0603	3.06
もも	0.757	48	0.666	40	0.091	8	0.0114	0.0167	0.68
その他	5.520	130	3.595	116	1.925	14	0.138	0.0310	4.44

ば、その変化は回帰係数などに影響を与えるわけであり、昭和四三年から昭和五四年まで回帰係数が同一であるとの前提は問題であろう。そこで、ショック前と後の二期間に区分し、それらが同一母集団に属するかどうかの検定を行うこととする。その検定も共分散分析により行うことができる。ここでは期間区分は、昭和四八年一二月までと、昭和四九年一月以降ということにしている。もっとも期間区分は果実の季節性を考慮し果実別に行うべきであろうが、現実のし好変化がどの時期に起こったかは不明であるため、機械的に年末という区分を行った。関数型は両対数式を適用した。これは、両対数式が全期間に適用した結果が逆対数式Ⅲよりも多少、適合度が劣るものの、おおむね良好な結果であったこと。さらに、計測期間が一二年間に比較して、それぞれ六年間という短期間であることから弾性値一定と考えることが多少なりとも妥当性があると考えたことからである。

共分散分析の結果が第16表である。一%水準で二つの期

第17表 弾性値の変化の比較

品目	期間	消費支出総額 弾性値	消費支出総額 t 値	価格 弾性値	価格 t 値	決定係関	ダービン・ワトソン比	標準偏差
いちご	昭43～48	4.05	6.49	3.07	－6.25	0.973	0.805	0.188
	49～54	－0.34	－0.52	1.01	－2.86	0.988	1.305	0.0865
	43～54	1.94	4.34	3.40	－9.56	0.956	0.969	0.228
バナナ	43～48	－0.23	－0.35	0.71	－3.39	0.885	0.386	0.0636
	49～54	－1.97	－3.67	0.34	－1.84	0.896	0.711	0.0487
	43～54	－2.14	－4.07	0.83	－4.62	0.760	0.269	0.0816
みかん	43～48	1.60	5.17	0.79	－5.43	0.993	1.01	0.0743
	49～54	－1.97	－6.27	0.28	－2.57	0.996	0.894	0.0483
	43～54	0.73	2.74	0.42	－3.28	0.982	0.740	0.105
夏みかん	43～48	－1.37	－9.40	1.39	－9.22	0.993	1.13	0.0778
	49～54	－0.20	－0.34	1.62	－5.46	0.990	1.25	0.0904
	43～54	0.27	1.38	1.31	－7.94	0.985	1.13	0.0973
レモン	44～48	2.55	8.54	0.82	－6.34	0.910	0.631	0.0504
	49～54	－0.37	1.42	0.94	－19.28	0.906	1.20	0.0421
	44～54	0.75	3.98	0.86	－13.40	0.847	0.674	0.0626
その他柑きつ類	46～48	4.28	2.74	2.59	－7.71	0.981	0.610	0.127
	49～54	2.09	5.62	0.51	－1.95	0.988	1.67	0.0655
	46～54	3.54	9.07	1.93	－10.14	0.973	0.628	0.110
りんご	43～48	－0.055	－0.26	0.68	－3.36	0.974	1.07	0.0395
	49～54	0.32	1.42	0.95	－10.38	0.986	1.292	0.0331
	43～54	0.11	0.89	0.72	－7.88	0.973	1.383	0.0414
なし	43～48	0.028	0.073	0.65	－2.26	0.995	1.71	0.0868
	49～54	－1.35	－2.53	0.57	－3.16	0.997	1.74	0.0711
	43～54	－0.29	－1.37	0.58	－3.23	0.993	1.69	0.0845
かき	43～48	0.16	0.56	2.02	－11.13	0.995	1.43	0.0816
	49～54	1.35	3.35	1.30	－4.76	0.991	2.06	0.0579
	43～54	0.32	2.09	1.00	－6.87	0.989	1.78	0.0703
ぶどう	43～48	4.22	11.75	1.94	－12.04	0.991	1.48	0.0654
	49～54	1.43	2.27	1.05	－5.59	0.993	1.53	0.0837
	43～54	2.88	12.38	1.28	－9.10	0.983	1.55	0.122
すいか	43～48	1.31	4.23	0.80	－4.25	0.986	1.32	0.0873
	49～54	1.08	1.41	0.94	－4.04	0.994	1.43	0.102
	43～54	0.55	1.95	0.67	－3.57	0.984	1.25	0.158
もも	43～48	1.71	2.79	1.56	－3.76	0.997	1.39	0.0616
	49～54	2.00	5.15	3.05	－25.77	0.991	1.61	0.0540
	43～54	2.23	11.09	2.56	－18.13	0.997	1.40	0.0723
その他果物	43～48	0.78	1.60	2.58	－10.49	0.948	0.914	0.145
	49～54	3.50	5.73	1.38	－5.56	0.989	1.167	0.0727
	43～54	1.24	5.76	2.16	－12.15	0.955	0.802	0.118

間のデータが同一母集団であるとの帰無仮説が棄却されないのは、その他柑きつ類、ぶどう、ももだけであり、その他はすべて棄却されるわけである。つまり、ほとんどの果実は母集団がオイル・ショックの前後で違うと考えられるわけである。

第17表は二つの期間についての推計の結果である。消費支出弾性値をみると、おおむね弾性値は小さくなっており、しかも値がプラスからマイナスへと劣等財に変化したものにいちご、みかん、レモン、なしがある。逆にプラスに変化したのは、りんごだけであり、これはふじなどによる品種の高級化のためであろう。ただ、t値が小さい場合があり、統計的信頼性という点では、このように結論づけるには不十分といわざるをえない。しかしながら、全般的には消費支出弾性値が低下傾向にあることは明らかであり、今後、所得要因からの飛躍的増大は望めないことを示している。

価格弾性値も、おおむね低下傾向を示している。特に低下の激しいのは、いちご、バナナ、みかん、その他柑きつ類などであり、これらは、すべて半分以下に低下している。ところが、上昇している果実も存在する。それらは、夏みかん、レモン、りんご、すいか、ももであるが、りんごとももを除けば、その上昇率は二割以下と低いものである。

以上、まとめれば消費支出弾性値、および価格弾性値とも、オイル・ショック以後全般的に顕著な低下傾向が認められる。しかも、消費支出弾性値がプラスからマイナスへ変化した果実も存在する。しかしながら、計測期間がそれぞれ六年と短期間であるため、今後の推移を見なければ十分な結論を出せないが、関数型を含めて今後の課題であろう。

四、まとめ

これまでの結果をまとめてみる。

1　季節性の強い果実についてはその需要量（被説明変数）を対数変換した対数逆数式を採用したほうが良好な結果となった。この変換により残差項の分散の不均一性は多少解消する。しかしながら、均一化は十分にはできず、加重最小二乗法を適用する必要がある。

2　季節性の弱いバナナは需要量を対数変換する必要はなかった。つまり、普通線型式の結果がもっとも良かった。

3　月別の残差項の分散と平均価格との間には、普通線型式の場合は負の相関が、対数逆数式の場合には正の相関があった。このことが対数逆数式に加重最小二乗法を適用した結果が良好であった理由の一つである。

4　対数逆数式において、消費支出総額は逆数変換したほうが、おおむね良好である。従って消費支出弾性値は低下傾向を示している。

5　対数逆数式において、価格変数は逆数変換しないほうが良い果実が多かった。

6　果実間の代替関係は冬期における果実のほうが強いようである。

7　オイル・ショックの前後で消費支出総額と価格の両弾性値とも明らかな変化が認められるものの、計測期間が短いため十分な結論を出すにいたらなかった。

以上が、本分析の結果の概要であるが、今後の課題が多々存在する。それらとしては、データの問題として農家

や独身世帯などの欠落、また果実以外の特に他のし好品との関連などを含めた分析の必要性がある。また、計測結果からして、ダービン・ワトソン比に問題のあるものが散見され、系列相関の存在を類推させるものがあった。これは、月間の共分散がゼロであるとの仮定に疑義が生ずるわけであり、このことは回帰係数に対するt検定の有効性を減ずるわけである。共分散をゼロとせずに一般化最小二乗法を適用する必要があるかもしれない。

さらに、交差弾性値計測に際して、特に制約条件は加えなかったが、互いの果実の交差効果には一定の関係があるわけである。しかし、今回の分析では、そのような制約は加えなかったが、需要体系による分析も含めて、データの信頼性という点で問題があるものの、今後の課題としたい。

（研究員）