慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	商品別市場機能分析から見たスターグフレーションの発生と終息
Sub Title	
Author	續, 幸子(Tsuzuki, Sachiko)
Publisher	慶應義塾大学産業研究所
Publication year	1978
Jtitle	Keio Economic Observatory review No.No.3 (1978. 7) ,p.1- 59
JaLC DOI	
Abstract	本稿はKEOReviewNo.1掲載の拙稿「スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析 - 売手多占度,買手負占度の変化測定 - 」のつづきである。この一連の研究の主題は,多占理論の視角から1973～'74年の狂乱物価期における各種商品市場の市場メカニズムの異常を検出し,物価急騰がいかにして生じ,またその後どのようにして鎮静してきたかを明らかにすることである。市場メカニズムの異常が,需要側,供給側それぞれの行動の異常の交錯によって生じることは明らかであるが,それを直接に観察するには最
Notes	特集: 消費者選好と市場. 第1章
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00390376-00000003-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

第1章　商品別市場機能分析から見た
スターグフレーションの発生と終息

續　　幸　子

商品別市場機能の分析から見た
スタグフレーションの発生と終息

1. 研究のねらい

本稿はＫＥＯ Review №1掲載の拙稿「スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析 ― 売手多占度，買手負占度の変化測定」のつづきである。この一連の研究の主題は，多占理論の視角から1973～'74年の狂乱物価期における各種商品市場の市場メカニズムの異常を検出し，物価急騰がいかにして生じ，またその後どのようにして鎮静してきたかを明らかにすることである。市場メカニズムの異常が，需要側，供給側それぞれの行動の異常の交錯によって生じることは明らかであるが，それを直接に観察するには最終消費財市場をとるのが便利である。したがって，前稿ではトイレット・ペーパー市場を例としてとりあげた。その理由は，同市場が買手たる一般家計はもとより，売手側としてのメーカー段階，流通段階がともに産業組織論的尺度からみて競争的であり，構造的な独占要素を含まないという点で，市場における急性多占症状を検出するのに便利だということにあった。

今回は，それに加えて，家庭用洗剤ならびに灯油をとりあげることとする。これらはトイレット・ペーパーと同様に，とりわけ顕著な価格急騰が観察された商品であるが，それと同時に，いわゆる石油ショックの影響を間接・直接に受けやすい商品とみなされるものである。トイレット・ペーパーの場合と異り，家庭用洗剤市場では，供給側がメーカー段階で少数寡占のかたちをとっているのが特徴的であり，また灯油に関してはその消費生活に対する基礎的重要性にかんがみ，価格が強力な政府指導下にあるという特性を有している。これらの要素は，1973～'74 年の消費需要急増期における値動きにおいて，商品ごとに異なった様相をもたらしたはずである。

ここでの分析方法は，個別商品市場ごとに需給各側の行動を理論的に再現するかたちをとる。これら最終消費財についての家計の需要行動は，消費支出を当該財と他のすべての財のグループとに二分割して構成される具体的選

好関数によって記述され，それから導かれる需要関数の在り方について正常と異常とが区別されることになる。したがって，商品別需要関数の測定が前提となるが，この需要関数の測定については，画一的な理論展開からの誘導型としてのそれを機械的な回帰分析につなげばよいというほど簡単ではない。トイレット・ペーパーについての実験計画に関しては前稿で記述したが，今回も洗剤ならびに灯油のおのおのにつき実験計画上の問題点を理論的に明らかにすることが副次的な主題となる。供給側の行動分析については，市場が寡占的であったり，政府介入の度が大きかったりするために，詳細にそれを行うのは困難であったので，当面，便宜的な扱いにとどめざるを得なかった。

この分析作業には，樋口美雄氏から多大の御助力を得た。こゝに厚く御礼を申し上げる。

2. 分析の背景としての世界市場の動向

本研究の主眼はスタグフレーション期の市場機能の異常を検出することにある。研究の背景となる世界経済の動向については，第1回報告の辻村論文のはじめに要約されているが，その次の数字を含めて，もう一度概観しておこう。（1表参照）

1表　先進諸国の実質経済成長率

%

	1973	1974	1975
アメリカ	5.3	− 1.8	−2.0
カナダ	6.8	2.8	0.0
日本	9.9	− 1.2	2.2
イギリス	5.3	0.1	−1.5
フランス	6.0	3.9	−3.0
西ドイツ	5.3	0.4	−3.4
イタリー	6.4	3.2	−4.5

資料：U. S. International Economic Report of the President 1976
以下同様

1表に観るように，1973年にかなり高い成長率を実現した各国のうち，アメリカと日本は '74年にマイナス成長率となり，'75年にはアメリカ，イギリス，フランス，西ドイツ，イタリーがマイナス成長率を記録して，西欧先進国にとってスタグフレーションが一般的傾向となっている。

さきに指摘されているように，この背後には，世界各国の名目総需要

Nominal GNE の伸びが１９７０年代に入ってから急速に加速したという事実がある。（２表参照）

２表　名目総需要の年当り伸び率

%

	1955～'60	'60～'65	'65～'70	1971	'72	'73	'74	'75
世界全体	6.4	8.0	7.8	15.6	13.5	16.6	16.3	10.5
西欧諸国	6.3	7.9	8.9	15.3	15.3	15.3	15.5	11.6

２表はアメリカ商務省のドル換算推計値にもとづき，共産圏，南側諸国を含む世界全体の名目総需要の伸びと，アメリカ，カナダ，日本，ＥＣ諸国の合計についてのそれを計算したものである。どちらで観ても，名目総需要の伸びが，１９５０年代後半以降しだいに加速し，'７０年代に入ってからさらに飛躍的に高まったことがわかる。１９７５年に名目需要の伸び率が急減しているのは，いうまでもなく先進各国が物価急騰に狼狽して景気を引緊めたからである。物価急騰は'７３年後半から'７４年前半に起きたのであったが，この両年の名目需要増加と物価急騰との間の因果関係には注意せねばならない。

各国の名目総需要の伸びは'７０年代のはじめから１５％台に跳ね上がっており，'７３年に急増したというほどではない。そこで今度は名目輸入需要の伸びを観る。（３表参照）

３表　名目輸入需要の年当り伸び率

%

	1955～'60	'60～'65	'65～'70	1971	'72	'73	'74	'75
世界全体	6.7	7.9	10.7	11.2	17.5	36.5	44.7	2.6
西欧諸国	6.6	8.7	12.1	11.8	19.7	37.1	41.5	－2.3

３表は，総需要全体の動きの中で，とくに輸入需要の動きが世界的物価狂乱と関係の深いことを示唆している。世界的物価狂乱は１９７３年秋の石油ショックと直結して理解されることが多いから，産油国からの名目輸出額の動向を見ると，４表のようになって，１９７３年に前例のない伸び率を示し

たあと，'74年には前年の3.04 倍となり，'75年にはマイナスの伸び率となっている。これに対して世界全体および中東産油国の原油生産量の伸び率は5表のとおりとなっており，1973年の原油輸出額の増加は物量増加と価格上昇の双方を含み，'74年のそれはもっぱら価格上昇の結果に帰せられることが分かる。

4表　OPEC名目輸出額の年当り伸び率

%

1955～'60	'60～'65	65～'70	1971	'72	'73	'74	'75
5.2	6.5	9.5	31.7	18.5	68.4	204.0	−16.0

5表　原油生産量の年当り伸び率

%

	1965～'70	'71	'72	'73	'74	'75
世界全体	8.5	6.0	5.1	11.1	− 0.6	− 4.9
中東産油国	10.7	17.4	10.6	16.9	2.8	−10.0

ペルシャ湾での1バレル当り原油価格は，1973年1月で2ドル59セント，'74年1月で11ドル65セント，'75年1月で11ドル25セント，'76年1月で12ドル38セント，となっているから，原油価格の急騰は1973年中に起きたのであり，それが73年中の需要増加の絶対量に起因することは明らかである。伸び率では5表のとおり，71年の伸び率が17.4%で73年の16.9%を上廻っているが，70年の物量が13,937,000b/dであったのに対して73年のそれは21,158,000b/dと規模が1.52倍に拡大している。14百万b/dに比較して21百万b/dが物的供給能力の天井に接近していたとすれば，中東石油に対する名目需要額が68.4%と前例のない増加を示した1973年には，原油供給の価格弾性が小となっており，需要額の増加が供給量の増加よりも価格騰貴を惹き起したのだと理解される。1974年の中東からの原油輸出額の増加は，価格が急騰したあとでもほゞ同量の原油を購入せざるを得なかったという先進国側の事情，すなわち原油に対する需要の価格弾性がゼロにちかいという事情を反映したものである。

つまり，７３年の名目需要増加は原油価格急騰の原因であるのに対して，７４年の名目需要増加は原油価格急騰の結果であったと解されねばならないのである。

以上のことは，西欧先進諸国の名目輸入需要全体の増加と石油以外の各種素原料価格との関係についても見られる。農鉱産物の国際商品価格指数として知られるロイター指数やフィナンシャルタイムズ指数で観ると（６表参照），もともと振幅の大きい国際商品市況ではあるが，７３年の値動きは前例のない異常さを示している。７２年から７４年にかけて，農鉱産物物価はロイター指数で2.16倍，フィナンシャルタイムズ指数で2.27倍となっており，これに対して前述の西欧先進国合計の名目総需要は25,060億ドルから31,610億ドルまで1.26倍，名目輸入需要は７２年の2,572億ドルから７４年の4,992億ドルの1.94倍だから，７４年の名目需要の大きさは石油を含む基礎資源物価の上昇に追随するかたちであることが示唆される。需要伸び率で観て，７４年のほうが７３年より大きいけれども，物価上昇率は７３年がとび抜けて高いということは，７３年の名目需要増が物価騰貴の原因であり，７４年の名目需要増が物価騰貴の後始末であることは明らかである。

６表　農鉱産物の物価上昇率

年	ロイター指数	フィナンシャルタイムズ指数
1971	− 6.3 %	− 6.4 %
72	14.8	11.2
73	75.4	76.0
74	23.4	28.7
75	− 14.3	− 18.9
76	28.9	30.7

資料：日本銀行，国際比較統計，昭和５２年

前回の報告で取り上げたトイレット・ペーパーは木材の国際商品不足と価格急騰に関連したが，今回追加した洗剤と灯油は石油ショックと密接に関連している。こゝでの分析は，多占理論にもとずいて国内消費市場における市場機能麻痺の状況を解明することを目的としたものであるが，分析結果は国際市場における物価急騰ないし世界的スタグフレーションの原因としての市場機能麻痺ならびにそれからの回復の状況をも示唆するものである。

3. トイレット・ペーパー，洗剤[注1)]，灯油市場の特性

一般にトイレット・ペーパー産業は，メーカー段階から流通段階までを通じて産業組織論的に言って比較的集中度が低く，市場が競争的であるとされており，洗剤市場についてはその６０％を花王とライオンの２社が占めている，といわれているとおり，寡占的である。灯油については，その灯油のもつ重要性から，完全に政府によりコントロールされており，政策介入市場となっている。

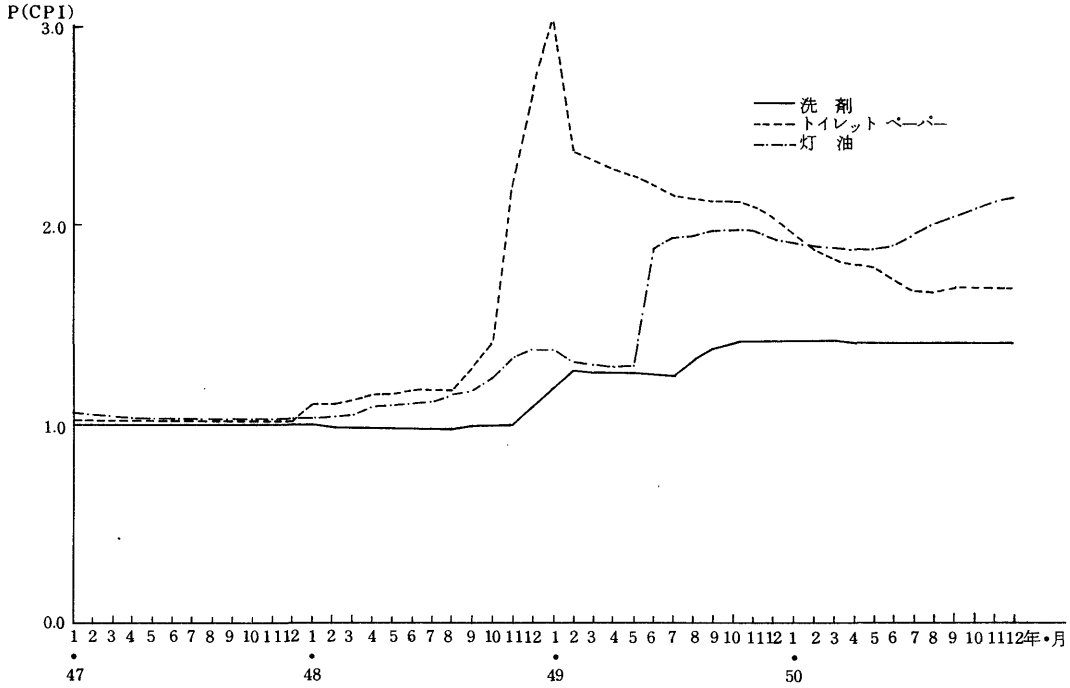
そこで，これら三市場における価格の特性について観てみると，トイレット・ペーパーについては明らかに競争価格が存在したことを前回の分析で示した。更に今回後節の洗剤の需要分析によれば，洗剤市場は管理価格であることははっきりしている。また灯油においては政府により管理された政府介入価格となっている。

トイレット・ペーパーの価格と洗剤の価格を４７年１月から５０年１２月迄を月別にグラフにとってみると図１のとおりとなる。

トイレット・ペーパーにおいては，４７年１月から同年１２月迄ほとんど変化なく推移し，４８年１月に１０％の上昇をみせ，同年２月から同年８月迄は１％強の微細な上昇を示し，４８年９月，１０月と各々１０％の上昇を示した後同年１１月には平常時の2.２１倍となり，同年１２月には更に上昇して平常時の３倍近い価格を示した。その後４９年２月には2.３６倍へと戻り，その後５０年７月の1.６７倍迄価格はゆるやかなカーブで減少しつづけた。５０年７月以降多少の凹凸はあるがほゞ横ばいに推移し５０年１２月に至っている。このようにトイレット・ペーパー価格の上下動は，非常に激しく，需要量の変化をよく表わしている。ということは，競争価格としての性格を充分持っていることを物語っている。

注1) Keio Economic Observatory Review No.1 I−2, 拙稿参照

図１　洗剤・トイレット・ペーパー・灯油の価格変動
（月別，４５年ベース，昭和４７年1月～５０年１２月）



一方，洗剤の価格は４７年１月から４８年１１月まで，ほゞ1.０のところを平行に移動している。４８年１２月，４９年１月，２月には各々およそ１０％ずつ上昇し，およそ1.２８を示めす。４９年２月から同年７月まで，またほゞ一定に推移している。しかし，同年８月には，またもや１０％の上昇をみせ，その後９月，１０月と微かな上昇を続け，１１月からおよそ1.４前後の価格を５０年１２月まで持続している。言い換えれば４９年２月と４９年１０月にそれぞれおよそ３０％，２０％の上昇をしている。洗剤の４９年２月の上昇は原材料費の値上がりによるコスト高に対処するための値上げと国民生活白書では述べている。そして４９年８月から４９年１１月迄の価格の上昇は，４９年７月に通産省が生産者のコスト値上がりによる洗剤価格の値上げ申請を認可したことによるものと思える。しかし，総体的にみて，細かい振動を伴わない明瞭な段階状の上昇を示している。このことだけ

見ても管理価格的要素を充分持っている商品と言える。

灯油については，４８年１月から同年９月迄なだらかなカーブで８％上昇し，同年１０月から１２月にかけて丸味を帯びたやゝ角度のある上昇カーブが画かれており，翌４９年１月には0.４％下向し，そのまま同年５月迄継続され，同年６月に一気に８０％の上昇を示しその後，多少の凹凸はあるものの５０年６月まで持続され，同年７月からゆるやかな上昇カーブを画きつゝ同年１２月に至っている。最初の４８年からの１０％の上昇は，世界経済情勢；特にアラブ産油国の情勢に対応しながら政府が除々に値上げを認めた結果である。したがって，トイレット・ペーパーや洗剤のように急角度の上昇は見られなかったが，結果的には１年がかりで，洗剤と同率だけ上昇している。その後４８年１２月にトイレット・ペーパー，洗剤の異常需要増加が騒がれたため，灯油については，かえって４９年１月から同年５月まで価格を押える結果となり，前二者市場がやゝ落着きをみせた６月に，原油価格は見合うコスト分を灯油の価格に反映して可能な範囲で値上げを行ったものと思える。

4. 洗剤市場における消費者の需要行動

４－１　需要曲線の当嵌め

洗剤市場における消費需要分析は，前稿[注2)]でも述べた通り，正常時における消費者の消費行動を安定的な需要関数で捉え，それとの乖離をもって異常時の程度を識るやり方が最も妥当であるとの見解にもとずいている。そして，こゝでもトイレット・ペーパーの場合と同様にベルヌイ・ラプラス型選好関数を用いる。

この効用指標関数 $U=(a_1+q_1)^{\alpha_1}(a_2+q_2)^{\alpha_2}$ を展開して得られた限界効用均等式

注2) Keio Economic Observatory Review No.1 第１部の2. スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析，拙稿を参照

$$\frac{a_1}{\alpha_1}P_1 + \frac{1}{\alpha_1}P_1 q_1 = \frac{a_2}{\alpha_2}P_2 + \frac{1}{\alpha_2}P_2 q_2$$

と収支均等式

$$P_1 q_1 + P_2 q_2 = Y$$

から洗剤の需要関数の理論式を

1） $q_1 = \frac{AY + BP_2}{P_1} + C$

と導く。

この場合，各変数は q_1＝洗剤の消費量，P_1＝洗剤の価格，Y＝可処分所得，P_2＝その他の価格であり，家計の可処分所得Yと他財の価格P_2とを所与の定数とみなせば，需要量q_1と当該財価格P_1との関係を示すマーシャル的な需要曲線の方程式として読むことが出来る。

４８年末に起ったトイレット・ペーパーに続く洗剤の異常購入増加は４９年度「国民生活白書」にも取り上げられ，その原因は種々論じられているが，ここでは経済理論的に異常時を検出しその異常の要因を詳らかにしたい。

需要関数1） 式が実績値に対して説明力があるか否かを先ず確かめねばならない。そこで需要量の変化を「家計調査」から読み取ると明らかに，昭和４７年末迄はほとんど変りなく推移している（２図参照)。 ここでまず考えねばならないことは，当て嵌める月次数値が季節調整済みのもの，未調整のものの場合，そして更に，この関数に入っていない要因，例えば気温，湿度を加味した場合とを検討せねばならない。第三番目の問題については，第一，第二の問題を解結した結果，その精度の良い方の関数に月別ダミー変数を入れる手法も考えられる。

まず，未調整の月次数字（昭和４０年１月から同４７年１２月迄）に基いて需要関数のパラメターを計測すると

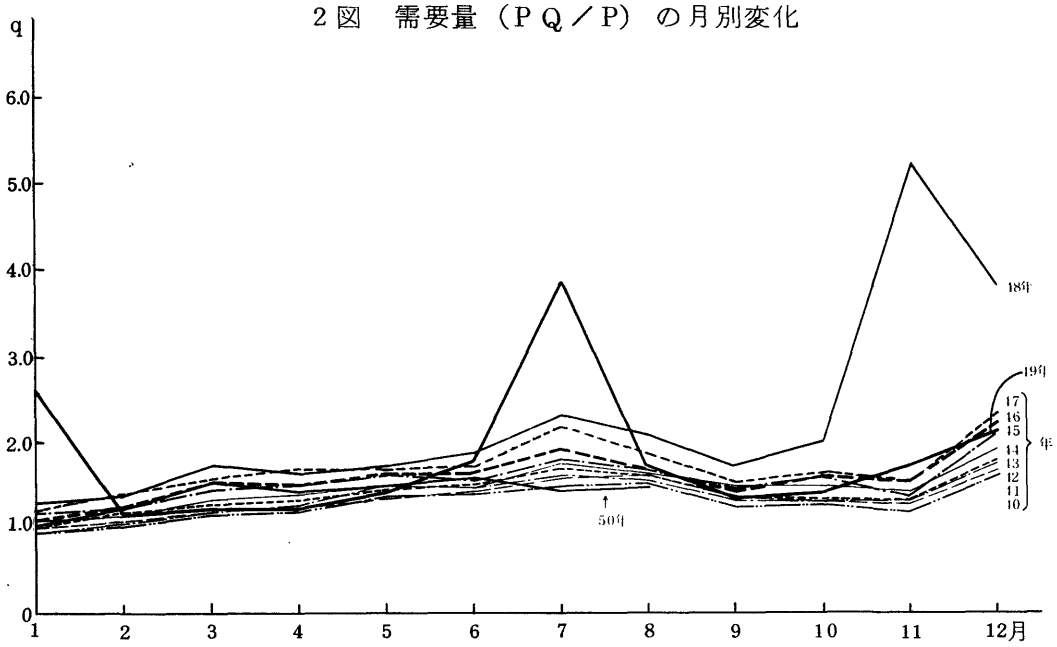
$$q_1 = \frac{0.03466P_2 - 0.0012059Y}{P_1} - 0.6668$$

標準誤差	(0.01697)	(0.000894)	(0.7804)
tvalue	2.042	1.348	0.854

$\bar{R}$=0.52，S＝0.23

となる。この式は所得Yの係数Aが負値をとり，需要関数の理論的制約を満たさないため使用不能と判断される。

2図　需要量（PQ／P）の月別変化



そこで，季節調整済みの月次数値を使って測定した結果

2)　$$q_1=\frac{0.0004696Y+0.18922P_2}{P_1}+0.8587$$

標準誤差	(0.000193)	(0.36632)	(0.16846)
tvalue	2.433	0.516	5.097

$\bar{R}=0.93$　$S=0.05$

P_1＝洗剤価格（CPIの洗剤）

q_1＝洗剤消費量（月当り洗剤消費金額÷P_1）季節修正済数値

Y＝可処分所得の季節修正済数値

P_2＝「その他」の価格（一般物価指数）

（トイレット・ペーパーの正常時の需要関数は

$$q_1=\frac{0.0012289Y+0.8505P_2}{P_1}-0.38288\quad \bar{R}=0.97\quad S=0.07$$

であった。洗剤では正値をとるパラメターCがここでは負値をとっていることに注意）

が得られた。 2) 式に先に述べた気温，湿度を需要量の決定要素に加味すべきか否かを判断するため，月別ダミー変数を用いて再測定したところ

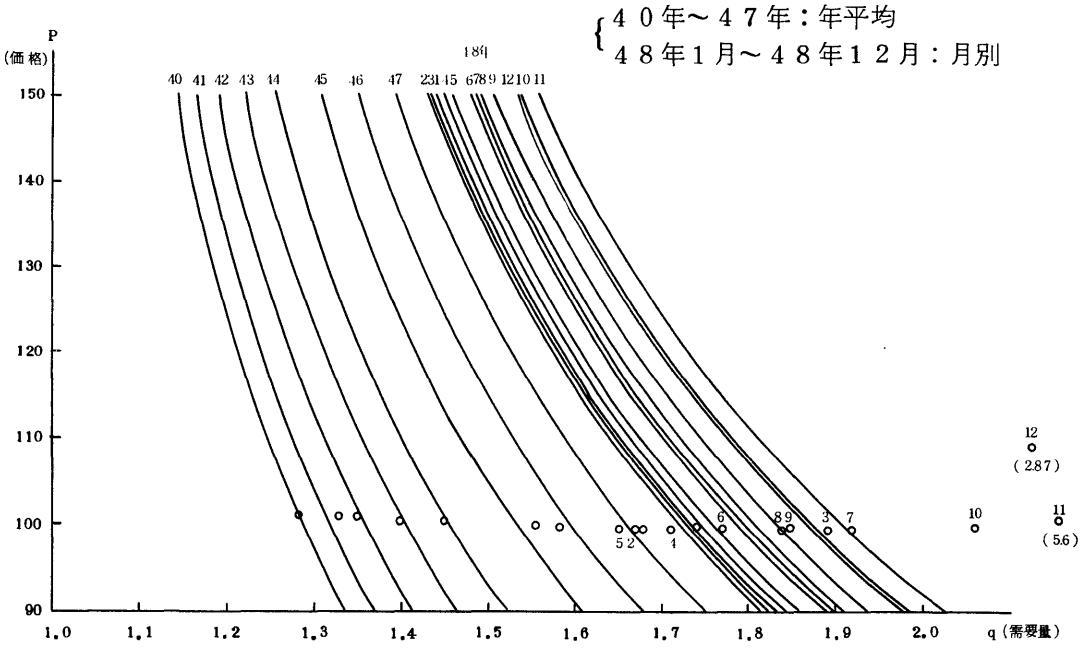
$$q_1 = \frac{0.0004692Y + 0.19001P_2}{P_1} + 0.8583 + 0.000654$$

			(C)	(ダミー)
標準誤差	(0.000194)	(0.3690)	(0.1698)	(0.01885)
t value	2.413	0.514	5.054	0.03

$\overline{R} = 0.93$　　$S = 0.05$

と殆んど 2) 式と変らない結果を得る。このことは， 2) 式に用いた消費量，可処分所得数値が既に季節調整をほどこしてあったため，気象条件要因が大方除去されたと観ることが出来よう。 2) 式は図3，表7に見るように内挿の結果もよいので，まずまず良好な需要関数と言える。

3図　需要曲線の正常位置と実績値の乖離



次にこの需要関数を用いて昭和48年1月以降同年12月迄の外挿を行なってみると表8のとおりとなる。

表7と表8とを比較して観ても判るように，昭和48年1月から同48年9月迄はその誤差の割合が0.00から0.08にわたっており，内挿の結果と

表 7

	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)−(E)	(D)/(O) 誤差率
40年	1.27	1.28	−0.01	0.01
41	1.33	1.32	0.01	0.01
42	1.35	1.35	0	0
43	1.40	1.40	0	0
44	1.45	1.46	−0.01	0.01
45	1.55	1.53	0.02	0.01
46	1.58	1.60	−0.02	0.01
47	1.68	1.67	0.01	0.01

表 8

年月	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)−(E)	(D)/(O) 誤差率
48年1月	1.74	1.74	0	0
2	1.67	1.73	−0.06	−0.04
3	1.89	1.73	0.16	0.08
4	1.71	1.75	−0.04	−0.02
5	1.65	1.76	−0.11	−0.07
6	1.77	1.79	−0.02	−0.01
7	1.92	1.80	0.12	0.06
8	1.84	1.81	0.03	0.02
9	1.85	1.84	0.01	0.01
10	2.06	1.88	0.18	0.09
11	5.66	1.91	3.75	0.66
12	2.87	1.79	1.08	0.38

比べて先ず良好の出来と言える。

しかるに，48年10月に，その誤差の割合は9％と前2ケ月の1％，2％に比べ一躍増加を示す。購入量実績値では初めて2.00（S45年不変価格，円）を越し2.06となる。更に翌月の11月には誤差の割合は66％と一段と大きく跳ね上り，実績値と推定値の乖離は途方もなく広がり前者3.75を記録する。その翌月の12月には，若干需要量が減少したものの，相変らずその乖離の割合は3.8％と正常時の誤差の平均2％を大巾に上廻っている。

この結果から異常な需要増加を示した時期は昭和48年10月からと読みとることが出来る。

そこで更に念を入れて，2）式の P_1，P_2，Yの諸変数に各々昭和40年1月から同48年9月迄の月別数値季節調整済を入れて推定し，A，B，Cの各パラメターを求めてみると次式を得る。

$$3)\quad q_1=\frac{0.00050166Y+0.14137P_2}{P_1}+0.87486$$

標準誤差（0.0001869）　（0.3533）　（0.16156）

tvalue　2.684　0.400　5.415

$\bar{R}=0.95$　$S=0.05$

3）式の内容は2)式のそれと比べ，ほとんど変化がない。つまり，48年に入ってからも9月までの家計需要行動は47年末までの正常型をほゞ維

持していたと確認できる。

そこで3)式により昭和４０年～同４７年（年平均）昭和４８年１月～同年９月（月別）迄の内挿をしてみると，９表のとおりとなる。しかし，3)式についての内挿の結果は，同じ期間に対する2)式による内，外挿の結果とその誤差の割合があまり変化はないものの，昭和４０年から同４７年の年平均に対する誤差の割合は2)式におけるほうが若干秀れている。これらのことから，正常時の需要状態を示すのに3)式より2)式のほうが，より説明力ある需要関数であるとすることが出来る。そこで洗剤需要の正常型としては2)式を採用することとする。

表９

	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)−(E)	(D)／(O) 誤差率
４０年	1.27	1.28	−0.01	0.01
４１	1.33	1.31	0.02	0.02
４２	1.35	1.35	0	0
４３	1.40	1.40	0	0
４４	1.45	1.46	−0.01	0.01
４５	1.55	1.53	0.02	0.01
４６	1.58	1.54	0.04	0.03
４７	1.68	1.67	0.01	0.01
４８年　１月	1.74	1.74	0	0
２	1.67	1.73	−0.06	0.04
３	1.89	1.74	0.15	0.08
４	1.71	1.75	−0.04	0.02
５	1.65	1.77	−0.12	0.07
６	1.77	1.80	−0.03	0.02
７	1.92	1.80	0.12	0.06
８	1.84	1.82	0.02	0.01
９	1.85	1.84	0.01	0.01

４－２　４８年１０月以降の異常需要

選好理論にもとづいて導出した平常時の需要関数2)式から画かれた需要曲線に実績値を当て嵌めて，その異常時を観ると４０年１月から４８年９月迄は需要量が1.30から1.80の範囲で需要曲線上ないしはその近傍に存在することが判る（図３参照）。しかし４８年１０月に入ると実績値は需要曲線の右へ乖離し始め，前月９月より需要量は0.21増え2.06を示めす。価格は前月９月と同値で99.5である。それが，翌月１１月には，需要量は大巾に増加し，前月１０月の２倍強の5.66と最大値を記録し，実績値は需要曲線から大巾に右へ乖離した。しかし価格は100.4で１０月の価格99.5を１％ほど上廻ったに過ぎないが，これは過去８ケ年間の

価格がほゞ100前後であったことを考慮すれば，わずかながら上昇と言えよう。１２月に入って需要量は１１月より需要曲線に近づき2.87と１１月の２分の１に減少したものの，なお平常時の1.70前後から比べれば異常に大きい量である。その後需要量は４９年１月に3.54と需要曲線から大巾に右へ乖離したものの，２月に入り1.41と平常時の数量以下に激減する。その後４９年７月の3.20を除けば何れもほゞ平常時以下の数量を示し，需要曲線から左への乖離を示す。一方価格は４９年１月に118を示し，その後除々に上昇し続け４９年１０月には141.2を記録しその後５１年８月まで141を上下する形をとる。

その間，４８年１１月に通産省による行政指導が行なわれたが，トイレット・ペーパーよりその終息には時間がかゝったと４９年度「国民生活白書」は述べている。そこで平常時の需要関数2)式に実績値を当て嵌めて，実績価格に見合う需要量ならびに実績需要量に見合う価格を算定してみると表１０のとおりとなる。この１０表によると４９年７月の一時的買急ぎ[注3)]による需要量の増加を除いて，４９年３月から実績価格は実績需要量に見合うべき価格を下廻り，特に４９年１０月以降はほとんど変化が見られない。即ち，買い溜めによる保有増加が原因となって需要量は平常時の1.70前後を下廻り，価格はその需要量に見合う価格以下に押し下げられているのである。

４－３　需要曲線の異常変位

価格と数量は市場における需要曲線と供給曲線との交点で決まるという理論的視点からすれば，４８年１０月以降の実績需要曲線は正常位置より右上方に変位し，４９年３月から４９年７月を除いて実績需要曲線は正常位置より左へ変位したことになる。（図４参照）この変位の第一次近似としては需要関数2)式の定数項Cが正常値から変化したためと解釈できる。需

注3)　４９年７月に通産省は洗剤コストの値上りにより家庭用合成洗剤の値上げを認可した。

表10　正常需要曲線上における「実績需要量に見合うべき価格」と「実績価格に見合うべき数量」

	実績需要量 (A)	(A)に見合うべき価格	実績価格 (昭和45年不変価，円) (B)	(B)に見合うべき数量
48年10月	2.06	84.5	99.5	1.88
11	5.66	21.9	100.4	1.91
12	2.87	50.2	108.9	1.79
49年 1月	3.54	38.2	118.0	1.73
2	1.41	188.4	127.3	1.67
3	1.32	218.1	126.3	1.66
4	1.24	285.5	126.1	1.72
5	1.34	238.4	125.5	1.77
6	1.69	141.3	124.9	1.80
7	3.20	54.3	124.6	1.88
8	1.50	188.5	132.3	1.77
9	1.41	218.2	138.4	1.73
10	1.44	210.2	141.2	1.72
11	1.86	124.4	141.9	1.74
12	1.60	171.7	142.1	1.75
50年 1月	1.45	213.3	141.9	1.75
2	1.50	199.1	141.9	1.76
3	1.60	159.8	141.7	1.76
4	1.47	214.4	141.4	1.79
5	1.40	241.4	141.3	1.78
6	1.56	193.0	141.2	1.82
7	1.64	178.3	141.2	1.85
8	1.42	246.0	141.2	1.84
9	1.47	222.4	141.1	1.82

要関数の理論式1)から明らかなように，定数項Cは$C=-\frac{\alpha_2 \quad a_1}{\alpha_1+\alpha_2}$という構造をもっており，洗剤の限界効用曲線の位置を決める選好パラメターa_1を含む誘導型パラメターである。そこで，需要曲線の正常位置からの変位が認められる48年10月以降の期間について，パラメターA，Bを不変としながら需要曲線が実績点を通るようなパラメターCを求めると，正常時の需要関数の定数項Cは＋0.8587という値をとっていたのに対して，10月は＋1.040，11月は＋4.614，12月は＋1.942というように変化している。その後49年1月に＋2.672となり，2月以降は同年7月の＋2.180を除けば，ほゞ＋0.7前後と平常時を下廻る値をとる。このことは実績需要曲線が正常時の需要曲線より左側へ片寄っていることを明示している（表11参照）

4図　昭和４８年１０月以降に起きた需要曲線の正常位置と実績値の乖離

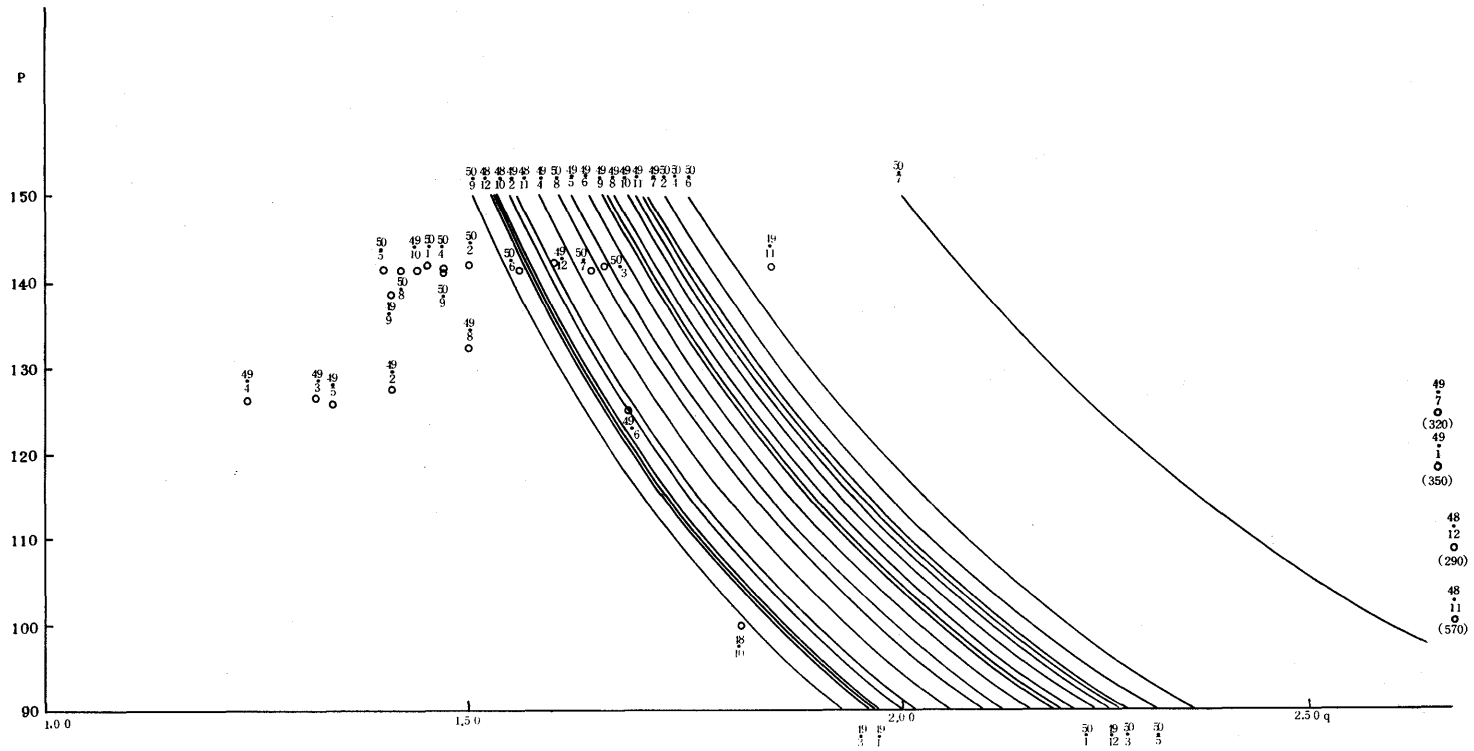


表１１　異常期に入ってからの需要関数の定数項Ｃと選好パラメター a_1の変化注)

平常時Ｃ＝0.8587

a_1 ＝－0.8594

	需要曲線の截片 C	限界効用曲線の截片 a_1
48年10月	1.040	－1.040
11	4.614	－4.616
12	1.942	－1.943
49年 1	2.672	－2.673
2	0.595	－0.595
3	0.524	－0.524
4	0.604	－0.604
5	0.426	－0.426
6	0.750	－0.750
7	2.180	－2.181
8	0.587	－0.587
9	0.541	－0.541
10	0.575	－0.575
11	0.983	－0.983
12	0.704	－0.704
50年 1	0.562	－0.562
2	0.601	－0.601
3	0.757	－0.757
4	0.543	－0.543
5	0.476	－0.476
6	0.602	－0.602
7	0.412	－0.412
8	0.623	－0.623
9	0.779	－0.779

注）トイレット・ペーパーの場合は、平常時におけるＣは－０.３８２９、a_1 は＋0.38236であったのが、４８年９月にＣは－０.０３１２と負値は小さくなり、１０月から＋に転じて、＋０.６３７を示す。11月には＋1.８６７８と最大を記録するが、１２月は＋0.３５４０と減少し、３９年２月に一度負値をとる他は＋０.１ないし0.２のところに落着く。a_1 も平常時は＋0.３８２３６であるが、３８年９月に＋０.０３１３と減少し、10月は－０.６３７８となる。その后３９年２月に＋０.０９８４を示した以外は負値となる（ストック量を未考慮）。しかしＣもa_1もその絶対値に洗剤の方がはるかに大きい。

４－４　限界効用曲線の変位

消費者行動の構造式

(i) $\frac{a_1}{\alpha_1}P_1+\frac{1}{\alpha_1}P_1 q_1=\frac{a_2}{\alpha_2}P_2+\frac{1}{\alpha_2}P_2 q_2$ ……限界効用均等式

(ii) $P_1 q_1+P_2 q_2=Y$ ……収支均等式

から導かれる需要関数

$$4)\quad q_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_1+\alpha_2}\frac{Y}{P_1} + \frac{\alpha_1 a_2}{\alpha_1+\alpha_2}\frac{P_2}{P_1} - \frac{\alpha_2 a_1}{\alpha_1+\alpha_2}$$

と1) 式との対応関係は $A = \frac{\alpha_1}{\alpha_1+\alpha_2}$, $B = \frac{\alpha_1 a_1}{\alpha_1+\alpha_2}$, $C = -\frac{\alpha_2 a_1}{\alpha_1+\alpha_2}$ となっている。そこで2) 式に示された平常時の諸係数A，B，Cの実測値にもとづいて構造パラメターを計算すると，

$\alpha_1 = 0.00046964$

$\alpha_2 = 0.99953$

$a_1 = -0.8594$

$a_2 = 402.9387$

を得る。これから平常時の a_1 が－0.8594であることが判り，平常時の限界効用式

$$U = \frac{0.00046964}{-0.85899+q_1}$$

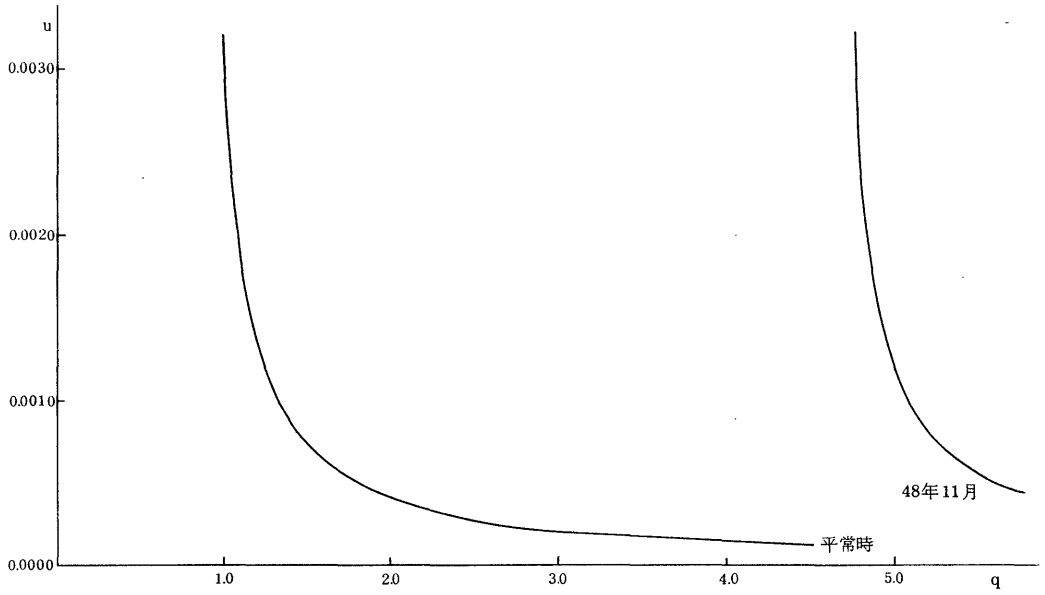
を得る。

この効用式から選好パラメターaiが零のとき，その財の限界効用は消費量qに反比例する。ai＞0のときは，消費量qiが零に近付いても限界効用は正値をとりうるから，他財に対する限界代替率はqi＝0の付近でも有限値をとり得る。しかしai＜0のときはqi＞$|ai|$でないと正の限界効用が成立しないから，実際上，消費量qiは$|ai|$以下になり得ないという制約を生じ，$|ai|$が緊急最低必要量という意味をもっている。

洗剤の需要関数のパラメターCに含まれるa_1は11表で観て判るように平常時から負値をとっている。それが48年10月に負の絶対値は増大し，同年11月には－4.616と最大を記録する。その後翌49年1月の－2.673を境に減少を示し，49年7月の－2.181を除けば，ほゞ平常時の負値より低い値となる。しかし，このように平常時でも負値であることは常時緊急必需品であることを示し，前回行なったトイレット・ペーパーのそれが，

平常時に＋0.38336 を示していることから比べ，洗剤の限界効用曲線は平常時でもトイレット・ペーパーのそれより右上方に存在していることが判る。更に，48年11月には負値は最大となり，その限界効用曲線の位置は大巾に右に移っている。

図5　限界効用曲線



4－5　消費者のストック効果を考慮した限界効用曲線変位の測定

洗剤の購入量は48年10月から平常時のそれより多くなった。仮りに平常時の消費量が購入量にほゞ一致しているないしは繰越率がほゞ等しかったとしたら，48年10月からの平常時を超可購入量はその超過分だけ翌月への繰越量が増えていることを意味する。即ち11月では

$q_{11月}-\bar{q}_{11月}=q^{*}_{11月}$ だけの（追加）ストック[注4]が生じていたことになる。
購入量　消費量

注4）消費者行動におけるストック効果についての諸研究はH. S. Houthakker and L. D. Taylor, Consumer Demand in the United States 1929～1970, Analysis and Projection, 2nd ed., Harvard University Press, 1969 西川俊作，黒田昌裕訳，頸草書房にまとめられている。

したがって，１１月以降各月の限界効用式にストック量 q^* の存在を考慮すると

$$\frac{\alpha_1}{(a_1+q^*)+q_1}$$

となろう。このことは誘導型パラメターCが

$$C_{12月}=-\frac{\alpha_2\ (a_1+q^*)}{\alpha_1+\alpha_2}$$

のような構造をもち，需要関数の裁片Cの値がストック量 q^* の数値を含むものであったと解釈されよう。

以下消費者のストック効果を加えて選好パラメター a_1 の数値を４８年１０月から５１年１２月まで計測してみると表１２のとおりとなる。

１２表はトイレット・ペーパーと洗剤のパニックの様相が大きく違っていたことを如実に示している。トイレット・ペーパーの場合はその超過ストックが４８年９月から始まって４９年３月には消滅している。しかし，洗剤の超過ストックの始まりは４８年１０月とトイレット・ペーパーより１ケ月遅く始まっているが，その消滅は翌々年の５１年４月である。したがって洗剤の需要量が４８年１１月に5.66と最大を示した後，４９年１月の3.54を最後に同年２月から1.41と平常以下に戻っているにもかゝわらず，ストック量を調整した後の a_1 はその絶対値のピークを４９年１月，２月に置き，そしてその数値は－7.713，－7.325とかなりの大きさであり，その後は４９年７月の一時的買急ぎを除けば，ストック量調整後の a_1 は除々にその値を減じている。しかしその a_1 の異常時の変化は非常に緩慢で完全に平常時に戻るのは（ストック量が消滅する）５１年４月である。

表12　ストック量を調整して測定した異常期の回帰係数Cとa_1の変化

年　月	洗　剤　平常時C=0.85899 a_1=−0.8594 狂乱時(48年11月) a_1=−4.616				年　月	洗　剤　平常時C=0.85899 a_1=0.8594 狂乱時(48年11月) a_1=4.616			
	C	a_1 (未調整)	a_1 (ストック量調整済)	ストック量		C	a_1 (未調整)	a_1 (ストック量調整済)	ストック量
48年10月	1.040	−1.040	−1.040	0	6	0.602	−0.602	−3.222	2.62
11	4.614	−4.616	−4.826	0.21	7	0.412	−0.412	−2.742	2.33
12	1.942	−1.943	−5.963	4.02	8	0.623	−0.623	−2.743	2.12
49年 1月	2.672	−2.673	−7.713	5.04	9	0.779	−0.779	−2.469	1.69
2	0.595	−0.595	−7.325	6.73	10	0.615	−0.615	−1.926	1.31
3	0.524	−0.524	−6.814	6.29	11	0.647	−0.647	−1.698	1.05
4	0.604	−0.604	−6.364	5.76	12	0.700	−0.701	−1.551	0.85
5	0.426	−0.426	−5.576	5.15	51年 1月	0.735	−0.735	−1.386	0.65
6	0.750	−0.750	−5.390	4.64	2	0.699	−0.699	−1.240	0.54
7	2.180	−2.181	−6.661	4.48	3	0.725	−0.725	−0.125	0.40
8	0.587	−0.587	−6.417	5.83	4	0.594	−0.594	−0.865	0.27
9	0.541	−0.541	−6.021	5.43	5	0.606	−0.606	↵	
10	0.575	−0.575	−5.615	5.04	6	0.649	−0.649		
11	0.983	−0.983	−5.613	4.63	7	0.728	−0.728		
12	0.704	−0.704	−5.344	4.64	8	0.676	−0.676		
50年 1月	0.562	−0.562	−4.952	4.39	9	0.686	−0.686		
2	0.601	−0.601	−4.591	3.99	10	0.623	−0.623		
3	0.757	−0.757	−4.397	3.64	11	0.761	−0.761		
4	0.543	−0.543	−3.993	3.45	12	0.767	−0.767		
5	0.476	−0.476	−3.546	3.07					

4－6　消費者のストック効果を考慮した需要曲線の変化

これまで異常需要増加を回帰式の定数項Cに含まれる選好パラメターa_1の変化として，また異常需要によって生じたストック効果を考慮して，限界効用曲線の変位を説明して来た。

そこで，これらの説明要因を実験的に変化せしめ，それによって需要曲

線がどのように，またどれほど変位するかをシミュレートして，消費者行動の内部構造を更に解明してみたい。

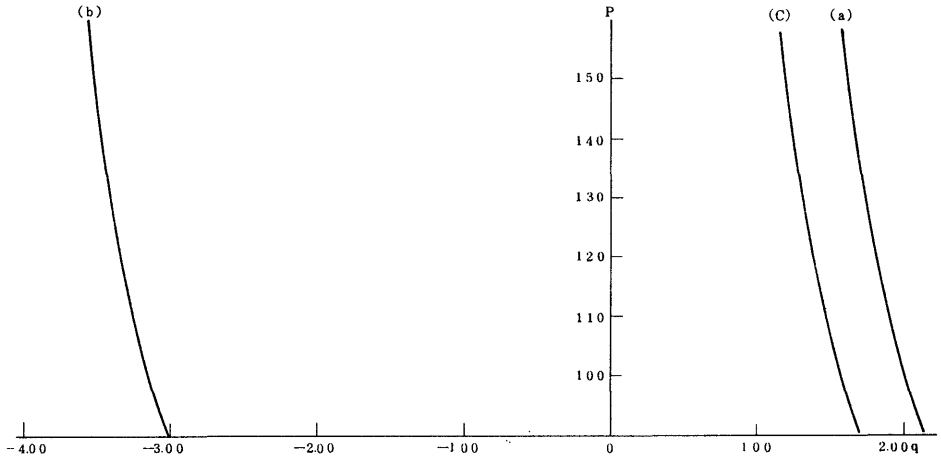
まず，実験月は４８年１１月以降で，異常需要増加を示した４９年７月を除けばどの月でもよいのであるが，最高の需要増を示した１１月からあまり離れないほうが実験月として精度が高いと思われるので，４９年５月を実験月とする。

４９年５月の実績価格を実績所得とともに正常時の需要関数に代入すると

$$1.77=\frac{0.00046964\ (183263)+0.18922\ (151.2)}{125.5}+0.85899$$

となるが，これから得られる購入量ｑは実績購入量とは一致しない。すなわち，上の正常時の式から４９年５月の実績所得に見合う需要曲線を画くと図６の (a) となるが実績購入量はこの曲線の上にはない。（図６参照）

図６　平常時の a_1 とストック調整効果による
需要曲線の変位（４９年５月）



（注）(a) 平常時の需要曲線
(b) a_1 一定、ストック量調整済需要曲線
(c) a_1、ストック量共に調整済需要曲線

そこで仮りに，選好パラメター a_1 が平常時のままで，ただ異常ストックという外部的条件のみで購買行動が変化したとしたら，購買の異常増加した

分だけが次の購買量に影響を与えることになる。そこで a_1を正常値とし異常購入が生じた以後のストック効果を加味して４９年５月の需要関数を測ると

$$q_5=\frac{0.000469(Y)+0.18922(P_2)}{P_1}-4.28858$$

となり，この式から実績所得に見合う需要曲線を画くと図６の(b)となる。次に，異常需要増加を回帰式の截片Ｃの変化，によって生じたものとすると，需要関数は

$$q_5=\frac{0.000469(Y)+0.18922\ (P_2)}{P_1}+0.426$$

となる。この式から需要曲線を画くと図６の(C)となり，４９年５月の実績数量と価格はこの線上に存在することになる。

需要曲線(a)は４９年５月にも正常時と同様の購買行動をしたら，という仮定で，即ち正常時の需要関数に４９年５月の実績所得を当てはめて得た需要曲線であり，(b)は正常時の購買意欲で購買したら，即ち，a_1は正常時のまゝとしストック量のみ調整したところの需要曲線である。(C)は５月の実績需要量と実績価格の上にのる実際の購買行動を示す需要曲線である。曲線(a)は曲線(C)の右上方へ位置している。このことは，もし５月の購入価格で平常時の購買行動をしたならもっと沢山の数量を購入するはずであるし，価格も５月の購入数量に見合う平常時の価格は５月の購入価格より高いことを意味している。この需要曲線(a)と(C)だけでものを言えば価格も数量も平常時より若干下廻っていると言うことが出来る。しかし需要曲線(C)と(b)の乖離は需要曲線(a)と(C)の乖離のおおよそ１２倍に近い。ということは，需要曲線(b)と(C)の関係の方が需要曲線(a)と(C)の関係より強い意味を持つことになる。需要曲線(b)は平常時の購買意欲を持っていたなら，買い過ぎた分の量によって，後の時期の購買量がどの位かわかるかということである。需要曲線(C)から平常時の価格の１００前後に見合う数量を読みとると－3.20

前後となっている。すなわち平常時の購入量がおおよそ150前後からみてあと2ヶ月は購買行動をしないことを意味している。しかし実際には平常時より下廻るとはいえ購買行動がなされ，需要曲線(C)を画いているということは，a_1の変化によって需要曲線(b)が(C)へ変位したことになり，a_1の変化度が非常に高いことを意味する。換言すれば，緊急度が非常に強まっていることであり，心理的買い急ぎ状態が続いていると読むことが出来る。

4－7　正常時ならびに異常時における価格弾性・所得弾性

推定された需要関数にもとづいて得られた価格弾性は$\frac{\partial q_1}{\partial P_1}=\frac{-(AY+BP_2)}{P_1 q_1}$となる。

所得弾性は，同じく1)式から$\frac{\partial q_1}{\partial Y}=\frac{A}{P_1}$だから$\frac{\partial q_1}{\partial Y}\frac{Y}{q_1}=\frac{A}{P_1}\frac{Y}{q_1}=\frac{AY}{P_1 q_1}$で計算される。

上の二つの式から洗剤の平常時と異常時の実績点における両弾性値を測ると表13のようになる。（表13参照）

この表13の結果，価格弾性はおおよそ絶対値が0.3～0.5であり，所得弾性は0.2～0.4を示めし，所得水準の上昇による需要曲線の上方変位に伴って弾力化している。しかし，前回行なったトイレット・ペーパーの需要分析において，平常時の価格弾性の絶対値が1を越え，所得弾性は0.7平均を示めしていたことと比較して洗剤の需要は一層非弾力的であることが判る。言いかえると，需要量が昭和40年1月から同48年9月迄月別に観てほとんど大きな変化をもたずに推移しているということからも洗剤がより必需的商品であることが読みとれる。[注5)]

48年10月以降の洗剤需要の異常増加に伴い，価格弾性は48年11月に－0.185と平常時に比べ一段と非弾力的となる。その後49年2月を期にまたその値は－0.5前後へと増大し，平常時なみに戻っている。一方，

注5）マーシャルは「経済学原理」（馬場啓之助訳，東洋経済社）第三章「生産・消費・労働・必需品」のなかで，必需品について「生存のための必需品と能率のための必需品」があることと「消費は習慣を変えることによって節約することもできようが，必需品を削減することはかえって大きな損失をもたらす」と述べている。

表１３

	価格弾性	所得弾性		価格弾性	所得弾性
40年	−0.333	0.228	4	−0.696	0.513
41	−0.343	0.230	5	−0.682	0.512
42	−0.364	0.249	6	−0.556	0.420
43	−0.387	0.269	7	−0.319	0.245
44	−0.409	0.289	8	−0.609	0.460
45	−0.435	0.313	9	−0.616	0.462
46	−0.465	0.339	10	−0.601	0.449
47	−0.680	0.354	11	−0.472	0.354
48年 1月	−0.683	0.514	12	−0.560	0.423
2	−0.634	0.473	50年 1月	−0.613	0.460
3	−0.503	0.373	2	−0.600	0.452
4	−0.543	0.403	3	−0.544	0.409
5	−0.525	0.389	4	−0.630	0.474
6	−0.502	0.376	5	−0.660	0.495
7	−0.405	0.303	6	−0.614	0.466
8	−0.458	0.343	7	−0.749	0.608
9	−0.562	0.421	8	−0.562	0.399
10	−0.495	0.376	9	−0.470	0.310
11	−0.185	0.141	10	−0.613	0.463
12	−0.323	0.241	11	−0.608	0.464
49年 1月	−0.245	0.181	12	−0.576	0.431
2	−0.578	0.425	51年 1月	−0.578	0.438
3	−0.603	0.436	2	−0.591	0.448
			3	−0.579	0.436
			4	−0.631	0.474
			5	−0.619	0.460

所得弾性も４８年１１月に0.141，４９年１１月0.181と平常時より非弾力的となるが，価格弾性と同じく４９年２月以降平常時の0.４前後に戻っている。このことは，需要関数の截切Cとそれに含まれるa_1との間における

$C=0 \rightarrow |\eta_{P_1}|=1 \ (a_1=0)$

$C>0 \rightarrow |\eta_{P_1}|<1 \ (a_1<0)$

$C<0 \rightarrow |\eta_{P_1}|>1 \ (a_1>0)$

という関係をよく示している。

5. 洗剤に関する買手負占の測定

消費者の買い焦りを「急性買手負占」(ネゴブソニイ注6)という形で捉えてみよう。すなわち限界効用均等式に購入市場感応弾性λqを導入して，μを貨幣の限界効用，νを供給の価格弾性としたとき洗剤については，

$$5) \quad \frac{\partial \mu}{\partial qj} / Pi \ (1+\frac{\lambda qj}{\nu j}) = \mu$$

注6) Keio Economic Observatory Review No.1 I−1 市場競争理論の再考，辻村江太郎，I－2 スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析拙稿を参照

のような均衡条件が書ける。前回の辻村論文に言われているように，平常時においては，「自分の購買行動の過多が価格値上げにつながるから買い控えよう」というような買手独占者(モノプソニスト)的な意識をもつ消費者はまず居ないのである。このことは48年9月まで$\lambda q_1=0$ だったと解釈することができる。それが，10月以降何らかの事情で$\lambda q_1<0$ に転じ，それが需要曲線の上方変位をもたらしたと考えることが出来る。

5)式左辺の形式をこゝで使用している需要関数1)式に導入すれば洗剤に対するそれは

$$6)\qquad q_1=\frac{AY+BP_2}{P_1\left(1+\frac{\lambda q_1}{\nu}\right)}+C$$

となる。48年9月までの実績資料に当嵌められた平常時の需要関数によって推定される10月以降の需要量を$\hat{q}_1$とすれば，各月の$\hat{q}_1$と実績値q_1との差$q_1-\hat{q}_1$が生じたのは，上式の購入市場感応弾性λq_1 が零でなく負値をとるようになったためであると解釈すれば，10月以降の実績需要量q_1は6)式で説明される。6)式を変形して

$$7)\qquad q_1-C=\frac{AY+BP_2}{P_1\left(1+\frac{\lambda q_1}{\nu}\right)}$$

$$1+\frac{\lambda q_1}{\nu}=\frac{AY+BP_2}{P_1\ (q_1-C)}$$

$$\frac{\lambda q_1}{\nu}=\frac{AY+BP_2}{P_1\ (q_1-C)}-1$$

として右辺の既知数を与えれば$\lambda q_1/\nu$ を逆算することができる。

こゝで注意せねばならないことは，需要関数の定数項である誘導型パラメターCは超過ストックの存在によって

$$C=-\frac{\alpha_2(a_1+q^*)}{\alpha_1+\alpha_2}$$

のかたちに変化しているものと考えねばならない。したがって7)式で買手負

占の項λ_{q_1}/νを算定する際には，前述の理由で48年10月から51年4月までについてCを上式で補正しておかなければならない。それによって算定されたλ_{q_1}/ν は表14のとおりである。

表14　消費者の購入市場感応弾性の変化

年　月	λ_{q_1}/ν	年　月	λ_{q_1}/ν
48年 6月	＋0.026	4	－0.772
7	－0.113	5	－0.744
8	－0.029	6	－0.711
9	－0.015	7	－0.683
10	－0.151	8	－0.635
11	－0.791	9	－0.479
12	－0.846	10	－0.522
49年 1月	－0.887	11	－0.455
2	－0.888	12	－0.421
3	－0.882	51年 1月	－0.343
4	－0.859	2	－0.273
5	－0.836	3	－0.211
6	－0.828	4	－0.005
7	－0.850	5	＋0.346
8	－0.859	6	＋0.259
9	－0.856	7	＋0.141
10	－0.846	8	＋0.217
11	－0.844	9	＋0.206
12	－0.834	10	＋0.298
50年 1月	－0.822	11	＋0.105
2	－0.806	12	＋0.104
3	－0.796		

λ_{q_1}/νが算定されたとき，供給の価格弾性νに，実測された供給曲線から算定した値を代入すれば，消費者の購入市場感応弾性λ_{q_1} の各月の値を計測することができる。しかし，前回行なったトイレット・ペーパーの時とちがって，今回は分析可能な供給側の資料を入手することが困難であった。もし仮に，供給側の価格弾性がほゞ一定で変化しなかったとすると，λ_{q_1}/νの変動率が即ちλ_{q_1} の動きと見なすことが出来る。言いかえれば或一定値を供給の価格弾性に与えれば良いことになる。そこで，洗剤の平常時の消費者の購入市場感応弾性を持つ項λ_{q_1}/νを観ると毎年需要の増える7月期を除いて0.05以下の誤差範囲に入っている。このことは平常時は恐らく消費者は買い急ぎも，買い控えもしないであろうからその購入市場感応弾性λ_{q_1} は零に近い値を取るものと思われることをよく裏付けている。ということは，分母である供給の価格弾性νに1を採ることが近似的に妥当と思える。またそうすることにより，消費者の市場感応弾性λ_{q_1} の変化をも簡単に読み取ることが出来る。

そこで，表１４を観ると，４８年９月迄は前回にも述べたとおり特別の需要過多の期の７月期を除いておよそ0.05以下の誤差範囲に入っている。しかし，４８年１０月には－0.151とその負値は増加し，更に翌１１月には－0.791と負値は拡大する。その後かすかに負値を増やし翌４９年２月に－0.888と最高を記録し以後除々にその負値は減少して５１年４月に消滅し，５１年５月より＋0.346と正値をとる。しかし，その正値も次第に減少し５１年１２月には＋0.104となる。

紙パに比べてストック効果が５１年４月まで続いたことと並んで負手負占が異常期の４８年１１月から丸２ケ年半も継続されたことになる。

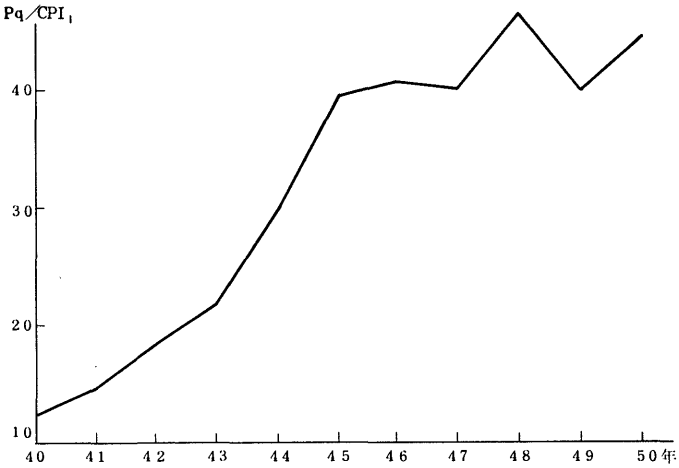
6. 灯油市場における家計の需要行動

６－１　概　　況

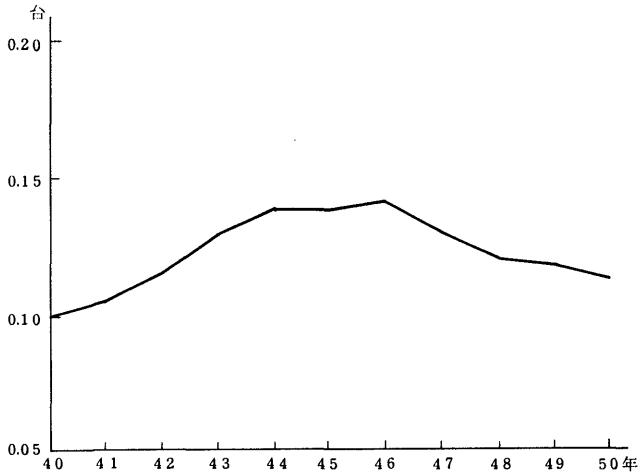
まず灯油購入量の年次別変化を観ると，昭和４０年から４０年代の半ばにかけては急速に延びていることが判る。購入量の測り方として，最初に家計調査の支出金額を灯油の価格でデフレートして実質値をとった。７図を観ると，昭和４０年から４５年にかけて，急速に灯油購入量の実質値は増大し，４５年以降横ばいに移り，４８年に不規則的に増加して，４９年にまた４７年なみの購入量に戻り，４９年から５０年にかけて再び増加するといった形をとっている。此処で顕著なことは，昭和４０年から昭和４５年にかけての急速な延びに対して４５年以降の推移が横ばいになっていることである。日本の家計における灯油購入量がこの様に急速に変化した背景には，消費の条件としての灯油の使い方の変化が考えられる。昭和４０年代までの日本の家計はほとんどの場合，暖房用にはガスストーブないし電気炬燵を使用しており，石油ストーブは以前から輸入されていたものの，その普及は極めて少量であった。ところが昭和４０年代の半ば以降，次第に国内での石油ストーブの生産が拡大し，石油ストーブが普及するようになった。それを反映して家計調査は昭和４０年から電気，ガス，石油

ストーブを一括してストーブという項目を掲上している。そこでこの項目を前述の意味合いから石油ストーブの購入量として読み取ることにする。その普及の有様を観たのが8図である。

7図　灯油購入量(年計)(家計調査)



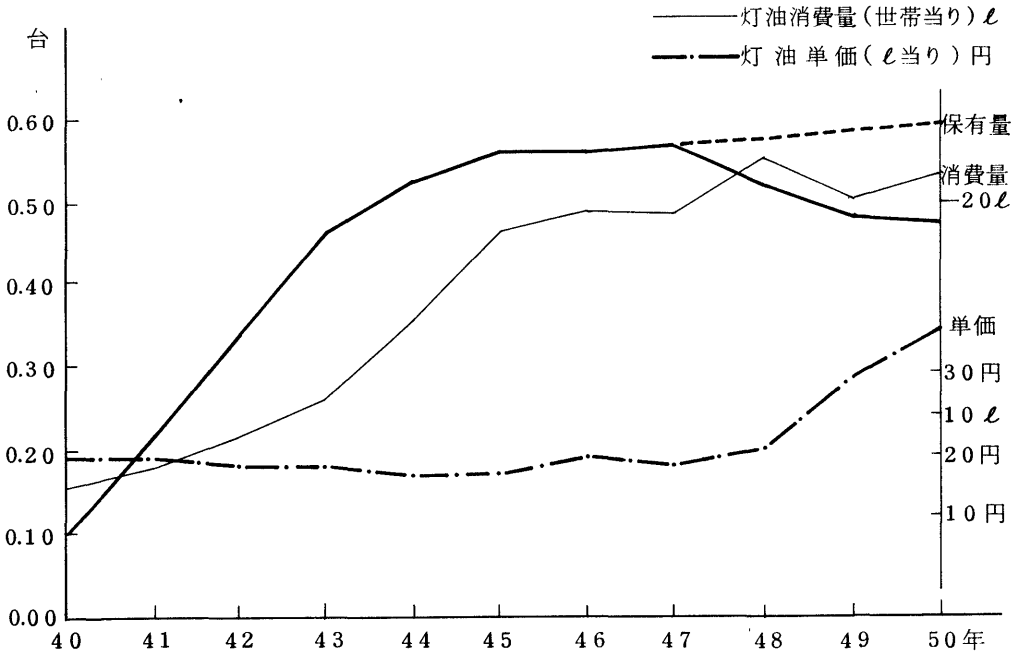
8図　ストーブ購入量(一世帯当り)



8図は世帯当りの石油ストーブ購入量を実質値で表わしている。これによると，昭和40年から44年にかけて急速に購入量が増加していることが判る。石油ストーブの購入量は昭和44年からやや頭打ちになり，昭和46年をピークとしてそれ以後は次第に減っている。これは44年から46年の間に，日本の家計は石油ストーブの普及が一巡して，それ以降は買換需要に転じたということを示している。このような石油ストーブの購入量の変化を，別の角度から，即ち，家計における石油ストーブの保有量といった形で観る必要がある。石油ストーブは言うまでもなく，耐久消費財であるから，年々の購入量がそのまま保有量になるわけではない。一度購入された石油ストーブは少なくとも

4年間は使用に耐えうると思われる。従って，今仮りに石油ストーブの耐用年数を4年と考えた場合に，昭和40年以後の各世帯当りのストーブの保有量の累積をとってみる。昭和40年以前は石油ストーブの購入量は無視出来る程度であったため家計調査にとられていない。従って家計調査に記載されるようになった昭和40年についてみると石油ストーブのその年の購入量がそのまま保有量と読み換えることが出来る。昭和41年の場合は41年の購入量と40年の購入量の和が41年の石油ストーブの保有量となる。同様にして，昭和42年の場合は40年，41年，42年の購入量の和が42年の石油ストーブの保有量となる。昭和43年になって，初めて4年分の購入量の和が保有量として表わされることになる。昭和43年以後，44年，45年については，その年を含めてそれ以前の3ケ年間（計4年間）の購入量の合算を保有量と読み換えてとってある。それを示したのが9図である。

図9　ストーブ保有量(世帯当り4年累積)



9図を観ると日本の家庭における石油ストーブの保有台数は，昭和40

年から４３年にかけて急激に増加し，更に，昭和４３年から４５年まではかなりの速度で増加している。しかし，４５年以降になると，石油ストーブの普及が一巡したことによって，４５年以降の石油ストーブ保有量，つまり，ここでの４ケ年累積台数は頭打ちの傾向を示し，昭和４７年以降はそれが減少する。ただし此処で昭和４７年以後４年間の購入量累積台数が減少しているのは，必ずしも石油ストーブの保有量が減少したことを意味しない。何故なら，この場合仮りに石油ストーブの耐用年数を４年間と仮定したが，実際には石油ストーブの耐用年数が５年，６年という風に読めるとするなら，恐らく，昭和４７年以降の石油ストーブ保有台数は４５年から４７年の推移を外挿した水準を維持していたと読むことが出来るからである（９図の点線部分を参照)。一方で，このように石油ストーブの保有量が急速に増加するということと，暖房用灯油の消費量が増加するということの間に密接な関係があることは容易に推論出来る。

灯油の使用はストーブによる暖房用のみでなく，炊事用の分もあり，更に，昭和４７年以降の消費量についてみれば，一戸建て住宅のセントラルヒーティングの普及もそれに与かっていると思われるが，その主体が石油ストーブであるということは間違いのないことである。従って，この場合家庭における灯油の消費と石油ストーブとは殆んど完全補完に近い関係を持っており，石油ストーブが普及しない間にその普及度を上廻った灯油の消費の延びがみられるということは殆んど期待出来ない訳である。このことから，９図と６図とを比較すると，９図において石油ストーブの保有量が頭打ちする時期の昭和４５年と６図における灯油購入量の伸びが頭打ちする時期昭和４５年とは一致している。このことは今述べた灯油と石油ストーブとの完全補完に近い関係を裏書きするものであろう。勿論，灯油の消費が石油ストーブと完全補完的な関係にあったとしても，それは石油ストーブの保有台数と灯油の消費量とが比例関係にあるということを意味しない。石油ストーブの保有ということは灯油の消費をうながす前提条件で

はあるが，石油ストーブがあるという条件がそなわった後に，灯油をどの程度消費するかは，家計の購買力即ち，家計所得と灯油の値段との関係から決まってくるはずである。従って石油ストーブの保有は灯油消費の前提条件ではあるが，両者の間に数量的比例関係が維持されるということにはならない。

このように考えると灯油の消費量とストーブの保有量との関係は前述の如くであるが，ストーブが保有されているという前提条件が満たされた範囲において灯油の購入量は所得とか灯油の価格とかいった経済変数に依存することになる。

次に，これらの経済変数との関係をみると，9図では石油ストーブの保有量の推計値のほかに，リットル単位で測った，即ち物的な家計の世帯当り灯油消費量が昭和40年から画いてある。この推移をみると灯油の消費量は，石油ストーブの保有量の延びが昭和43年から昭和45年にかけて延びる間に，増加率を高める形をとっている。これは恐らく昭和43年から45年の間における家計所得の延びを示している。あるいは相対価格による電気・ガスから灯油への代替の促進を示しているといった工合に読むことが出来る。昭和45年以降灯油の物的消費量の延びは鈍り，また48年から49年にかけてはその消費量がやゝ減少しており，昭和50年に至っても48年のピークには恢復していないが，この原因としては，9図に画いてある灯油価格の変化と密接な関係があることは想像にかたくない。即ち，灯油の価格は昭和40年から45年にかけてむしろ弱含みに推移しており，僅少ながらも低下を示している。ところが昭和45年以降やゝ強含みに転じ，48年までに少しく灯油価格は高まっている。その後48年から，49年，50年にかけて，これは石油ショックを反映していることは明らかであるが，灯油価格は急速な騰貴を示している。このように，昭和47年以降灯油の価格がかなり急速に高まったということと，灯油の消費量が昭和48年で頭打ちしたということとの間に密接な関係があるとい

うことは明らかである。

以上のように，年別の資料から，灯油の消費量は石油ストーブ保有量を前提条件として，即ち，石油ストーブが保有されているという条件が満たされている限りにおいては，所得とか相対価格と密接な関係をもつことが推論される。このことは，経済学的に展開される消費需要関数の形と極めて密接な関係をもつ。

ただし，所得とか，価格とか，その他の価格といった経済変数以外にも灯油の消費量を左右する要因があることは極めて常識的に推論することが出来る。

7図から9図までは，年別の消費量を観たものであるが，これを昭和40年1月以降の月別消費量を画いてみる。それが10図である。10図の消費量は1年の間で1月と12月に石油の消費量が大きく季節的な変動を示すことが判る。この季節変動というものは暖房用に関する限り，気温と密接な関係がある。そこで，気温の数字を同時に記入してみると9図のようになる。

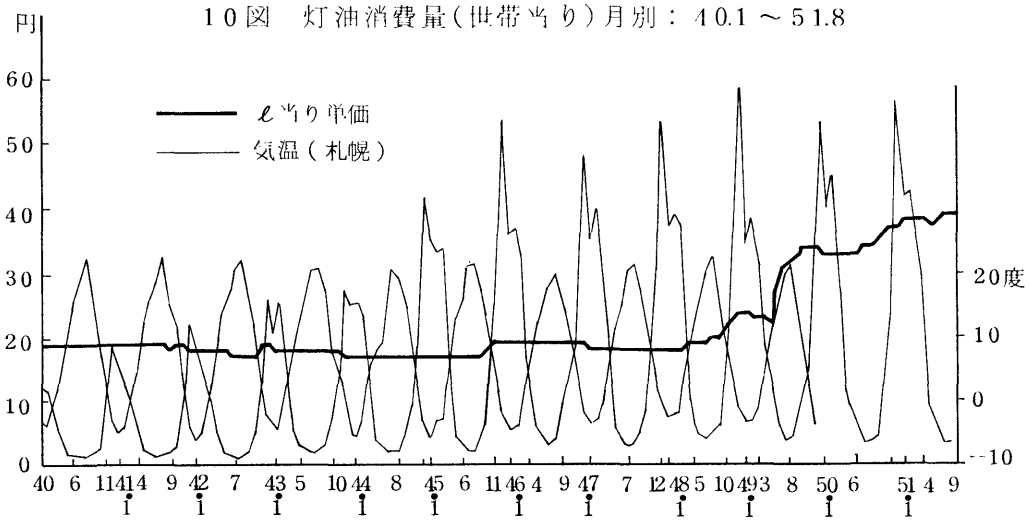
気温の月別変化と灯油消費量の月別変化との間には極めて明瞭な逆相関が認められる。即ち，気温が高い夏期には灯油の消費量が少なく，気温が低下する冬期に向って灯油の消費量が大きく増加するといった常識的な形を10図が示している。

この灯油消費量の季節変動と気温の月別変動との間の関係を観察すれば，両者の関係が極めて密接であって，灯油消費量の月別変動のほとんどは気温の変化により証明しうることが推論される。

ただし，この時系列の後半の時期について観た場合，12月の灯油消費量と1月の灯油消費量との関係，ならびに12月の気温と1月の気温との変化については逆の関係が認められる。即ち，12月には灯油を平常月よりも多く購入し，1月が最も気温の低い月であるにもかかわらず，12月に購入した灯油を1月に使うといった形を示しており，1月の灯油購入量

は１２月よりも少ない。

１０図　灯油消費量（世帯当り）月別：４０.１～５１.８



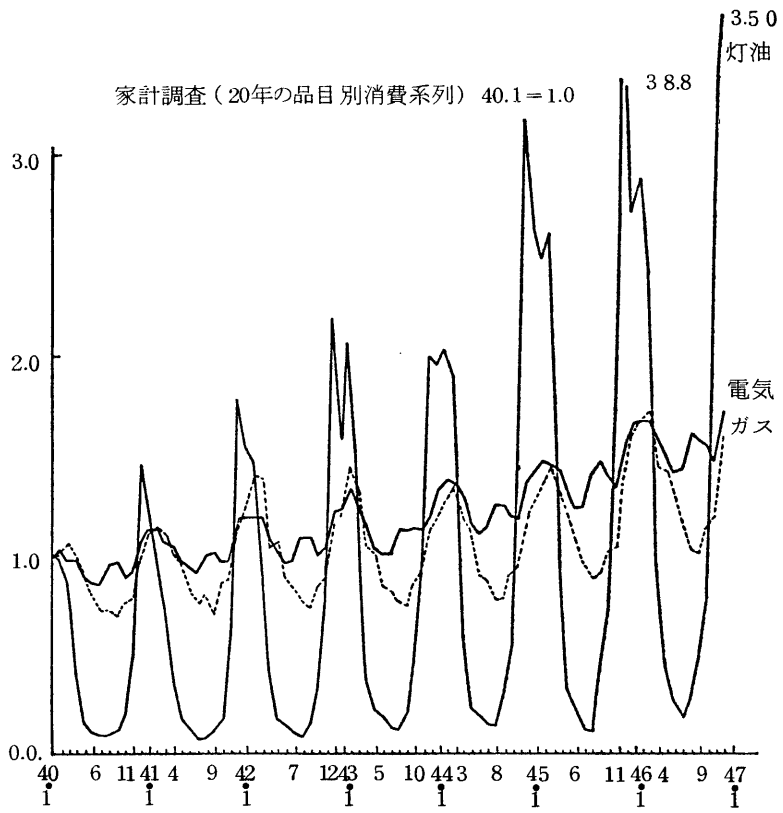
即ち，１２月と１月については気温と灯油購入量との間の規則性がみだされるということが１０図から明らかであるが，この点を除けば灯油の季節変動と気温の季節変動との間に極めて密接な関係があるということを容易に推論出来る。

一般に，灯油以外の商品について，例えばこれ迄に分析したトイレット・ペーパーとか洗剤の場合でも季節変動が認められ，そしてその季節変動は各商品に固有の性質を持っている。灯油についても必ずしも気温だけで季節変動の総てが説明されるものでないことは，１２月，１月の不規則性によって明らかであるが，なおかつ灯油の場合は，気温との関係で他の商品には観られない程密接な関係があるということが判る。

ちなみに，この季節性について，電気・ガスとの関係でみてみるとする。家計調査報告の別冊「２０年品目別消費系列」から電気・ガス・灯油の昭和４０年１月から４６年１２月までの月別消費金額を，各商品とも各々更に４０年１月を1.0として計算しなおして図示したのが11図である。これによると，一番強く季節性を表わしているのが，即ち，単純に指数化された消費金額の振幅の一番大きいのが灯油であり，その振幅

の巾は昭和４０年から４５年迄徐々に大きくなり，昭和４５年からは急激に大巾の振幅を示している。ガスは昭和４４年１２月迄は灯油の$1/3$程度の振幅であり，その振幅の上，下の頂点が，灯油のそれと１，２ケ月ずれてはいるが，一応季節性を出している。しかし昭和４５年１月からは，その振幅は昭和４０年１月から４４年１２月迄のそれと同じ大きさの巾ではあるが，その上限も下限も上昇の傾向を示している。即ち全体的に波動が上向きになっている。上記二者に比べ，電気はかすかな振幅はあるものの，その巾は昭和４０年１月から４４年１２月までは，灯油のそれの$1/6$程度であり，昭和４５年１月からは電気のその振幅巾は灯油のそれに比べおおよそ$1/10$である。ガスとの対比は前半，すなわち昭和４０年１月から４４年１２月まではガスのそれの$1/2$程度であり，後半，即ち昭和４５年１月からはおおよそガスのそれの$1/3$である。しかしながら電気はその振幅こそ僅少ながら，昭和４０年１月から４６年１２月まで全体的に上昇傾向を示している。

１１図　電気・ガス・灯油の実質金額の推移
（４０.１～４６.１２）



これ等からいっても，灯油は１００％に近く暖房用として使われており，次に

暖房用として使われているのがガスであり，電気は大半がその他の用途に使われていることが判る。そこで灯油の消費量をうんぬんする場合には，石油ストーブの普及を除外することが出来ないし，石油ストーブ保有量が灯油消費量を考慮する場合の前提条件としての性格を具備していることを認識することが出来よう。

さらに，灯油の消費金額の推移の振幅が，昭和４５年から大巾に増大して来たことは，電気のその振幅が全体的に上り調子であり，ガスのそれが昭和４５年から全体的に上向いて来たということから，電気・ガスの価格上昇による，暖房についての灯油への代替が行われたと理解する事が出来る。

６－２　需要開数の測定と財の間の補完関係 ── 準完全補完

quasi － perfect complementality －

この一連の研究では，多占理論にもとずいて物価狂乱期の市場機能の異常を検出するために，供給側の生産者行動と並んで，需要側の家計行動の変化を観るためにベルヌイ・ラプラス型に特定化された選好関数から導かれる２費目分割の需要関数を測定している。このように商品別の需要関数を実測するに当っては，商品間の補完関係を具体的に考慮せねばならない場合が生じる。前回から取り上げられているトイレット・ペーパーについては，ロールのトイレット・ペーパーが水洗便所と補完関係を持つことを前回の報告で指摘した。わが国における水洗便所の普及は昭和３０年代末からのことであるが，物価狂乱期の４８年にはすでに普及度が高まっていたから，従来型の家庭用紙との代用関係が稀薄になっており，それがトイレット・ペーパー騒ぎに拍車をかけたのであった。同様のことは洗剤についても言える。洗剤は戦前型の固形洗濯石けんに代って，昭和３０年代以降に電気洗濯機とともに普及したものであるが，家庭における電気洗濯機の使用が標準化し了った昭和４８年には洗剤はすでに必需品化しており，そのことが洗剤不足に対する主婦たちの危機感を強く刺激したのだった。

暖房用灯油に関しても，事情はよく似ている。しかし，トイレット・ペーパーや洗剤と異なるのは，暖房用ないし炊事用への灯油の使用の前提となる石油ストーブや石油コンロの普及が電気洗濯機や水洗便所よりも時期的に遅れているということである。前述のように，本研究では，トイレット・ペーパーや洗剤に対する家計の消費需要の正常型を測定するさいに，昭和４０年から４７年末までの月別時系列に需要関数を当嵌めたが，後述するように，石油ストーブの保有が家計に一巡したのは昭和４０年より後になっているため，ストーブの普及が開始されてから一巡し了るまでの時期と，普及が一巡した後の時期とでは，それとの補完関係からくる灯油需要への制約の加わり方に差異が生じるおそれがある。石油ストーブが無ければ灯油は家庭の暖房用としてほとんど役に立たないからである。

商品間の代用，補完関係は消費者選好理論展開の過程で，エジワース，[注7)] パレートいらいいろいろと論議されてきた。[注8)] 純粋理論上の論理的問題としては，総効用指標の序数性から，均衡式と切り離されたかたちでの限界効用式上での定義が意味を成さないこと，また，積分可能条件として２財間の代用・補完関係は対称でなければならぬことが指摘されてきた。

たとえば，こゝで使用されているベルヌイ・ラプラス型の限界効用式は効用指標を

8)　$U = (a_1 + q_1)^{\alpha_1} \ (a_2 + q_2)^{\alpha_2} \ (a_3 + q_3)^{\alpha_3}$

と置いたときには

9)　$\dfrac{\partial \mu}{\partial q_1} = \dfrac{\alpha_1}{a_1 + q_1} U, \ \dfrac{\partial \mu}{\partial q_3} = \dfrac{\alpha_3}{a_3 + q_3} U$

注7)　EDGEWORTH, Papers Relating to Political Economy, Volume I, sec. II. Theory of Monopoly, P. 117.

注8)　これに関しては J.R. Hicks, Value and Capital, 2nd ed. 安井琢磨，熊谷尚夫訳「価値と資本」第３章や P.S. Samuelson, Foundations of Economic Analysis などが現代の古典となっているが，詳細については辻村江太郎「消費構造と物価」（勁草書房）７章，１３章を参照のこと。

したがって

$$\frac{\partial^2 U}{\partial q_1 \partial q_3} = \frac{\partial^2 U}{\partial q_3 \partial q_1} = \frac{\alpha_1}{a_1+q_1} \cdot \frac{\alpha_3}{a_3+q_3} U > 0$$

と書けるから，1財を灯油，3財を石油ストーブと考えれば，両者の間に対称の補完関係があるように見える。しかし，9) 式を限界効用均等式に代入すれば

$$10) \quad \frac{\partial U}{\partial q_1} \Big/ \frac{\partial U}{\partial q_3} = \frac{\alpha_1}{a_1+q_1} U \Big/ \frac{\alpha_3}{a_3+q_3} U = \frac{\alpha_1}{a_1+q_1} \Big/ \frac{\alpha_3}{a_3+q_3} = \frac{P_1}{P_3}$$

とμが消去されてしまうから，両財間の見掛け上の補完関係は消費行動には影響を与えないことが確認される。あるいは，本誌の牧論文で指摘されているように，10) 式の限界代替率と全く同じものが，8) 式の右辺の対数をとったもの

$$8)' \quad U = \alpha_1 \log (a_1+q_1) + \alpha_2 \log (a_2+q_2) + \alpha_3 \log (a_3+q_3)$$

という効用指標からも得られるが，8)' からの限界効用式は

$$9)' \quad \frac{\partial U}{\partial q_1} = \frac{\alpha_1}{a_1+q_1}, \quad \frac{\partial U}{\partial q_3} = \frac{\alpha_3}{a_3+q_3}$$

したがって

$$\frac{\partial^2 U}{\partial q_1 \partial q_3} = \frac{\partial^2 U}{\partial q_3 \partial q_1} = 0$$

となり，1財と3財とは見掛け上，独立財となってしまう。したがって，さきの9)のような表示は，実質的な意味をもちえないのである。

しかし，経験的な事実として，灯油と石油ストーブとの間に密接な補完関係があることは無視できないから，それを考慮に入れた理論的処理が工夫されねばならない。この理論的イメージは前節で述べた需要関数の実測作業における試行錯誤の過程で序々に固まったものであり，机上の抽象思考から先験的に得られたものではない。

補完関係の極端な例としてアービング・フィッシャーは馬の頭と胴，

鉄砲の銃身と引金というような完全補完の場合をあげたが，これはW・レオンティエフ[注9]が後に指摘したように完全代替の場合とともに，一括して一つの財を構成するケースとして実際上は処理されるべきものである。これをトイレット・ペーパーと水洗便所，洗剤と電気洗濯機，灯油と石油ストーブ，などの場合と比較すると，これらの間の補完関係は強度ではあるけれども，フィッシャーの例ほどではないことに気付く。ここでの補完関係の特徴は，灯油が無ければ石油ストーブは役に立たないし，石油ストーブが無ければ灯油は暖房用として無用であるけれども，両者間の結合比率は，銃身と引金の場合のように厳密に固定されているとは言い難い。トイレット・ペーパーと水洗便所，洗剤と電機洗濯機，の場合も結合比率が固定されない点は同様である。

実用できる範囲で，小型の石油ストーブが1台でもあれば灯油暖房は可能になるから，灯油の限界効用は有限値をとることができる。また小型ストーブを焚きづめに焚くこともできるし，大型ストーブで加減しながら焚いてもよい。ストーブの台数なり容量が大きいほど灯油の効用は大きいかもしれないが，少なくとも小型ストーブの1台でもある場合と，1台も無い場合とでは状況は全く異る。つまり最低必要臨界量を満たすだけのストーブ容量があるか無いかで，暖房用灯油は効用を持たなかったり持ったりする。逆に，最低必要臨界量だけの灯油も無いのなら石油ストーブは無用であるが，比較的少量でも灯油の消費が継続的に可能であれば，石油ストーブは効用を持つことができる。ということは，1対の各財の量がそれぞれ相手に対しての最低必要臨界量を越えた範囲では，両財間の関係は代用と補完の両要素を同時に含むことになる。一定以上の量の範囲では，灯油消費量を増減することと石油ストーブの容量ないし台数を増減することと

注9) W.W. Leontief, The Structure of American Economy 1919～1939, Oxford University Press, 1951, PP37—41. この部分は当産業研究所KEO参考資料「実証科学としての経済学」に訳出してある。

の間に選択の余地を生じるからである。そして，ヒックスいらい指摘されているように，曲率ゼロと無限大との中間にある，通常の教科書にあるような2財間の無差別曲線は，代用と補完の両要素を含むと理解される。そのためには，両財間の限界代替率が連続的に変化すればよいので，各財の限界効用式が形式上，相手の財の量との交叉項を含まず，9)' 式のような独立財のかたちをとっていても，その要請を近似的に満たすことができることはいうまでもない。

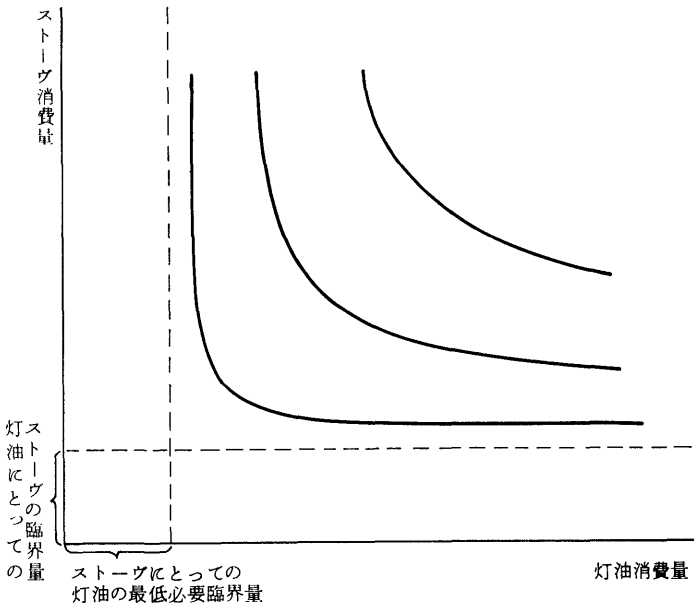
いまの例のような場合，1対の両財の，それぞれ相手に対する最低必要臨界量が厳存するという範囲では両者は完全補完的であるが，その条件が満足されて以後は完全補完的ではない。その意味で，このような1対の両財は互いに準完全補完的であるといえよう。フィッシャーの例に即して言えば，銃身と引金は完全補完であるが，鉄砲と弾丸は準完全補完だということになる。準完全補完的な1対の財の場合，ストーブ利用可能量が灯油に対しての臨界量に達しないときは灯油の限界効用はゼロだし，灯油の利用可能量が石油ストーブの側からみて臨界必要量に達しなければストーブの限界効用はゼロだから，どちらの場合にも両財間の無差別曲線は描けない。

両財の間で無差別曲線が描けるのは，各財の利用可能量がこの臨界量を越えた後のことになるから，これを図示すれば12図のようになる。[注10)] つまり，このような場合，無差別曲線群 indifference map の原点は各財の数量零の原点ではなく，各財の臨界線の交点となり，その右上方の象限だけが選好可能領域となる。これが準完全補完財の間の無差別曲線図の定型であると言ってよいであろう。暖房用灯油と石油ストーブとの間の関係は，次図のように表現されると考えることができる。

しかし，実際問題として水洗便所とトイレット・ペーパーとの間の関係はやゝ異るかもしれない。水洗便所を故障なく使用するためには水溶性の

注10）12図の形式は辻村江太郎「経済政策論」（筑摩書房）で「必需」概念との関連で導入されたものと見掛け上は同じである。

１２図

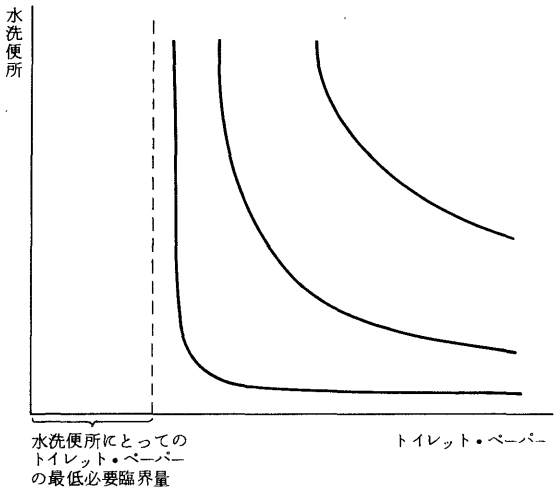


のトイレット・ペーパーが不可欠であるが，水溶性のトイレット・ペーパー自身は水洗便所でなく旧型の便所だけしか無い場合でも使用不可能という訳ではないからである。もちろん水溶性のトイレット・ペーパーの方が在来型のチリ紙よりも高価であるとすれば，旧型便所には在来型のチリ紙が使用されるであろうが，消費の技術的制約による補完性に限って言えば，水洗便所が水溶性の紙を必要とするほどには，水溶性の紙が水洗便所を必要とはしないと考える余地がある。

このような片側準完全補完の関係の可能性を考慮すれば，水洗便所にとっては水溶性トイレット・ペーパーの最低必要臨界量が存在するけれども，トイレット・ペーパーにとって水洗便所の最低必要臨界量は存在しないことになる。そのような場合，トイレット・ペーパーの限界効用は水洗便所が存在しない時でも有限値をとりうるから，両財間の無差別曲線図は１３図のように描けるであろう。電気洗濯機と洗剤との関係についても類似の事を考慮する余地があるが，どちらかと言えば，石油ストーブと灯油(１２図）の関係に近いように思われる。

但し，１２図や１３図を描くとき，１対の両財間の補完性にのみ注目したが，実際には各財自身の必需性をも考慮せねばならない。いま或る財が

図１３



生活必需品であって，一定量以上の使用が可能でなければ生活が維持できないと言うのであれば，その量がその財自身としての最低必要臨界量となる。使用可能量が次第に減って臨界量に近付けば，ジュボンス[注11)]が食料について指摘したように，その財の限界効用は無限大に近付き，臨界量以下では限界効用が定義できなくなる。したがって他財との限界代替率もまた定義できなくなる。２財の双方が必需財であるときには，その２財間の無差別曲線図は１２図と類似の形になろう。但し，その場合の最低必要臨界量は，相手の財に対するそれではなく，各財自身としてのそれである。実際には，２つの意味の最低必要量臨界量が混じったかたちで家計の消費行動を拘束することになるであろう。

今仮りに，都心の住民にとって，水洗以外の便所の利用が許可されないという環境衛生上の規制があれば，おそらく水洗便所は生活必需品としてそれ自身の最低必要臨界量を持つであろうから，トイレット・ペーパーとの間の補完性の表現としては１３図のような無差別曲線図が考えられるとしても，実際には１２図のようなかたちが現れることとなろう。

家計調査等の観測資料に現れる消費実績を，選好関数から導かれる需要関数によって再現しようとするとき，必需性に基く最低必要臨界量と準完全補完性に基く最低必要臨界量とを識別することは，おそらく困難であろ

注11) ジュボンス，the Theory of Political Economy, 2nd ed. 1871.（小泉信三ほか訳「経済学の理論」，日本評論社，昭１９）の第３章参照

うから，これら2つの要素が混合した結果が見掛け上の各財の必要度として測定されることになる可能性も考えられるのである。

選好関数をベルヌイ・ラプラス型に特定化したとき限界効用式は前述のように，

$$9)' \quad \frac{\partial U}{\partial q_i} = \frac{\alpha_i}{a_i + q_i}, \quad \alpha_i > 0$$

と書けるが，a_i が負値をとるときには，$|a_i| < q_i$ でないと限界効用式としての意味を成さなくなり，消費量 q_i が $|a_i|$ に近付くと限界効用は無限大に近付く，という意味で負の a_i がその財の必需性を示すことは，すでに前回の報告いらい繰返し指摘した。しかし，上述のように，他財との間の準完全補完性も見掛け上はその財自身の必需性と，理論上は同型式になるのだとすれば，準完全補完性も選好パラメター a_i の値に反映されることになる。そして，必需性によって2財I，Jそれぞれの a_i，a_j が負値をとるとき，$|a_i| \geqq q_i$，$|a_j| \geqq q_j$ の界域では選好関数が定義できず無差別曲線が描けない，というのと全く同様に，I財とJ財との間の準完全補完性によって a_i，a_j が負値をとるときも，$|a_i| \geqq q_i$，$|a_j| \geqq q_j$ の界域では，各財に対する需要関数は成立しないことになるのである。

この準完全補完の概念による補完関数の処理は，古典的な代用・補完概念のように，効用指標の交叉微分項 $\frac{\partial^2 U}{\partial q_i \, \partial q_j}$ の存在を前提しないから，積分可能条件からする代用・補完関係の対称性 $\frac{\partial^2 U}{\partial q_i \, \partial q_j} = \frac{\partial^2 U}{\partial q_j \, \partial q_i}$ をも必要としない。そのことは先のトイレット・ペーパーと水洗便所との間に片側準完全補完を考える余地があったことからも明らかである。

目下の研究主題に則して，もう一つ考慮せねばならないのは，トイレット・ペーパーに対する水洗便所，洗剤に対する電機洗濯機，と同様に灯油の相手である石油ストーブもたまたま耐久財だという事である。

同じ月に灯油と石油ストーブが同時に購入されるということも，勿論あ

りえようが，石油ストーブや石油コンロを小刻みに毎月購入することはなく，一度購入されたストーブは耐用年数の間はストックとして継続使用されるのが普通である。それに対して，灯油はどちらかというと，フローのかたちで炊事用や暖房用に購入される。

わが国の場合，一般的には石油ストーブはどちらかと言えば新商品として昭和３０年代の末期から普及しはじめたから，その存在を認知するまで消費者は石油ストーブを購入しない。個別家計ごとに観れば，普及が一巡するまでの間は，石油ストーブを購入し保有している家計とそうでない家計とが混在することになる。上のように，灯油(I)の限界効用が意味をもつのはストーブを保有している家計のみであるから，ストーブを保有していない家計については灯油に対する需要関数は成立しない。

こゝではジュボンス以来の実証分所の作法として，平均的家計の消費行動に対応するものとしての選好関数を考えているから，一部の家計についてのみストーブが保有され他の家計ではそうでない状態の下では灯油に関する選好関数，したがって需要関数を考えることは無理が生じる。そこで，理論的に導出された灯油の需要関数を時系列資料に当嵌める際には，石油ストーブの普及が一巡し了った時期以後の系列を選ばねばならぬことになる。

６－３　灯油の需要関数の導出

今迄述べてきたことを経済学的に理解した場合には，暖房用灯油の必要量は気温の低い時に高く気温の高い時に低いという関係は，灯油に関する限界効用曲線の高さが気温と共に変位することを示唆している。したがって，この場合，需要関数を導くに際し，この気温の変化を限界効用関数の中に導入する必要があることは明らかである。そして，限界効用関数をベルヌイ・ラプラス型に特定化した場合に，その気温の変数は次のような形で入るのが適当であろう。

$$11)\quad \frac{\partial U}{\partial q_1} = \frac{\alpha_1}{a_{10}+a_{11}\ t + q_1}$$

今　11)式のように気温の項を含んだ限界効用関数を用い，これを限界効用均等式に代入すれば次のようになる。

$$12)\quad \frac{\alpha_1}{a_{10} + a_{11}\ t + q_1} / P_1 = \frac{\alpha_2}{a_2 + q_2} / P_2$$

この限界効用均等式と収支均等式

$$P_1\ q_1 + P_2\ q_2 = Y$$

を連立して解けば灯油に関する消費需要関数が導かれるが，限界効用式に気温が含まれたために，この灯油に関する消費需要関数は気温の項を含むことになる。そして限界効用関数に含まれる気温の変数が11)式でみたように位置付けられることによって，消費需要関係を導いた時の灯油を含む項には所得も価格も関係しないといった形が出来上る。つまり，限界効用関数の定数項の値に気温が関係するというように特定化した場合には，消費需要関数を導いた時に，気温という変数は定数項に含まれて所得とか，相対価格の項には含まれないことになる。

需要関数を当て嵌める時に，実際にどの変数が最もよく説明力をもつかということは，当て嵌めた結果を観るより他はない。今，これ迄の考察から明らかなように，直接関係する変数としては家計の可処分所得，灯油の価格ならびにその他の価格，それと気温とである。更に，先に述べたように石油ストーブの保有台数と，灯油の消費との間には関係がある。少なくとも，石油ストーブが保有されていることが灯油消費の前提条件となるということは明らかであるので，石油ストーブの保有台数も変数にとってみる価値がある。

更に，月別の需要関数を当嵌める場合に，前述のように灯油消費の月別変動の殆んどは気温の変化によって説明されると思われるが，一般に，各商品の消費量の季節変動は，かなり多数の要因，即ち，消費の慣習的なタ

イミング，例えばボーナス期における購入量の増加とか，あるいは自然現象以外の季節的な要素に左右されることもあり得るのである。したがって，灯油の消費量，所得，価格，その他について，各月の生のままの数字を入れることと同時に，各変数についてあらかじめ季節調整を行って，季節調整を行った変数間の関係を観るということも必要である。したがって，それに基づいて各種の変数の組み合わせを次のように考える。その結果当て嵌めるべき式の種類は5種類になる。

(13−1)　$y_1 = a_5 X_5 + a_7 X_7 + a_0$

(13−2)　$y_1 = a_5 X_5 + a_7 X_7 + a_8 X_8 + a_0$

(13−3)　$y_1 = a_5 X_5 + a_7 X_7 + a_8 X_8 + a_{10} X_{10} + a_0$

(13−4)　$y_2 = a_6 X_6 + a_7 X_7 + a_9 X_9 + a_0$

(13−5)　$y_2 = a_6 X_6 + a_7 X_7 + a_9 X_9 + a_{10} X_{10} + a_0$

y_1 … 灯油のなまの消費量

y_2 … 灯油の季節調整済み消費量

X_1 … 灯油の価格（CPI，50年ベース）

X_2 … その他の価格（CPI，総合）

X_3 … なまの可処分所得

X_4 … 季節調整済み可処分所得

X_5 … X_3 / X_1

X_6 … X_4 / X_1

X_7 … X_2 / X_1

X_8 … なまの月別気温

X_9 … 月別気温の月別平均値からの偏差

X_{10} … 石油ストーブ保有量（4年累積）

6−4　需要関数の当て嵌め

前章の最初に記した需要関数式（13−1）〜（13−5）に月別資料を当て嵌めた結果は次のとおりである。

(13−1) $y_1 = 0.002496\frac{X_3}{X_1} + 225.190\frac{X_2}{X_1} - 0.0002075$

標準誤差	(0.000545)	(322.267)	(290.90)
t value	(4.58)	(0.699)	(0.713)

$\overline{R} = 0.511$ $S = 385.36$

(13−2) $y_1 = 0.001987\frac{X_3}{X_1} + 558.837\frac{X_2}{X_1} - 37.30X_8 - 163.80$

標準誤差	(0.000261)	(154.280)	(2.086)	(138.26)
t value	(7.63)	(3.622)	(17.88)	(1.185)

$\overline{R} = 0.913$ $S = 183.13$

(13−3) $y_1 = 0.00202\frac{X_3}{X_1} + 235.49\frac{X_2}{X_1} - 36.925X_8 + 290.114X_{10}$

$+ 37.021$

標準誤差	(0.000264)	(411.88)	(2.137)	(342.55)
	(274.59)			
t value	(7.654)	(0.572)	(17.279)	(0.847)
	(0.135)			

$\overline{R} = 0.912$ $S = 183.41$

(13−4) $y_2 = 0.00756\frac{X_4}{X_1} - 988.938\frac{X_2}{X_1} - 41.271X_9 + 246.55$

標準誤差	(0.00197)	(604.573)	(15.934)	(293.84)
t value	(3.832)	(1.636)	(2.590)	(0.839)

$\overline{R} = 0.782$ $S = 159.80$

(13−5) $y_2 = 0.00816\frac{X_4}{X_1} - 1495.897\frac{X_2}{X_1} - 41.115X_9 + 307.02X_{10}$

$+ 535.625$

標準誤差	(0.00206)	(783.78)	(15.932)	(302.157)
	(408.96)			
t value	(3.964)	(1.909)	(2.581)	(1.016)
	(1.310)			

$\overline{R} = 0.78$ $S = 159.78$

上記の結果を観ると，所得とその他の価格の変動だけを説明要因とした（13－1）式では最もフィットが悪く，この二変数だけでは灯油の消費量の変化は説明出来ないことが明らかとなった。さらに所得と灯油消費量に季節調整調済み数値を入れた（13－4），（13－5）式は共に相関係数が0.7代で満足いく結果は得られなかった。最も当て嵌めのよかった回帰式は(13－2)式で相関係数は0.913を得た。このことから灯油の需要関数を云々する場合，季節調整を行うことは意味がないことが明らかとなった。

当て嵌めの最もよかった（13－2)式は，なまの所得とその他の価格ならびに気温を説明変数として持っている。そして（13－1)式でみたように説明変数が所得とその他の価格であった時には相関係数が0.511と非常に悪い結果を示した。このことから，（13－2)式の相関係数を0.913と押し上げた要因が気温の変数に大きく依存しているものと思われる。

そこで再度，気温と灯油消費量の関係を10図でみてみると，明らかにはっきりした逆相関を示している。ただ，気温の一番低いのが1月であるのに灯油の消費量は一番多い月が12月と1ヶ月前にずれている。そこで，需要関数（13－1)式の気温の変数X_8に前述の現象通りの数値を当て嵌めてみる。即ち，X_8 の12月の数値に翌年の1月の気温を入れ，同関数の1月の数値は前年12月の気温を入れる。その結果

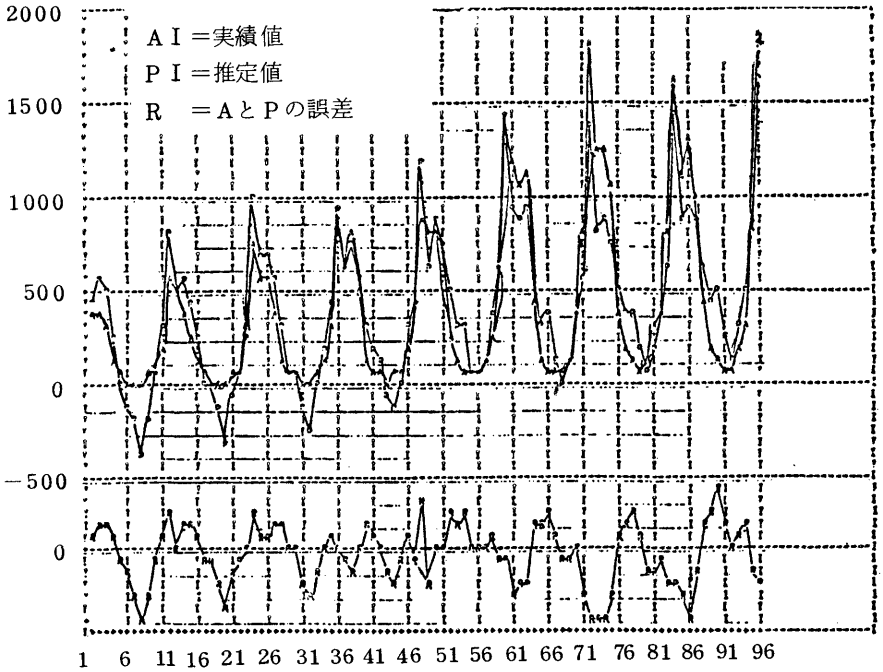
$$(13-2-1)\quad y_1 = 0.00157\,\frac{X_3}{X_1} + 682.24\,\frac{X_2}{X_1} - 37.30\,X_8 - 218.50$$

標準誤差	(0.000273)	(160.279)	(2.178)	(142.67)
t value	(5.751)	(4.257)	(−17.165)	(−1.572)

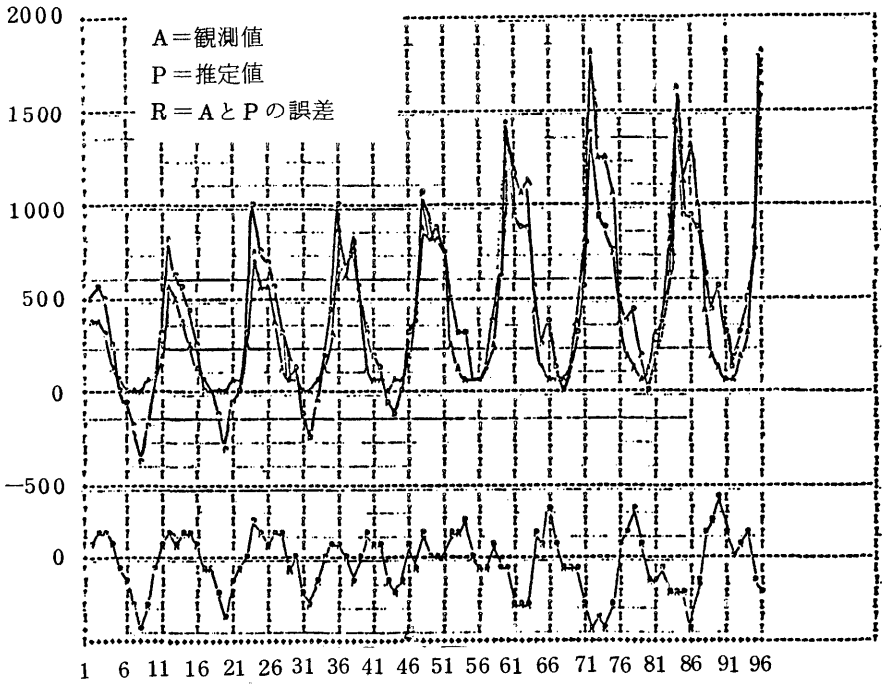
$\overline{R} = 0.822$　　$S = 188.99$

となり。（13－2)式よりその精度はおちる。これは，12月と1月の気温を逆にした為めかえって他の変数との間にマルティ・コリニアリティが生じ$\overline{R}$の値を下げたものと思われる。

14図(13−2−1) 式による推定値と実績値ならびにその誤差



15図 (13−2) 式による推定値と実績値ならびにその誤差



この（13−2−1）式による推定値と実績値の変化ならびにそれ等の乖離をみると１４図となる。

同じようにして（13−2)式による推定値と実績値の推移をみると１５図のようになる。この１４図と１５図を比べてみると，１４図は１２月と１月の気温を代えて灯油の消費量の推移に合わせたせいか，実績値と推定値が同値をとった月が１５もある。それに比べ（13−2)式による推定値と実績値の間には同値をとった月がわずか１０しか数えられなかったが，全体的にその誤差のばらつきは（13−2)式による方が即ち１５図の方が少ない。そのことが前に述べた相関係数の相違となって表われている。さらに，14，15図を観ると昭和40年1月から44年12月までは両図とも推定値の方が実績値よりも上限は大きい値を下限は小さい値をとっている。即ち振巾が実績値より推定値の方が大きい。そして，昭和４５年はほぼ両値とも接近しているが，４６年から４７年へと上限値についてはむしろ実績値の方が大きく，下限値はその反対に実績値より推定値の方が上廻っていく傾向をみせている。即ちその振巾は４０年から４４年までのそれとは逆に，実績値の方が推定値の振巾より大となっている。

このことは，灯油の消費量が，その需要関数決定のための観測期間の昭和４０年１月から４７年１２月までの間の前半で，即ち昭和４０年１月から４４年１２月にかけて急上昇で増加していること，そして昭和４５年以降はほぼ同じ水準ででこひくしていることのために生じたものと思われる。（７図参照）即ち，昭和４０年から４４年にかけて推定値の振幅は実績値のそれより大きく，４５年以降はその反対に実績値の振幅の方が推定値のそれより大きくなったのである。

そこで，灯油の購入量が顕著に増え出す昭和４３年から観測期間としてみる。しかし灯油は前述した通り，その用途が暖房用のため，１2，３月と１1，１２月に１年の消費量の８割強を消費している。そこで，４３年１０月から４７年１２月までの月別数値を相関係数が一番高かった（13−

2）式（$\bar{R}=0.913$）に代入して需要関数を測定すると次のとおりとなる。

$$(13-2-2)\quad q_1=\frac{0.00192215Y+677.36248P_2}{P_1}-50.5756T-177.42657$$

標準誤差	0.00026126	401.011	2.75867	438.817
t value	7.357	1,689	−18.333	−0.404

$\bar{R}=0.948$　　$S=166.12$

（13−2−2）式は今迄の需要関数の中で一番決定係数の高い良好な式である。

6−5　灯油需要の弾性値，a_{10} ならびに消費者の購入市場感応弾性の変化

前節で決定された灯油の需要関数（（13−2−2）式）を用いて，年平均で価格弾性$\left(\frac{-(AY+BP_2)}{P_1\ q_1}\right)$所得弾性$\left(\frac{AY}{P_1\ q_1}\right)$ を測定すると下記の15表のごとくなる。

15表

年	価格弾性	所得弾性
46	−1.724	0.595
47	−1.983	0.711
48	−1.793	0.669
49	−1.445	0.615
50	−1.505	0.571
51	−1.359	0.513

15表によると，価格弾性は46年，47年，48年に1.724　1.983，1.793とほゞ1.8前後を示している。しかし，49年になると，1.4となり前3年に比べ非弾力的になり，50年においてもなお，1.5を示し平年の1.8前後に戻っていない。一方所得弾性はというと平常時にはほぼ0.6前後を示しているが，購買意欲が強まったと思える49年においても0.615とほゞ平年並みである。

今度は角度を変えて，実績需要量と推定値の差を灯油の需要関数の定数項Dの変化として捉えてみる。定数項Dは選好パラメター a_{10} を持つほか，所得，その他の価格，気温以外の世帯員数，習慣形成その他もろもろの条件を一括含んでいる。

Dの計測結果は１６表のとおりである。これによると，４６年から４８年までは，平常時の需要関数と同じく，数値こそ違え負値をとっている。しかし，４９年から正値をとり始め，５０年においても正値となっている。

そこで，Dに含まれる選好パラメターa_1を計測してそのDの変化の意味合いを一層鮮明にしてみる。

１６表

年	D	a_{10}
46	−100.676	+100.867
47	−212.632	+213.037
48	−165.632	+165.947
49	+ 92.852	− 93.029
50	+ 53.427	− 53.325
51	+121.493	−121.493

灯油の需要関数（13−2−2）式と選好パラメターα_1，α_2，a_1，a_2 との対応は

$$q_1 = A\frac{Y}{P_1} + B\frac{P_2}{P_1} + CT + D$$

$$q_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_1+\alpha_2}\frac{Y}{P_1} + \frac{\alpha_1 \quad a_2}{\alpha_1+\alpha_2}\frac{P_2}{P_1} - \frac{\alpha_2 \quad a_{11}}{\alpha_1+\alpha_2}T - \frac{\alpha_2 \quad a_{10}}{\alpha_1+\alpha_2}$$

である。

この対応関係から，（13−2−2）式に示された平常時の諸係数A，B，C，Dの実測値にもとずいてa_{10} を計算することが出来る。その際洗剤などの場合と同様に需要関数がα_1およびα_2 に関して零次同次であることと，誘導型パラメターの分母がつねに$\alpha_1+\alpha_2$ となるベルヌイ・ラプラス型を用いていることから選好パラメターの数値をノーマライズする規準として$\alpha_1+\alpha_2=1$ を採用する。この結果得られた，選好パラメターa_{10} は１６表のとおりである。（１６表参照）

選好パラメターa_{10} は限界効用式の分母に入っていることから，$a_i>0$ のときは消費量$q_i=0$ でも正値をとり得る。しかし$a_i<0$ のときは $q_i>|a_i|$ でないと正の限界効用が成立しないから，実際上，消費量q_i は $|a_i|$以下になり得ないという制約が生じ，$|a_i|$ が緊急最低必要量という意味をもってくる。

１６表によれば，灯油の選好パラメターa_{10}は，内挿期間の４６年，４７年と外挿期間の４８年には正値をとるが４９年から負値に転じ，その負値は５０年に継続されている。このことは，４９年から緊急度が昂まったことを示している。さらに，このことを消費者の購入市場感応弾性

$$\frac{\lambda q_1}{\nu}=\frac{AY+BP_2}{P_1(q_1-CT-D)}-1$$

を計算することによって，解明してみる。（１７表参照）

１７表

年	$\lambda q_1/\nu$
46	− 0.062
47	＋ 0.028
48	− 0.009
49	− 0.214
50	− 0.175
51	− 0.220

購入市場感応弾性を示した１７表によると，４６年，４７年，４８年までは(−)，(+)，(−)，と符号は変化しても，その誤差範囲である0.05以内にほゞ収まっている。４９年になって，−0.214と買手負占が顕著に現れている。このことは購入量の表面的変化だけでは追えなかった灯油の買急ぎが選好パラメタa_{10}の変化や購入市場感応弾性の変化によって初めて，裏付けられたと言えよう。

7. トイレット・ペーパー[注12)]，洗剤[注13)]，灯油の季節性の比較

トイレット・ペーパーはその用途から言って，各家庭で四季を通じて必要と思われる。しかし，実際に，購入量を月別にとって観ると明らかに，平常時はどの年も３月，１２月に購入量は増加し，反対に１月，８月に減少している。１２月に購入量が増えるのは，ボーナス期でもあり，また，平常の消費量の倍近く購入してもその程度であったなら，各家庭で収納可能な量である。したがって，１月に減少することも，１２月の増加に合まって理解出来る。しかし，５月，７月の夏期ボーナス期に年平均より減少しており，８月

注12) Keio Economic Pevicw №1，Ⅰ−２拙稿を参照

注13) 本稿　４章を参照

には，１月並みの数値を示していることから，この変動を，所得だけ，ないしはその他の価格との相対比に依存しているとのみ言えない。直接の季節効果という事も考えられる。そこで，実際に需要関数に当て嵌める際，生の数字と，季節指数によって季節性を除去した数値を代入して計測したところ明らかに，後者の方が精度の高い結果を得た。このことから，トイレット・ペーパーの消費量の変動は直接の季節効果にも依存しているということが言える。

同じように，洗剤についてその季節性を観る。洗剤は前記のトイレット・ペーパー以上にその使用目的は限定される。そして季節性においても当然，夏期に多いと考えられる。しかし，実際に平常時の購入量を月別に観ると，確かに７月と１２月に増加が見られるが，その他の月とのその差が，トイレット・ペーパーにおけるそれより小巾である。そこで，実際に需要関数に当て嵌めて，所得や，その他の価格以外による季節性の影響を調べてみたところ，トイレット・ペーパーの時と同じく，季節調整済みの数値を使用した方がはるかに需要関数の精度が高かった。

この事から，トイレット・ペーパーならびに洗剤においては経済変数では説明しきれない生の季節効果に影響されることが明らかとなった。

しかし，その使用目的から第二者より一層明確に季節性が存在すると思われる灯油については，所得の項と数量の項に，実際に．生の数値と季節調整済み数字を代入して需要関数を計測[注14)]すると，明らかに生の数値を使用した方がその精度は高かった。しかし，灯油の場合は盛夏期である７月，８月の消費量を完全にカバーできなかったところから，需要関数そのものをもう一考する必要がある，という問題点を残しているので，今回の分析だけで季節性をうんぬんすることは早計とも思われる。しかし一応此の段階までで季節性について述べるなら，如何なる財についても季節修正済み数値を使うことが可とすることはできないし，むしろ季節性のあり過ぎる財については特にそのことが妥当するように思われる。したがって，需要関数の当て嵌めの際に

注14)　本稿６章４節参照

は，如何なる商品といえども必らず，一応季節修正済数値をも代入して，生の季節効果をチェックすることは需要分析に必須のことと思える。

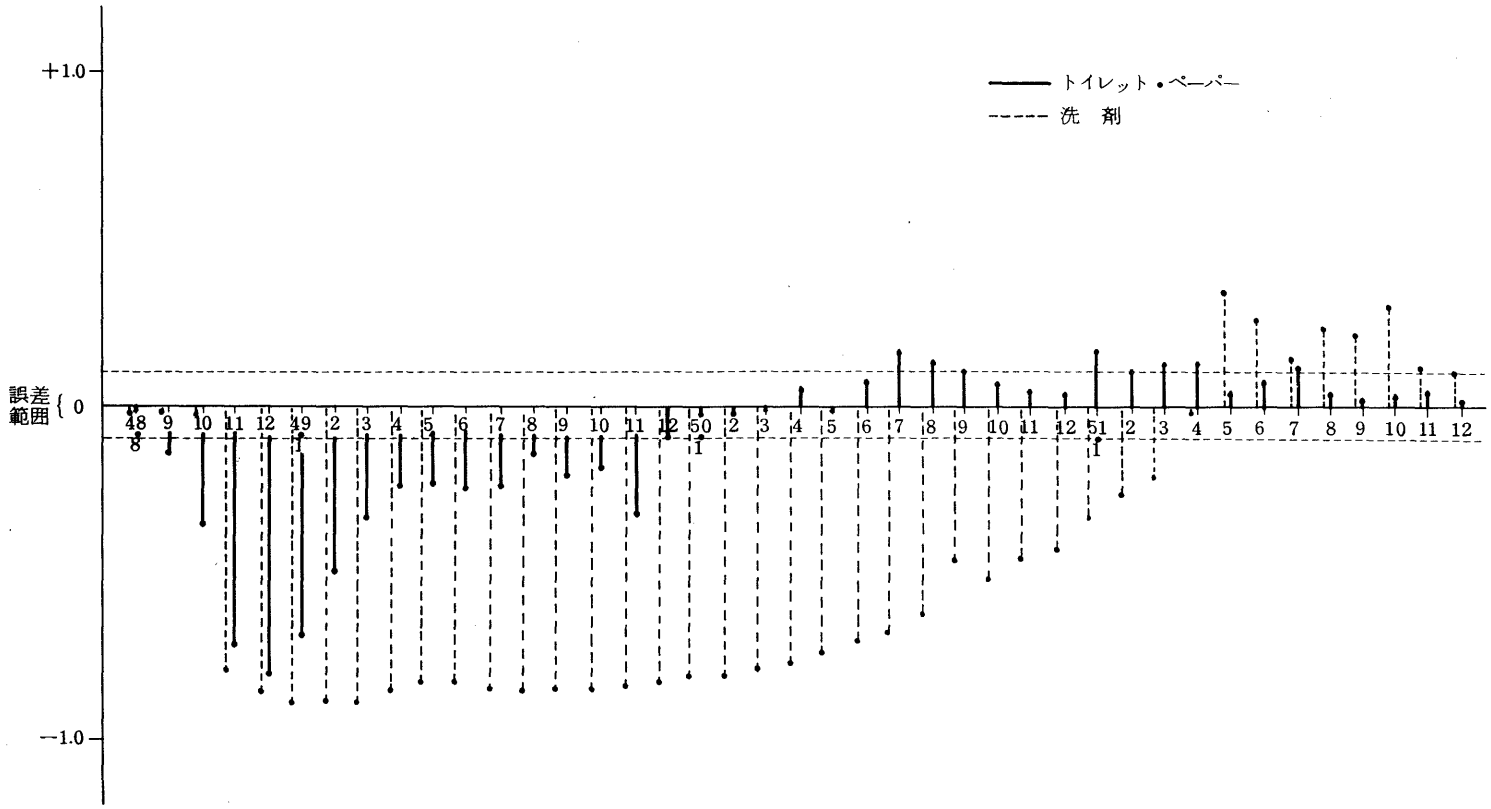
8. 多占市場分析から見た市場機能麻痺の発生と収束

１９７３年秋から'７４年春に生じた物価狂乱と，それにつゞいて１９７４年，'７５年に観られたマイナス経済成長率，つまりスタグフレーションの傾向が世界的規模のものであることは冒頭に述べたが，わが国経済に視野を限ったとき，１９７７年現在までにスタグフレーション傾向が収束しているか否かを判定するのが本研究の主題であった。この研究では，スタグフレーション期の市場機能麻痺の主要因を市場の急性多占化によるものと見て，選ばれた三商品の消費市場における急性売手多占，急性買手負占の発生とその収束過程を実測した。たゞ本稿では，資料の制約から売手側の分析が予定通りに行えなかったので，消費者である家計の買手負占の状況を検討するにとどめざるを得なかった。

名目需要の異常超過の下では，売手間競争圧力が異常低下し，売手が多数あっても，個々の売手があたかも独占者のような地歩に立つ。それと対称的に，買手間競争圧力は異常に高まり，需給均衡下のそれとは比較にならぬほど個々の買手は買い焦せることになる。この「買い焦せり」的地歩を買手負占と呼んでいるのであるが，買手負占の程度は購入市場感応弾性によって測られる。

分析結果をまとめれば以下のようである。１６図に観るように，昭和４８年８月まで消費者の購入市場感応弾性の測定値は，各商品とも，誤差範囲にとどまっていたのが，トイレット・ペーパーについては４８年９月から有意の負値をとりはじめ，４８年末から４９年初めにかけて異常に高い負値を示した。購入量の表面的な動きからの判断として「国民生活白書」などでは昭和４８年１１月にトイレット・ペーパーに関する消費者パニックが起き，同年中に鎮静したかのように報告されている。しかし，理論分析の結果は，す

１６図　消費者の購入市場感応弾性の変化（昭和４８年８月～同５１年１２月）



でに４８年９月から「買い焦り」の兆候があり，１０月にはすでにパニック状態になっており，４８年１１月，１２月から翌５０年１月にかけて最高潮となり，その後次第に収束に向うが，消費者の「買い焦り」が完全に消滅するのには５０年末までかかっていることを明らかにしている。

これに対して洗剤の場合は，１６図の購入市場感応弾性の測定値から観るように，トイレット・ペーパーとはかなり様相を異にしている。洗剤の「買い焦り」は昭和４８年１１月に突如として起り，購入市場感応弾性の高い負値は５０年３月までほゞ横ばいに推移している。これはトイレット・ペーパーの買手負占が４９年の末までに消滅しているのと著しく異る。しかも５０年４月以降は漸減しはじめるけれども，買手負占が消滅し了るには昭和５１年４月までかかっている。このような洗剤市場とトイレット・ペーパー市場との差異の原因としては，前者のほうが原料の関係で石油ショックとより密接な関係にあるということや，トイレット・ペーパー市場が本来競争的であるのに対して，洗剤市場が本来売手寡占的である，ということなどと関係があるかもしれない。こゝではむしろ，需要関数に含まれている選好パラメター a_1 が平常時において，トイレット・ペーパーは正値をとり，洗剤は負値をとっている。つまり，洗剤は平常時においてもその必需性を強く表明していたということに深く関係があるように思える。

いずれにせよ洗剤市場の場合，急性買手負占の状況が消滅して市場が正常に復したのは昭和５１年第Ⅱ四半期からであり，トイレット・ペーパー市場の正常復帰よりも１年余り遅れている。両商品とも，それぞれの買手負占が消滅した後の時期に散発的に急性買手多占を示す正の購入市場感応弾性値が有意に測定されている。このことは，両市場でそれぞれに消費者の「買い焦り」が終った後，むしろ「買い控え」傾向すら認められるということで，強度の景気引緊めが昭和４９年，５０年と継続した結果，昭和５１年に入ると消費財市場におけるスタグフレーション的病状がほゞ完全に治癒したことを示唆するものと解してよいであろう。

灯油の消費市場に関しては，季節性が非常に強いというこの商品の特性から月別に購入市場感応弾性を測ることは無理なので，年平均のそれを測り，トイレット・ペーパー，洗剤のそれと比較すると１８表のような結果を得る。

１８表

年	(O) 実績値	(E) 推定値	(O)−(E) ／(O)
48	745	733	0.02
49	689	558	0.19
50	725	494	0.68
51	781	482	0.62

しかしながら，灯油の需要関数について言えば，灯油の使用目的が暖房にあるという点を重視して需要量の数値を読めば，灯油に用いた需要関数が，暖房期である１１月，１２，１，２，３月にはよくフィットしていることから，その目的は実質的にはかなり達せられているようにも思える。この１８表によれば，昭和４７年までの測定値はいずれの商品についても誤差範囲であるのに対して，トイレット・ペーパーと洗剤についての購入市場感応弾性は４８年から有意な負値をとり灯油についてのそれは４９年からはじめて有意な負価をとり始める。そしてトイレット・ペーパーについての測定値が５０年には正値に転じているのに対して，洗剤と灯油に関する購入市場感応弾性値は５０年になってもなお負値をとりつづけている。

昭和５１年にもトイレット・ペーパーの購入市場感応弾性値は，さきに月別測定の結果に現れたと同様に正値をとり，消費者の「買い焦り」が完全に消滅し，むしろ「買い控え」傾向さえ生じていることが示唆される。洗剤については５０年までの負値が５１年には正値に転じ，トイレット・ペーパー市場のそれには遅れたけれども，洗剤市場でも５１年には「買い焦り」傾向が完全に消えて正常な市場機能が回復されたことを示している。

このことは，消費財市場全般について，昭和４８年秋に顕在化した市場機能の麻痺が昭和５０年末になっても完全には回復せず，昭和５１年の３月に至ってはじめてほゞ平常に復したことを示唆している。たゞ１９表に見るように，灯油に関しては昭和５１年になってもなお，購入市場感応弾性値が有意に負値をとっていることが注目される。これは灯油がいわゆる石油ショッ

ク後のエネルギー危機の時代という世上の感触に直結した商品だからであるとでも解するほかはない。この点を一般化すれば，１９７３年における世界的名目需要の爆発によって生じた市場機能の麻痺は，日本経済について見れば，一般商品については１９７６年３月までには回復されたと考えてよいが，たゞ石油製品については，エネルギー危機という認識を反映して買手側の意識に不安定要素が残存していることに留意せねばならない，というように結論できよう。

したがって，昭和５２年以降の日本経済について，景気の回復，経済成長率の維持を考えるとき，有効需要の拡大がたゞちにスタグフレーションの傾向を再現するという危惧は，一応去ったとみてよいであろう。たゞ，原油について産油国の値上げ要求を容易ならしめるほどの急速な需要拡大が生じれば，そのような国際石油市場での売手多占化の再発が，たゞちに国内の石油製品市場における買手負占化に直結し，それを引き金として再び全般的な市場機能の麻痺につながる危険が大きいことを，つねに警戒すべきであろう。

１９表　三商品の消費者購入市場感応弾性（年別）

年	トイレット・ペーパー	洗剤	灯油
46	−0.043	+0.025	−0.062
47	−0.012	−0.017	+0.028
48	−0.152	−0.454	−0.009
49	−0.316	−0.858	−0.214
50	+0.141	−0.706	−0.175
51	+0.075	+0.014	−0.220