

Title	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(ポリポリイ), 買手負占度(ネゴプソニイ)の変化測定
Sub Title	
Author	続, 幸子(Tsuzuki, Sachiko)
Publisher	慶應義塾大学産業研究所
Publication year	1975
Jtitle	Keio Economic Observatory review No.No.1 (1975. 7) ,p.35- 75
JaLC DOI	
Abstract	スタグフレーション期における市場機能の異常を分析するときの実証例として,ここでトイレット・ペーパー市場が選ばれる理由は,政府の「国民生活白書」などにも取り上げられたように,この市場でとくに「買占め,売惜しみ」という買手・売手の異常行動が目立ったということと,この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,急性多占と慢性的独占との識別が容易なことによる。
Notes	物価分析特集. 第I部. スタグフレーションと市場機能. 第2章
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00390376-00000001-0035

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2章 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 ——

続 幸 子

目	次
I まえがき	変位の測定
II 概 況	IV-9 異常期の価格弾性・所得弾性
III 実験計画	IV-10 消費者の購入市場感応弾性の変化
III-1 分析に用いられる資料	V 企業の供給行動
III-2 複合財としてのトイレット・ペーパー	V-1 供給関数の理論的導出
IV 消費者の需要行動	V-2 供給関数の当嵌め
IV-1 需要関数の特定化	V-3 原料費，人件費の上昇による供給曲線の変位
IV-2 季節変動の調整	V-4 異常期における限界費用と供給価格の乖離
IV-3 需要関数の当嵌めと異常時の識別	V-5 価格吊上係数 ω の変化と販売市場感応弾性 λ の変化
IV-4 平常時の価格弾性・所得弾性	VI まとめ：トイレット・ペーパー市場における買手負占， 売手多占の発生と減衰，およびそれに伴う需 要，供給曲線の変位と実績値の変化
IV-5 48年9月以降の異常需要	
IV-6 需要曲線の異常変位	
IV-7 限界効用曲線の変位	
IV-8 消費者のストック効果を考慮した限界効用曲線	

I ま え が き

スタグフレーション期における市場機能の異常を分析するときの実証例として、ここでトイレット・ペーパー市場が選ばれる理由は、政府の「国民生活白書」などにも取り上げられたように、この市場でとくに「買占め，売惜しみ」という買手・売手の異常行動が目立ったということと、この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、急性多占と慢性的独占との識別が容易なことによる。

なお、この分析作業においては桜本光氏，牧厚史氏から多大の御助力を頂いた。厚くお礼申し上げたい。

II 概 況

トイレット・ペーパーの買い急ぎから始まった同製品市場の異常需給の分析に当り、この様な現象

が生じた当時の経済一般の状況ならびに紙・パルプ産業の動向を識ることが望ましい。

昭和45年以来2年近く景気後退を経験した日本経済は、47年後半から、本格的な拡大に転じた。それと同時に卸売物価も急激な上昇を示し、この卸売物価の急上昇は直ちに消費者物価に反映し、48年3月には卸売物価が前年同月比で1割以上の上昇となり、消費者物価は5月に同じ様相を呈した。物価はその後、加速度的上昇を示し、48年の対前年度上昇率は、卸売物価で22.6%、消費者物価で16.1%に達した。その後、49年2月には対前年同月比が卸売物価で37%の上昇、消費者物価で26.3%の上昇となり、後者の上昇率は朝鮮動乱時の26年10月の23.0%を上廻った。

48年後半は、卸売物価の上昇と消費者物価の上昇の間隔が狭まり、卸売物価の急騰と時を接して消費者物価の急騰が生じた。たまたまこの頃、「石油危機」が発生した。石油危機以降の物価上昇過程では、卸売物価が11月に急騰局面に入ると引き続いて12月には消費者物価も急騰局面に入り、卸売物

図1 家庭用薄葉紙生産・出荷・需要量指数(その1)

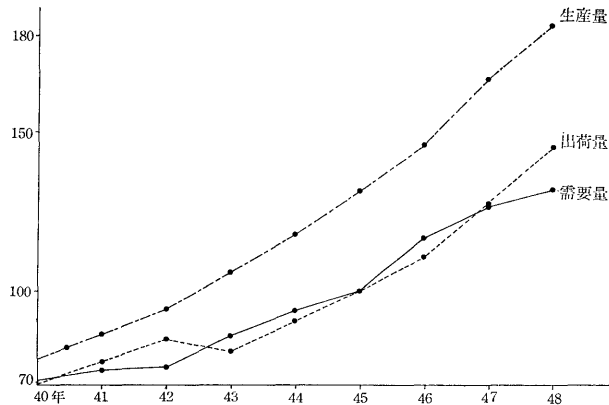
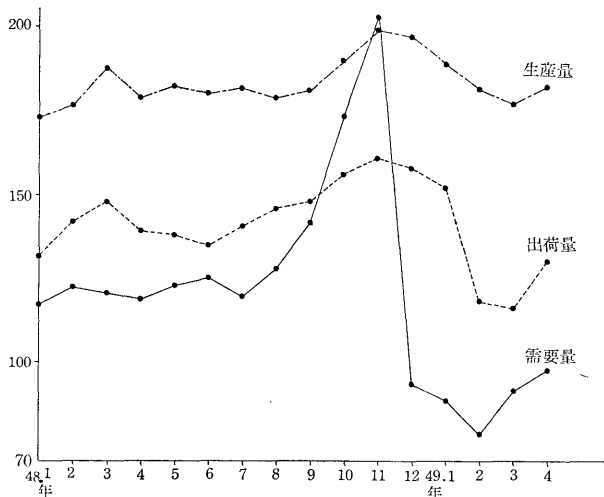


図1 家庭用薄葉紙生産・出荷・需要量指数(その2)



価の前月比の上昇が12月に最高であったのに対して、消費者物価のそれは1月とひと月遅れであった。

一方、紙・パルプ産業の生産動向を生産指数（45年=100）でみると、48年の対前年増加率は12.6%で47年の5.3%を大巾に上廻った。部門別では、パルプの対前年増加率が5.3%、紙のそれが11.0%、板紙のそれが25.5%と、それぞれ前年を上廻る上昇を示した。一方生産者出荷指数は対前年増加率が14.8%で生産の上昇率を上廻る上昇を示した。出荷は生産同様、各部門好調であったが、特に板紙の上昇率が高かった。

特に紙についてみると、生産は47年の747万tに対し、48年は822万tで10%の増加となった。7、8月は水不足のため停滞したが10月には再び上昇した。しかし年末には石油、電力の削減から生産は大巾に低下した。一方、出荷は828万tで対前年増加率が11.4%となり、生産より高い伸び率となった。在庫は47年7月以降、減少につぐ減少を示した。

これを更に、家庭用薄葉紙について観ると、ティッシュ・ペーパーとトイレット・ペーパーの生産は、45年以降高い伸び率を示し、48年は前者が6.4%、後者が18.2%とそれぞれ増加したが、需要の急増により、秋以降在庫が急激に減少を示した。（図1参照）

一方、トイレットペーパーの原料である故紙の消費は48年に634万3千tで対前年比が22.9%の増となり、前年の伸び率（12.2%）を上廻った。うち紙用消費は120万7千tの増加で、対前年比9.5%増を示した。

このように、経済全般についても、また、紙・パルプ産業についても、全般的なインフレ基調と、それを背景とした石油危機とによって、何等かの力が少しでも加われば直ちにパニック状態になり易い環境にあったと言えよう。

Ⅲ 実 験 計 画

Ⅲ-1 分析に用いられる資料

「家計調査」で理論上のミクロの需要に対応するのは、各財への消費支出金額の数字である。総理府統計局の「家計調査」の集計には用途分類別と品目分類別とがあるが、個別商品に対する消費需要を見るには品目分類が適当である。そしてわれわれの当面の関心は全国的な市場における月々のトイレット・ペーパー需要の動きであるから、全国・全世帯の平均数字を見ればよい。品目分類の表を見ると、食品、たとえばソーセージなら支出金額、消費数量（100g単位）、単価（100g当り）の数字があり、家具什器たとえばテレビでは支出金額、購入台数、1台当り単価が調査されている。したがって世帯当り需要金額、需要数量、購入価格が直接とれる訳であるが、あいにく理容衛生費目に含まれる商品については物的数量と単価がなく、支出金額だけが報告されているケースが多い。しかも品目分

類の理容衛生の項には「殺虫防虫剤」と「歯ブラシ」には含まれて「ちり紙」という表示があるだけでトイレット・ペーパーという表示はない。

「ちり紙」というときは、ロールのトイレット・ペーパーと区別して在来型のちり紙を指す狭義の場合と、理容衛生のための家庭用薄葉紙の大部分を「ちり紙」という名で代表させている広義の場合とがある。家計調査の品目分類の消費支出金額総額は用途分類の支出総額に一致しているから、品目別支出金額の総計は消費支出総額に一致するように計上されている。つまり収支均等則が成立つように支出配分表が出来ているから、実際に購入が行なわれて支出金額からもらえるということはないはずである。したがって、「家計調査」品目分類の「ちり紙」の項は広義の「ちり紙」であって、ロールのトイレット・ペーパーを含むものと考えられる。ただこの場合、前述のように金額が、物的数量と単位に分離されたかたちでは利用できない。

「家計調査」報告に価格の数字が記載されていないとなると、それとは別に、消費財の最終需要価格を扱っている消費者物価の資料が必要となる。これについては総理府統計局から発表されている「小売物価統計」（月報，年報）があり、さらにこれをもととした「消費者物価指数」（月報，年報）がある。「小売物価統計」は全国を代表するように選定された171市町村で420品目620銘柄の価格または料金を調査している。この調査でもトイレット・ペーパーという表示はなく、「ちり紙」しかない。この統計での「ちり紙」の価格は「機械すきちり紙・中」の100枚当りの価格を調査したものであることが明記されているから、明らかに狭義の「ちり紙」であり、ロールのトイレット・ペーパーとは別物である。「小売物価統計」の品目分類はできるだけ「家計調査」の品目分類と一致するようになっており、「理容衛生」の内訳のこの部分では両統計とも「ちり紙」が「殺虫剤」と「歯ブラシ」とに挟まれている。ただし「小売物価統計」では「殺虫剤」や「歯ブラシ」についても細かい銘柄指定が行なわれているのに対して、「家計調査」の「殺虫剤」や「歯ブラシ」は、前述の収支均等条件からいって、殺虫剤一般、歯ブラシ一般を含まねばおかしいから、広義の表示と解される。

Ⅲ-2 複合財としてのトイレット・ペーパー

消費者のパニックの代表例としてマスコミで騒がれ、国民生活白書にも取り上げられた、トイレット・ペーパー市場の異常はロールのトイレット・ペーパーを意味しているが、前に述べたように、最終消費需要の基本資料としての「家計調査」、「小売物価統計」、「消費者物価指数」などには、そのものの直接の数字が用意されていない。そして、これは稀なケースではなく、問題設定と厳密に定義が一致するような数字が用意されている場合のほうがむしろ稀である。「家計調査」の「ちり紙」は広義に解されるから、狭義の「ちり紙」のほかに、ロールのトイレット・ペーパー、ティッシュ・ペーパーなども含まれていると考えられるのに対して、「小売物価統計」や「消費者物価指数」では狭義の、しかもさらに細かく銘柄指定された「ちり紙」の価格のみが調査されている。分析の問題設定との関

連で、この点を処理せねばならない。

経済理論で「商品」(commodity)と言うときには、明瞭に属性が定義され(well-defined)かつ他とはっきり区別される(distinct)ような実体が抽象的に考えられている。しかし、実生活の場に現れる「商品」は、たとえば同じリンゴといっても沢山の種類があり、同一種類の中にも大きさとか味の良し悪しとかに差があり、ある程度まで広がりのある概念として特定の「商品」を考えざるを得ない。あまり厳密に定義しようとする、全くの単一物に帰してしまい、昨日食べた紅玉リンゴと今日食べる紅玉リンゴとは別の「商品」である、というようなことになり、それでは「商品」を定義すること自体が無意味になってしまうからである。

経済理論で考えられる「商品」の概念を実際の観測資料に適用する場合の問題として、「属性の広がり」を取り上げたのはワシリィ・レオンティエフ(1936年)やJ. R. ヒックス^[1](1939年)であったが、両者の理論展開にもとづいて「複合財」(composite commodity)ないし「集計財」(aggregate commodities)の概念が導かれている。

実際に「商品」として扱わねばならぬ物、あるいは「商品」と呼ばれるものは、いささか漠然とした広がりをもつ類似の属性を備えた財貨やサービスのグループであるが、このグループ分けの理論的基準となるのは価格変化の斉一性である。ヘルマン・ウォルト^[2](1953年)はこれを「レオンティエフ・ヒックスの定理」(Leontief-Hicks theorem)としてまとめたが、「レオンティエフ・ヒックスの定理」による「複合財」の定義は、「一定の商品グループ内で、すべての価格が比例的に変化するとき、消費者需要の理論からすれば、そのようなグループを単一商品と見なすことができる。」という基準にもとづいてなされている。

「複合財」の演繹的な概念構成をトイレット・ペーパーに即して再現してみよう。「家計調査」という広義の「ちり紙」は狭義の「ちり紙」のほかにティッシュ・ペーパーやロールのトイレット・ペーパーなどを含むと解される。トイレット・ペーパーの主たる使用先は水洗便所であり、現在では都市の多くの家庭の便所が水洗化している。それに引きかえ、(狭義の)「ちり紙」は、数が少くなりつつある汲み取り式便所のほか、顔や手を拭ったりするのにも使われる。後者の用途ではティッシュ・ペーパーと競合関係にある。しかし、仮りに何らかの事情でトイレット・ペーパーが不足した場合、それに代るものが無くては済まされないから、たとえ値段が高く、品質が悪くても「ちり紙」を買って代用せざるを得ないのが大方の家庭であろう。その逆も言えて、「ちり紙」が何らかの事情で不足した場合、トイレット・ペーパーをその他の用に当てることは容易に想象される。つまり、水洗便所の普及という技術的制約条件があってもなお、トイレット・ペーパーと「ちり紙」との間にはかなり緊

注[1] W. Leontief, "Composite commodities and the problem of index numbers" *Econometrica* 4, 1936.

J. R. Hicks, *Value and Capital*, 2nd ed., 1946, Clarendon, Oxford, 340pp.

[2] Herman Wold, *Demand Analysis*, 1953, Joh Wiley & Sons, New York, 108p.

密な代替関係があることは否定できない。代替性が高いということは両者の間の選択条件を示す消費者の無差別曲線の曲率が小さく、直線にちかくなることを意味している。

レオンティエフ^[3]は二財が完全代替にちかい場合と完全補完にちかい関係にある場合、との両極において共に両者が「複合財」^{パダキシカル}的になりうるという逆説的な可能性を示唆したが、高度の代替性が存在する場合を考えると、図2のようになる。

図2 無差別曲線と価格線

図2でトイレット・ペーパーの数量を横軸にとり、「ちり紙」の数量を縦軸にとって、両者の間の無差別曲線を描くと、前述のことから、無差別曲線は原点に凸ながら、曲率半径の大きい右下がりの直線にちかいような形状をなすと推論される。いま t_0 から t_1 にかけてトイレット・ペーパーの価格が相対的に上昇（ちり紙価格が低下）したとすると、価格線が急勾配となるが、無差別曲線の曲率が小さいから、価格線の勾配がわずかに変化しても、消費の均衡点は a の位置から b の位置へと大きく変化する。均衡点が a から b へ移るということは、トイレット・ペーパーの需要 X_1 が激減して「ちり紙」の需要 X_2 が激増することを意味する。これは個別消費者の需要とそれを集計した市場需要量にそのまま反映する。トイレット・ペーパーの価格騰貴、ちり紙の価格低落、に個別消費者が敏感に反応して、市場における前者の需要が激減し後者の需要が激増すれば、次の瞬間には、市場の反作用としてトイレット・ペーパーの価格は低落し、ちり紙の価格は上昇せざるを得ない。そのようにして再び両者間の相対価格が変化すれば、消費者は再び敏感に反応して、今度はトイレット・ペーパーの需要が激増し、ちり紙の需要が激減することになる。

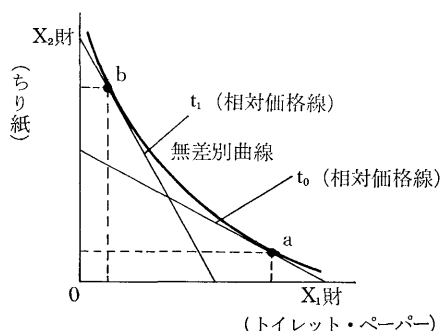
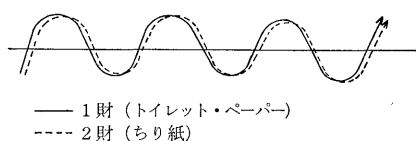


図3 価格変化の親近性

さて、以上の検討にもとづいて、「家計調査」の広義の「ちり紙」を、狭義の「ちり紙」、ロールになったトイレット・ペーパー、ティッシュ・ペーパーなどを包含する「複合財」であると考え、今後はそれをトイレット・ペーパー



として扱うことにする。そのときは価格のほうも、「小売物価統計」の「機械すきちり紙、中」100枚が、ある月に何円で売られたかということよりも、むしろ「複合財」に対応する価格概念としては、一定の基準時に対して、その価格が各月、各年にどのように変化したかが問題となる。「複合財」としてはグループ内の諸価格の比例的变化が注目されるからである。以上の理由から、「複合財」としてのトイレット・ペーパーの価格の動きを代表するものとして、その一要素である「機械すきちり紙、中」の価格の動きを「消費者物価指数」から採ることとする。このとき、「複合財」としてのト

注[3] W. Leontief, *The Structure of American Economy 1919~1939*, Oxford University Press, 1951, pp.202~204. KEO参考資料「実証科学としての経済学」、慶応義塾大学産業研究所、昭和49年10月、654~655頁。

イレット・ペーパーの数量は、種々の品質や銘柄に差のある諸要素の複合体に関するものとなるから、何枚とか何グラムとかいう単純な物理的単位で測ってもあまり意味がない。むしろ各月、各年の消費金額を価格指数でデフレートして実質値ないし不変価格表示で物量を測るのが適当である。この物量は個別銘柄、個別品質相互間の差が、ある程度まで価格差に反映されているのを、金額合算の際のウェイトとして取り込んでいるから、「複合財」の数量表示として物理的単位で測られたものよりも、よりよく理論概念に整合する。

以上のようにして当面の分析対象となるトイレット・ペーパーの最終消費需要に関する数字、消費ないし購入金額、価格（指数）、不変価格表示の消費ないし購入数量、の三系列が準備される。

このほか、「家計調査報告」からは理論上の「消費者」に対応する行動主体としての「家計」に関する情報が得られる。即ち、家計の可処分所得、世帯人員その他の関連数字である。これに対して「消費者物価指数」の月報や年報からは、いうまでもなく、トイレット・ペーパー以外の多数の諸財の価格変動の数字が利用できる。

トイレット・ペーパー市場分析における最終消費需要については上述の資料にもとづいて分析を行なうが、消費主体としての家計の需要量は全国世帯数を媒介として市場における消費需要量に比例する。ただ総理府統計局の家計調査は農家世帯をカバーしていないから、世帯当り需要量に世帯数を乗じて、厳密には全国需要量に一致しない。そこで、いわゆる都市家計の需要量と農家世帯の需要量とは、短期間内にはほぼ一定比率を保つものと仮定せざるを得ない。ところで、ここでの分析目的は、トイレット・ペーパー市場において異常な値動きが生じる以前の正常な状態と異常期との比較にある。そして異常現象が昭和48年後半以後から49年前半にかけて起っていることは、あらかじめ予想されるところであるから、市場における需要と供給の交錯を陽表的に取り上げる必要があるのは1年以内の期間であると見てよい。そうとすれば、1年以内の短期間内、しかも昭和30年代に比して農業から都市部門への労働移動速度が落ちている昭和40年代後半の時期においては、都市世帯数と農家世帯数との比率をほぼ一定と見なしても、そう大きな誤差は生じないであろう。

以上の理由によって、トイレット・ペーパー市場における全国の最終消費需要は、それを供給側の行動と対比させる分析期間内において、ほぼ都市家計世帯当りの需要量に比例するものと見て大過ないことになる。ここでの分析はこの前提の下に進めることとする。

IV 消費者の需要行動

IV-1 需要関数の特定化

家計の消費行動が正常か異常かを判断するためには、正常時の行動をまず安定的な需要関数のかたちで捉え、それと異常時の行動とを比較せねばならない。この分析目的からすれば、単に関連のあり

そんな諸変数間の関係式を線型近似したような需要関数では不充分であり、家計の選好関数との関係が明示されるような需要関数であることが望ましい。ここではこれまでKEOで慣用しているベルヌイ・ラプラス型効用指標^[4]を用いることとする。

紙の消費量を q_1 とし、その価格を p_1 とし、その他の商品の消費量を q_2 とし、その価格を p_2 としたとき、ベルヌイ・ラプラス型効用指標関数は

$$(1) \quad u = (a_1 + q_1)^{\alpha_1} (a_2 + q_2)^{\alpha_2}$$

と書ける。これから q_1 に関する限界効用を導くと

$$\begin{aligned} (2) \quad \frac{\partial u}{\partial q_1} &= \alpha_1 (a_1 + q_1)^{\alpha_1 - 1} (a_2 + q_2)^{\alpha_2} \\ &= \frac{\alpha_1}{a_1 + q_1} (a_1 + q_1)^{\alpha_1} (a_2 + q_2)^{\alpha_2} \\ &= \frac{\alpha_1}{a_1 + q_1} u \end{aligned}$$

となり、したがって限界効用均等式は

$$\frac{\alpha_1}{a_1 + q_1} u / p_1 = \frac{\alpha_2}{a_2 + q_2} u / p_2$$

すなわち

$$(3) \quad \frac{\alpha_1}{a_1 p_1 + p_1 q_1} = \frac{\alpha_2}{a_2 p_2 + p_2 q_2}$$

となるが、両辺の逆数をとると、均等式は内生変数 q_i の一次式として(i)のように表わされ、これと収支均等式(ii)を組み合わせたもの(3)'が消費者行動の構造式となる。

$$(3)' \quad \begin{cases} \text{(i)} & \frac{a_1}{\alpha_1} p_1 + \frac{1}{\alpha_1} p_1 q_1 = \frac{a_2}{\alpha_2} p_2 + \frac{1}{\alpha_2} p_2 q_2 \cdots \cdots \text{限界効用均等式} \\ \text{(ii)} & p_1 q_1 + p_2 q_2 = Y \cdots \cdots \text{収支均等式} \end{cases}$$

(ii)より $p_2 q_2 = Y - p_1 q_1$ (ii)'

(ii)'を(i)に代入してその他の支出 $p_2 q_2$ を消去すれば

$$\begin{aligned} \frac{a_1}{\alpha_1} p_1 + \frac{1}{\alpha_1} p_1 q_1 &= \frac{a_2}{\alpha_2} p_2 + \frac{1}{\alpha_2} (Y - p_1 q_1) \\ \frac{1}{\alpha_1} p_1 q_1 + \frac{1}{\alpha_2} p_1 q_1 &= \frac{1}{\alpha_2} Y + \frac{a_2}{\alpha_2} p_2 - \frac{a_1}{\alpha_1} p_1 \\ \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_1 \alpha_2} p_1 q_1 &= \frac{1}{\alpha_2} Y + \frac{a_2}{\alpha_2} p_2 - \frac{a_1}{\alpha_1} p_1 \\ p_1 q_1 &= \frac{\alpha_1 \alpha_2}{(\alpha_1 + \alpha_2) \alpha_2} Y + \frac{\alpha_1 \alpha_2 a_2}{(\alpha_1 + \alpha_2) \alpha_2} p_2 - \frac{\alpha_1 \alpha_2 a_1}{(\alpha_1 + \alpha_2) \alpha_1} p_1 \end{aligned}$$

注〔4〕 この形式はケンブリッジ大学応用経済学部モデル A Computable Model of Economic Growth, 1962で使用しているストーンの“linear expenditure system”と同型であるが、KEOではそれとは独立に慣用して特性を確認している。詳細は、辻村江太郎「消費構造と物価」勁草書房、辻村江太郎、黒田昌裕「日本経済の一般均衡分析」筑摩書房参照。

のようになり、(3)'からの誘導型としてトイレット・ペーパーに対する支出関数

$$(4) \quad p_1 q_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} Y + \frac{\alpha_1 \alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} p_2 - \frac{\alpha_2 \alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} p_1$$

が得られる。支出金額に関する誘導型(4)の両辺を p_1 で割って需要数量に関する誘導型を導くと

$$(5) \quad q_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} \frac{Y}{p_1} + \frac{\alpha_1 \alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} \frac{p_2}{p_1} - \frac{\alpha_2 \alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

となり、構造パラメーターを誘導型パラメーターに置きかえると、需要関数

$$(6) \quad q_1 = A \frac{Y}{p_1} + B \frac{p_2}{p_1} + C$$

を得る。ここで構造パラメーターと誘導型パラメーターの対応関係は各々

$$A = \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2}, \quad B = \frac{\alpha_1 \alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2}, \quad C = \frac{\alpha_2 \alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

となっている。

(6)式を

$$(6)' \quad q_1 = \frac{AY + Bp_2}{p_1} + C$$

のように書き、家計の可処分所得と他財の価格 p_2 とを所与の定数とみなせば、(6)'は需要量 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できる。

以上のようにして導出された理論的需要関数を資料に対応させるとき、家計が消費主体であると見なされるから、通常は世帯人員を変数として導入するのが一般である。しかしさいわい昭和40年から48年にかけて使用される「家計調査」の資料では、この観測期間を通じて世帯人員が4人とほぼ一定であるから、これを特記する必要はなく、人員効果は(6)式の定数項 C にインプリシットに含まれるものとして処理することが出来る。

IV-2 季節変動の調整

われわれの分析目的からして分析の単位期間は月でなければならない。そして、よく知られているように家計の月別消費行動は所得、価格などの経済変動のほかに季節要因によって左右されるが、前節で導いた需要関数は消費行動の季節性まで説明するようにはできていない。消費の季節性の一部は、ここで外生的に扱われる所得の季節性に依存することがありうるが、それ以外に直接の季節効果に影響されているかもしれない。そこで原系列に上記の需要関数を当嵌めるに先立って、予め消費量その他の季節変動パターンを検討しておくことが必要である。

いま家計のトイレット・ペーパー消費量 q_1 の季節性がすべて家計の可処分所得 Y の季節性に依存するとすれば、需要関数

$$q_1 = A \left(\frac{Y}{p_1} \right) + B \left(\frac{p_2}{p_1} \right) + C$$

に含まれる変数は原系列そのままでもよい。しかし、もし消費量 q が所得 Y のそれによる以外にも季節性をもっているとすれば、需要関数は q_1 と Y について季節性を除去した数値に関して成り立つものと考えねばならない。すなわち、季節指数をそれぞれ S_{q1}, S_Y とすれば

$$q_1/S_{q1} = A \left(\frac{Y/S_Y}{p_1} \right) + B \left(\frac{p_2}{p_1} \right) + C$$

あるいは

$$q_1 = \left(A \frac{S_{q1}}{S_Y} \right) \left(\frac{Y}{p_1} \right) + (BS_{q1}) \left(\frac{p_2}{p_1} \right) + CS_{q1}$$

となる。換言すれば消費量 q_1 に対する変数 $\left(\frac{Y}{p_1}\right)$ および $\left(\frac{p_2}{p_1}\right)$ の効果が月別に変動するというかたちになる。例えば後節で推定される(8)式の A , B の値とここでの季節指数とを組み合わせると、1月の季節修正前の変数に関する需要関数は

$$\begin{aligned} q_1 &= \left(0.001228922 \frac{92.7}{0.760} \right) \left(\frac{Y}{p_1} \right) + (0.8505 \times 92.7) \left(\frac{p_2}{p_1} \right) - 0.38288468 \cdot 92.7 \\ &= 0.1499 \left(\frac{Y}{p_1} \right) + 78.84135 \left(\frac{p_2}{p_1} \right) - \frac{35.493437}{0.38288468} \end{aligned}$$

12月のそれは

$$\begin{aligned} q_1 &= \left(0.001228922 \frac{123.7}{2.298} \right) \left(\frac{Y}{p_1} \right) + (0.8505 \times 123.7) \left(\frac{p_2}{p_1} \right) - 0.38288468 \cdot 123.7 \\ &= 0.06615 \left(\frac{Y}{p_1} \right) + 105.20685 \left(\frac{p_2}{p_1} \right) - \frac{47.36287}{0.38288468} \end{aligned}$$

のようになっていると考えてもよい。

実際にどちらが妥当するかは未調整の数値と季節調整済み数値の双方について需要関数の当て嵌めを行なった結果で見るとはかない。

季節調節法には月別平均法、連環比率法、ないしは移動平均法、その他種々の計算法があるが、ここでは月別平均法による調整を行なった。

月別平均法(表1参照)

- ① 昭和40年1月から同47年12月迄の月別数値をとり、各年の平均を計算し右端の欄に入れる。
- ② 1月から12月迄の各月の5年間の平均を計算し、合計欄の下欄に入れる。
- ③ 40年の年平均と47年の年平均の差を計算し、84(7年×12ヵ月、平均から平均への差であるから、最初の年の半年間と最後の年の半年間は除かれる)で割り、季節変動の月当たり増加分を出す。ちり紙の消費量の場合は

$$209 - 129 = 80 \quad 80 \div 84 = 0.95$$

となる。

- ④ 1月の平均はそのまま修正値とし、修正値欄に記入し、2月以降は平均から季節変動の増加分

図4 季節変動パターン

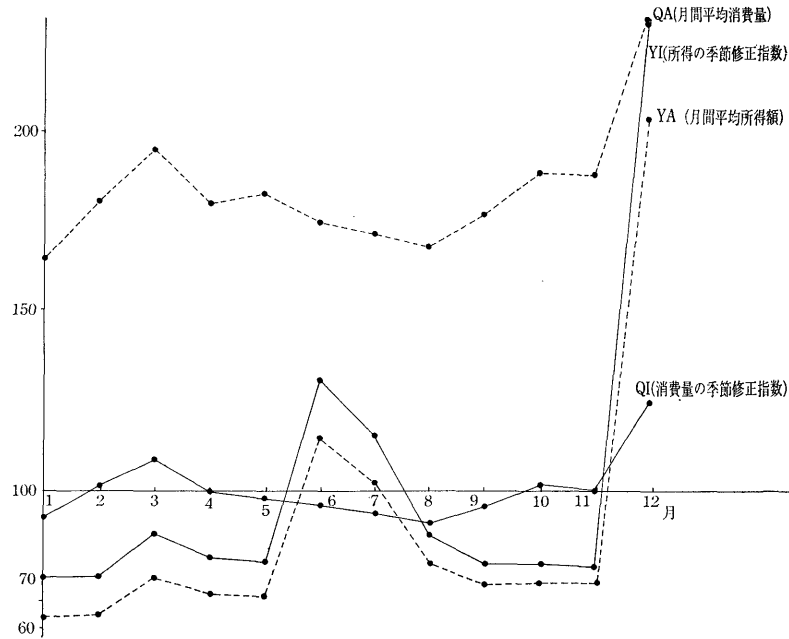


表1 月別平均法（ちり紙の消費量）

年 \ 月	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均
40	115	129	140	129	133	126	122	117	122	130	129	164	129
41	121	127	144	135	137	129	127	123	127	141	132	170	132
42	122	135	144	132	133	127	128	123	129	135	139	167	136
43	140	147	155	144	149	135	142	139	147	153	156	187	150
44	145	162	177	162	160	156	155	147	153	164	167	204	163
45	157	163	185	166	170	165	158	155	165	182	172	218	172
46	165	183	193	187	186	181	171	173	187	194	197	237	188
47	185	219	224	204	207	200	193	192	203	213	218	260	209
合 計	1,150	1,265	1,362	1,259	1,275	1,219	1,196	1,169	1,233	1,312	1,310	1,607	
平 均	164.3	180.7	194.6	179.9	182.1	174.1	170.9	167.0	176.1	187.4	187.1	229.6	
修 正 値	164.3	179.8	192.7	177.1	173.6	169.4	165.2	160.4	168.5	178.9	177.6	219.2	177.2
指 数	92.7	101.5	108.7	99.9	98.0	95.6	93.2	90.5	95.1	101.0	100.2	123.7	

を引いたものを修正値とする。増加分は月が増える毎に倍加する。即ち

2月の平均(180.7) - 月当たり増加分(0.95) = 2月の修正値(179.8)

3月の平均(194.6) - 月当たり増加分(0.95) × 2 = 3月の修正値(192.7)

4月の平均(179.9) - 月当たり増加分(0.95) × 3 = 4月の修正値(177.1)

となる。

⑤ 修正値の平均を100として、各月の修正値を割り、月別指数とする。

この指数をもとにして、ちり紙の消費量を修正する。ちり紙の需要分析においては、可処分所得も同じ方法で修正した。結果は表1および図4のとおりである。

IV-3 需要関数の当嵌めと異常時の識別

昭和48年の末に消費者のトイレット・ペーパー購入に異常増加が生じたことは、当時のマスコミにぎわせたし、「国民生活白書」にも取り上げられている。しかし、経済理論の視角からすれば、その異常な需要増加が消費行動そのものの異常であったのか、あるいは消費行動を左右する所得、価格など経済諸変数の異常値のためであったのか、は全く意味の異なる内容をもつ。ここでは、家計の需要量決定を説明する需要関数を実測し、その関係式の安定性という視点から、上記の異常性の意味内容を確認しようとするのである。

さきに、ベルヌイ・ラプラス型効用指標関数から、トイレット・ペーパーについての需要関数を

$$(6)' \quad q_1 = \frac{AY + Bp_2}{p_1} + C$$

のように導いた。まずこの形式の需要関数が実績資料の動きに対して説明力をもつか否かを確認せねばならない。消費需要に異常が生じたのは明らかに昭和48年に入ってからであるから、少なくとも47年末までのトイレット・ペーパー需要は正常であったと見てよい。したがってまず、昭和40年1月から47年12月までの月別資料に(6)'式を当嵌めて適合度を確認することからはじめよう。

(6)'式はパラメーターに関して線型であるから、通常の最小自乗法を適用することができる。まず、季節変動調整前の数字に当嵌めを試みたが、相関係数が0に近く、回帰係数も無意味なものしか得られなかった。そこで、前節に示したような季節変動調整をほどこした数字によって、トイレット・ペーパーの需要関数を推定すると、

$$(7) \quad q_1 = 0.001419 \frac{Y}{p_1} + 0.3956 \frac{p_2}{p_1} - 0.1118$$

標準誤差……(0.000137) (0.4226) (0.2920)

T value ……(10.33) (0.94) (0.38)

$\bar{R}=0.9712$ $S=0.0647$

p_1 : ちり紙価格 (CPI のちり紙)

q_1 : ちり紙消費量 (月当りちり紙消費金額÷ 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)

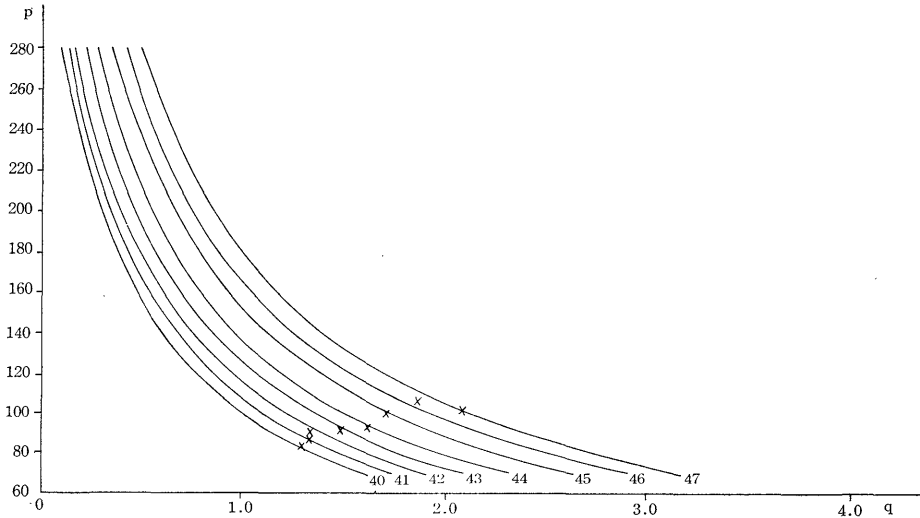
注) 同期(40年1月から47年12月)の季節未調整数字による当嵌めの結果は

$$A = -0.000245 \quad B = -12.6366 \quad C = 15.0011$$

(0.11) (0.76) (0.97)

$\bar{R}=0.000$, $S=8.20$ であり、全く使用不能の数値となった。

図5 平常時の需要関数と実績点〔40年～47年（年平均）〕



が得られた。これは需要関数の説明力としてはまずまずの結果であると見てよい。

この(7)式の独立変数 p_1 , p_2 , Y の各々に、40年から47年の年平均を代入して実績値との乖離を観ると表2のような結果を得る。

表2

	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)－(E)	(D)/(O)
40年	130	119	11	0.08
41	134	132	2	0.01
42	135	140	－5	－0.04
43	150	152	－2	－0.01
44	163	165	－2	－0.01
45	171	175	－4	－0.06
46	188	180	8	0.04
47	210	208	2	0.01

この内挿による実績値と推定値の誤差の割合は0.08から0.01の間に存在し、これとさきの標準誤差とから正常時の需要関数の誤差の程度を読みとることができる。

次に同じ要領で(7)式を用いて、48年1月以降の各月に外挿を行なってみると、表3の如き結果を得た。

この表を観ても判るように、48年8月迄はその誤差の割合の範囲が0.09から0.02におさまっており、内挿の時と比較して、まず良好な結果であるといえる。しかし、48年9月以降は、実績値と推定値との乖離がいちじるしく目立って来て、その範囲は0.1から0.6へと、48年8月までの誤差の割合の範囲よりも1桁大きくなっている。この検討結果から言って、家計のトイレット・ペーパー需要は、48年8月迄はほぼ平常的推移を見せていたのが、9月に入ってから少しずつ平常水準を上廻る購買量

表 3

	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)-(E)	(D)/(O)
48年 1 月	194	211.6	-17.6	0.09
2	202	207.6	- 5.6	0.03
3	199	204.7	- 5.7	0.03
4	196	204.0	- 8.0	0.04
5	202	205.4	- 3.4	0.02
6	206	210.8	- 4.8	0.02
7	196	211.8	-15.8	0.08
8	210	213.3	- 3.3	0.02
9	232	201.2	30.8	0.13
10	284	189.6	94.4	0.33
11	332	121.9	210.1	0.63
12	152	93.9	58.1	0.61

を示しはじめ、11月には全く異常な水準に達したといえる。このことから、平常時は48年 8 月迄で、9 月から消費需要は異常を示しはじめたと言えよう。そして(7)式の需要関数は48年 8 月迄の平常時における内挿、外挿テストには良好の結果を示し、一応の説明力をもっていると言える。

以上で述べた通り、40年 1 月から47年12月迄の月次データにより得られた需要関数

$$(7) \quad q_1 = 0.00149056 \frac{Y}{p_1} + 0.39556 \frac{p_2}{p_1} - 0.1117983$$

を用いた外挿結果から、平常時は48年 8 月迄と観ることが出来た。

そこで、改めて需要関数(6)' 式の諸変数に40年 1 月から48年 8 月迄の月次データを代入して平常時の需要関数を推定し直すと次式のようなになる。

$$(8) \quad q_1 = 0.001228922 \frac{Y}{p_1} + 0.8505 \frac{p_2}{p_1} - 0.38288468$$

[0.001419056] [0.39556] [0.1117983]

標準誤差 (0.000125237) (0.4041797) (0.2840929)

T value (9.81) (2.10) (1.35)

$\bar{R} = 0.97$ [0.97] $S = 0.07$ [0.065]

注1) []内数字は(7)式(昭和40年 1 月から昭和47年12月迄の月次データによる)の数値である。

2) 諸変数の出所は(7)式と同じである。

(8)式による推定値と実績値との乖離をみると表 4 の如くなる。

表 4 から、誤差の割合の範囲が0.00から0.07にわたっているのを観ることができる。これは(7)式の内挿テストにおける誤差の割合より更に良い結果と言える。これを更に各年、各月に於ける需要曲線と実績値との乖離として捉えてみると、何れも需要曲線の極く近傍ないしは線上に存在している。このことは相関係数およびパラメーターの有意性が示すとおり、内挿テストの結果は良好といえる。

表 4

	(O) 実績値	(E) 推定値	(D) (O)-(E)	(D)/(O)
40年	130	128	2	0.02
41	134	132	2	0.01
42	135	140	-5	0.04
43	150	152	-2	0.01
44	163	165	-2	0.01
45	171	174	-3	0.02
46	188	178	10	0.05
47	210	207	3	0.01
48年1月	194	208	-14	0.07
2	202	205	-3	0.01
3	199	202	-3	0.02
4	196	202	-6	0.03
5	202	203	-1	0.00
6	206	207	-1	0.00
7	196	209	-13	0.07
8	210	210	0	0.00

IV-4 平常時の価格弾性・所得弾性

トイレット・ペーパー消費量 q_1 の決定が所得 Y と価格 p_1 それに他財の価格 p_2 によって説明されるとすると、 q_1 は Y と p_1 、 p_2 の関数になるから

$$q_1 = q_1(Y, p_1, p_2)$$

q_1 の実績値の変化は全微分として

$$(9) \quad dq_1 = \frac{\partial q_1}{\partial Y} dY + \frac{\partial q_1}{\partial p_1} dp_1 + \frac{\partial q_1}{\partial p_2} dp_2$$

つまりの Y の変化による効果と p_1 、 p_2 の変化による効果とに分解される。

(9)式の両辺を dp_1 で割れば

$$(10) \quad \frac{dq_1}{dp_1} = \frac{\partial q_1}{\partial Y} \frac{dY}{dp_1} + \frac{\partial q_1}{\partial p_1} + \frac{\partial q_1}{\partial p_2} \frac{dp_2}{dp_1}$$

となるが、いま仮りに q_1 が Y や p_2 の変化に影響されないとすれば、つまり、 $q_1 = q_1(p_1)$ と、 p_1 だけの関数だとすれば $\frac{\partial q_1}{\partial Y} = 0$, $\frac{\partial q_1}{\partial p_2} = 0$ だから(10)式は

$$(11) \quad \frac{dq_1}{dp_1} = \frac{\partial q_1}{\partial p_1}$$

となり $\frac{\partial q_1}{\partial p_1}$ を $\frac{\Delta q_1}{\Delta p_1}$ で近似してもさしつかえなく、したがって $\frac{\Delta q_1}{\Delta p_1} / \frac{q_1}{p_1} = \frac{\Delta q_1}{q_1} / \frac{\Delta p_1}{p_1}$ は需要の価格弾性の近似値として意味をもつ。しかし、実際に

$$(6) \quad q_1 = A \frac{Y}{p_1} + B \frac{p_2}{p_1} + C$$

が統計的に有意に推定されているということは、一般的に $q_1=q_1(p_1)$ ではなく、 $q_1=q_1(Y, p_1, p_2)$ であるのが実態だということを示しているから、(11)式は成り立たず、(9)式のように dq_1 、すなわち Δq_1 は p_1 だけでなく Y や p_2 の効果をも含むことになる。

したがって、弾性の理論式 $\frac{\partial q_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1}$ を $\frac{\Delta q_1}{\Delta p_1} \frac{p_1}{q_1}$ で近似することはできない。

推定された需要関数にもとづいた正確な価格弾性は下のよう計算される。

$$(6)' \quad q_1 = \frac{AY + Bp_2}{p_1} + C$$

だから

$$\frac{\partial q_1}{\partial p_1} = \frac{-(AY + Bp_2)}{p_1^2}$$

により

$$\frac{\partial q_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1} = \frac{-(AY + Bp_2)}{p_1^2} \frac{p_1}{q_1}$$

表5 理論式による平常時の実績点における価格・所得弾性値、ならびに実績点の上・下の点における価格所得弾性値 (40年～47年：年度別、48年1月～8月：月別)

平常時の実績点における 両弾性値			実績点(q =凡そ1.8)の上・下の理論式による両弾性値			
			実績点の上($q=3.0$)		実績点の下($q=1.0$)	
	価格弾性値	所得弾性値	価格弾性値	所得弾性値	価格弾性値	所得弾性値
40年	-1.282	0.682	-1.128	0.611	-1.383	0.749
41	-1.270	0.687	-1.127	0.627	-1.383	0.769
42	-1.319	0.733	-1.224	0.642	-1.382	0.785
43	-1.267	0.721	-1.128	0.658	-1.383	0.806
44	-1.247	0.727	-1.128	0.675	-1.383	0.828
45	-1.239	0.741	-1.128	0.687	-1.383	0.841
46	-1.152	0.701	-1.127	0.701	-1.383	0.850
47	-1.168	0.726	-1.127	0.686	-1.383	0.841
48年1月	-1.268	0.810	(参考) $\frac{\Delta q}{\Delta p} / \frac{q}{p}$ による価格・所得弾性値			
2	-1.202	0.760				
3	-1.210	0.758	$\frac{\Delta q}{\Delta p} / \frac{q}{p}$ による両弾性値			
4	-1.224	0.767				
5	-1.197	0.748	価格弾性値			
6	-1.193	0.758				
7	-1.260	0.800	所得弾性値			
8	-1.183	0.752				
			41年	0.64	0.34	
			42	0.29	0.05	
			43	5.72	0.97	
			44	4.65	0.72	
			45	0.69	0.36	
			46	1.50	0.91	
			47	-2.32	1.08	
			48	0.12	0.14	

$$= \frac{-(AY + Bp_2)}{p_1 q_1}$$

となる。

所得弾性は、(6)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。

これらの式により平常時（昭和40年～47年：年平均、48年1月～同年8月：月別）の実績点近傍における価格・所得弾性を測ると表5となり、平常時の価格弾性の絶対値は1を越えており、所得弾性は0.7前後のあたりに落ち着いている。

IV-5 48年9月以降の異常需要

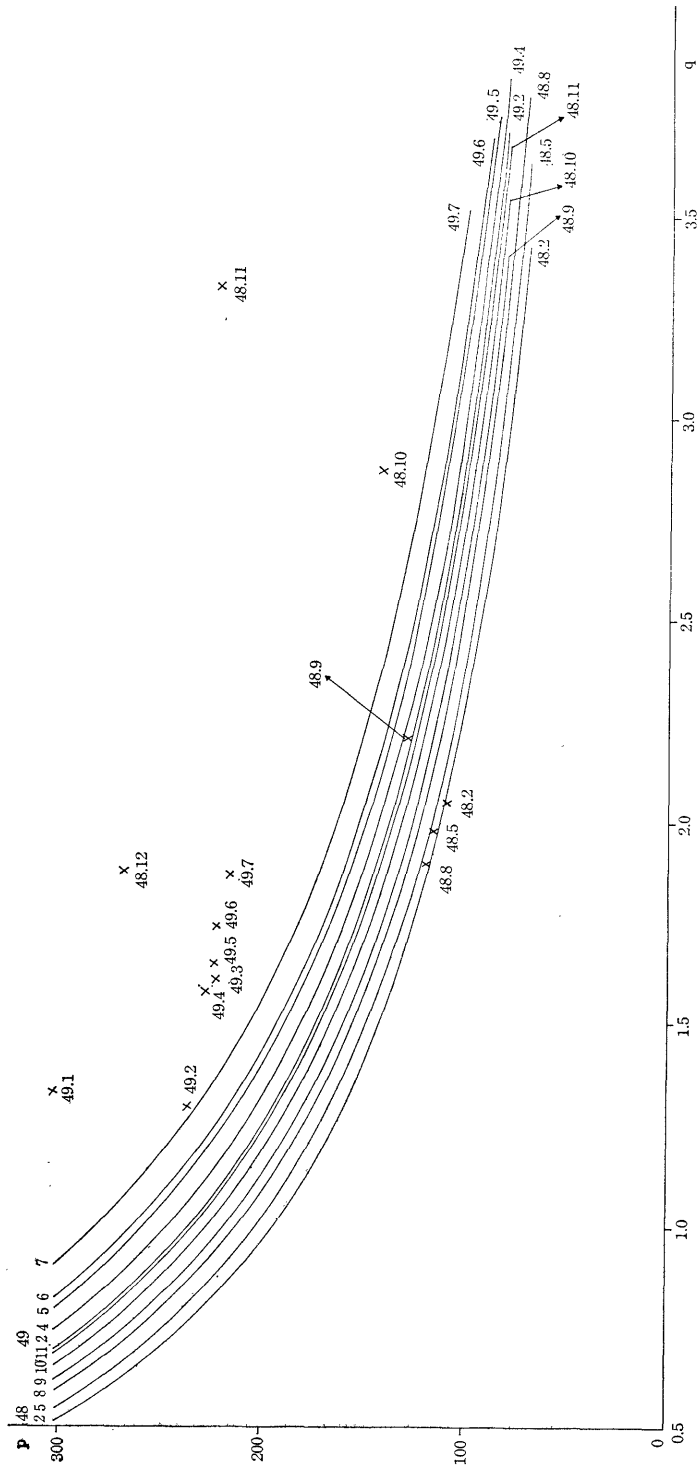
「国民生活白書」では物不足騒ぎの原因を、①全般的な物価上昇の中で消費者の間に買い急ぎの気運が熟していたこと、②中東産油国による原油価格引上げ決定（10月16日）及び原油供給削減決定（10月17日）が全般的な危機感を強めたこと、③紙の需給ひっ迫により、その先行き不安が高まり、クチコミ、マスコミを通じてその不安が拡大したこと等によると述べており、更にトイレット・ペーパーについてのパニックについては『「もの不足」のうわさは当初はもっぱら「クチコミ」によって伝わり、それも局地的なものであった。だが、10月31日の某新聞大阪版夕刊に「トイレット・ペーパーを2年分買いだめした主婦の話」が写真入りで掲載されるに至って大きな騒ぎとなった。11月2日には尼崎市の生協店舗で重傷者がでる程の騒ぎとなり、通産省が異例の事務次官談話を発表して消費者に冷静な対処を呼びかけるという事態にまで発展した。』

更に「国民生活白書」はもの不足騒ぎの発生とその経過を次のように述べている。『48年3月衣料品の買急ぎ、48年11月上旬関西地方を中心とした消費者のトイレットペーパーの買いだめ、買い急ぎ、同年10月31日某新聞大阪版夕刊に「トイレットペーパーを2年分買いだめした主婦の話」が写真入りで掲載、同年11月2日尼崎市の生協店舗で重傷者がでる、同年11月3日通産省トイレットペーパーのメーカーに対して緊急増産、緊急出荷を命令、同年11月6日買占めの防止法対象品目への指定を内定、同年11月5日大量の緊急出荷分のトイレットペーパーが販売され、翌々日には平静化（大阪）、その後買いだめが全国的に広がる、同年11月26日緊急出荷分が首都圏で販売され1両日中に鎮静、49年2月1日ちり紙、トイレットペーパーに標準価格実施、本格的鎮静に向う』

このような経過をたどったと見られるトイレット・ペーパーの買占め騒ぎはその後、果たして鎮静化してパニック以前の状態に戻ったのであろうか。また事実買占めが48年11月に突発的に生じたのであろうか。これらをさきに平常時について実測された需要曲線と実績値との関係から検討しよう。

異常期を含む48年、49年について、実測された(8)式にもとづき月次に需要曲線を書いて、実績値との適合性を検討する（図6参照）と、48年1月から同年8月迄は実績値が高い近似でほとんど需要曲線上に存在するのに対して、同年9月からは需要曲線の右上方に乖離を示しはじめる。48年1月から8

図6 昭和48年9月以降に起きた需要曲線の正常位置と実績値の乖離



注：48年12月，49年1月，同年3月の需要曲線は48年10月と同年11月の需要曲線の間に存在する。

月迄の需要量はいずれも2.0前後であり、価格は110前後を示していたのに対して、9月には需要量が2.32と急増して、需要曲線の右上方に乖離をみせ、実績価格は需要量2.32に見合う需要曲線上の価格110を大きく上廻って127.6を示した。これは、すでに9月から消費者の異常なトイレット・ペーパー買急ぎが始まり出していたことを示している。そして10月には実績点が更に右寄りとなり、需要量は2.84、価格は141.4と、平常時の消費パターンに比較して、異常に大きな需要量、異常に高い需要価格が認められる。11月の実績点は更に大巾に平常需要曲線から右上方に乖離し、最高の需要量3.32を示した。国民生活白書ではこの時初めて買占め騒ぎが起きたように述べられているが、実際には既に2ヶ月前から異常需要は始まっていたのである。なお11月の価格は、正常需要曲線上で実績需要量に見合うはずの価格90から大巾に上に乖離し、221.2という高さに達している。

こうして11月に異常需要がピークに達した後に、行政介入が行なわれ、その結果、異常需要は解消したと「国民生活白書」では理解されている。しかし、この解釈は経済理論的には厳密性を欠いている。たしかに12月の需要量は1.52と前月の半分の量になり、47年迄の平常時の需要水準以下となったが、需要価格はさらに上昇して267.9となり、正常需要曲線に対して大きく上方への乖離を示しているからである。この後、需要量は49年1月に1.43、2月には1.29と減少し、最小値を示した。しかし需要価格は49年1月に302.2と48年8月の3倍ちかくに達し、2月にはやや低下したものの、正常需要曲線上で実績需要量に見合う価格190を大巾に上廻る236.2を示していた。同年3月以降は需要量は僅少ながら増加し、40年1月から48年8月までの平常時における需要量に近づいていったが、他方、価格は僅少の低下をしめしたものの210の水準を横這い状態に推移している。ということは、49年に入って価格の急騰とともに需要量は減ったものの、それでも各月の実績点は依然として正常な需要曲線からは右上方に外れ、潜在的な購買意欲はなお正常水準を大きく上廻っていたことを示しているのであって、トイレット・ペーパーに対する消費者行動の異常は、いわゆるパニックから半年後になっ

表6 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（48年9月～49年7月）

	実績需要量(A)	(A)に見合うべき価格	実績価格(B)	(B)に見合うべき数量
48年9月	2.21	118	127.6	2.0
10	2.87	96	141.4	1.8
11	3.33	86	221.2	1.0
12	1.88	138	267.9	0.8
49年1月	1.33	86	302.2	0.7
2	1.29	191	236.4	1.0
3	1.61	158	231.7	1.0
4	1.58	173	227.3	1.1
5	1.65	174	223.6	1.2
6	1.74	170	219.9	1.3
7	1.87	172	215.4	1.4

でもまだ完全にはおさまっていなかったと判断すべきなのである。

IV-6 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経済理論的視点からすれば、48年9月以降の実績需要曲線は正常位置より右上方に変位していたことになる。この変位の第一次近似としては需要関数(6)式の定数項 C が正常値から変化したためと解釈できる。需要関数の理論式(6)'から明らかなように、定数項 C は $C = -\frac{\alpha_2 a_1}{\alpha_1 + \alpha_2}$ という構造をもっており、紙の限界効用曲線の截片にあたる選好パラメーター a_1 を含む誘導型パラメーターである。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9月以降の期間につきパラメーター 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ーター C を求めると、正常時の需要関数の定数項 C は -0.3829 という値をとっていたのに対して、9月は -0.03124 、10月は $+0.63703$ 、11月は $+1.86783$ というように変化している。その後49年2月に一度(−)に転じるが、3月からまた(+)となり、正値をとりながらその数値は増減していく(表7参照)。

表7 異常期に入ってから需要関数の定数項 C と
選好パラメーター a_1 の変化

	平常時 $C = -0.3829$ $a_1 = +0.38236$	
	需要曲線の截片 C	限界効用曲線の截片 a_1
48年9月	−0.0312	+0.0313
10月	+0.6370	−0.6378
11月	+1.8678	−1.8701
12月	+0.3540	−0.3544
49年1月	+0.3768	−0.3773
2月	−0.0983	+0.0984
3月	+0.1193	−0.1194
4月	+0.0918	−0.0919
5月	+0.0976	−0.0977
6月	+0.1771	−0.1773
7月	+0.2101	−0.2104

IV-7 限界効用曲線の変位

構造式(3)'からの誘導型である需要関数(6)式の定数項 C の変化は、(2)式で示されるトイレット・ペーパーの限界効用の定数項 a_1 の変化に帰せられるものと解釈することも可能である。

(1)式の効用関数 u を q_1 で微分して得られた限界効用

$$\frac{\partial u}{\partial q_1} = \frac{\alpha_1}{a_1 + q_1} u$$

によって、限界効用均等式は

$$\frac{\alpha_1}{a_1+q_1} u \Big/ p_1 = \frac{\alpha_2}{a_2+q_2} u \Big/ p_2$$

となるが、均等式のレベルでは両辺の u が消去できるので、各項は略して

$$\frac{\alpha_1}{a_1+q_1}, \quad \frac{\alpha_2}{a_2+q_2}$$

等となり、これを限界効用と呼んでも差しつかえない。上式に含まれる選好パラメーター α_1 , α_2 , a_1 , a_2 の数値の算定は誘導型としての需要関数(5)式と(6)式との対応

$$(5) \quad q_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_1+\alpha_2} \frac{Y}{p_1} + \frac{\alpha_1 a_2}{\alpha_1+\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} - \frac{\alpha_2 a_1}{\alpha_1+\alpha_2}$$

$$(6) \quad q_1 = A \frac{Y}{p_1} + B \frac{p_2}{p_1} + C$$

から行うことができる。(8)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それらを計算すると

$$\alpha_1 = 0.0012289$$

$$\alpha_2 = 1 - 0.0012289 = 0.9987711$$

$$a_1 = 0.38288468 \div 0.9987711 = 0.38335578$$

$$a_2 = 0.85051 \div 0.0012289 = 692.078097$$

〔注〕これによって平常時の a_1 が 0.383358 であったことがわかる。消費行動に異常を生じた48年9月からの需要関数の定数項 C の変化をもたらししたものとしての変化を逆算すると別表7の通りとなり、買急ぎパニックの頂点の48年11月では a_1 は -1.8701 のように符号が逆転し、数値も大きく変化している。 a_1 は限界効用式の分母に含まれるパラメーターだから、 a_1 の値が(+)から(-)に変化するということは、平常時の限界効用式が

$$\frac{0.0012289}{0.38335578 + q_1}$$

であったのに対して、48年11月の限界効用式は

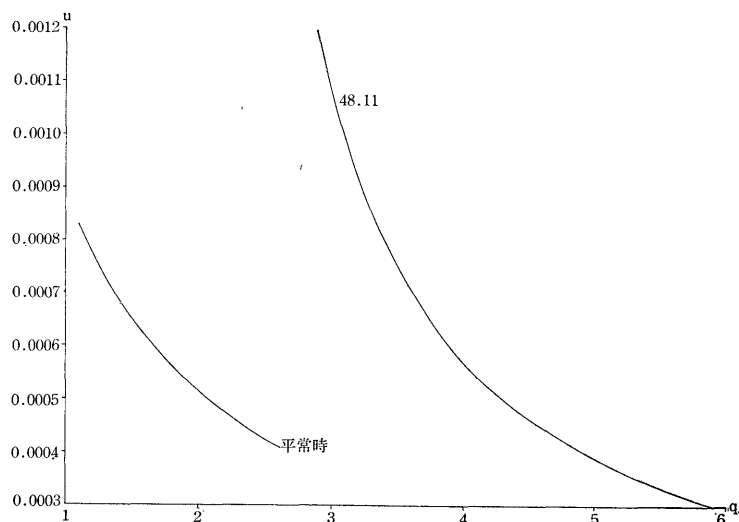
$$\frac{0.0012289}{-1.87013 + q_1}$$

と変化し、限界効用曲線が上方ヘシフトしていることを意味する(図7参照)。限界効用曲線が上方ヘシフトするということは、他財のそれに対して相対的に選好度が強まったものと解釈される。換言すれば、購買意欲の異常増進がどのようなようであったかが a_1 の数値の変化によって示されるのである。

選好パラメーター a_i が零のとき、その財の限界効用は消費量 q_i に反比例する。 $a_i > 0$ のときは、消費

〔注〕ここでは限界効用均等式、したがってまた需要関数が α_1 および α_2 に関して零次同次であることと、誘導型パラメーターの分母がつねに $\alpha_1 + \alpha_2$ となるというベルヌイ・ラプラス型の特性にもとづいて選好パラメーターの数値をノーマライズする規準として $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ を採用しているが、(1)式から明らかに、これは総効用 U が消費量 q に関して一次同次になることを意味しないし、 U の単調増加変換はつねに効用指標たりうるという基本則からいって、何ら一般性を損うものではない。

図7 限界効用曲線の異常変位



量 q_i が零に近付いても限界効用は正值をとりうるから、他財に対する限界代替率は $q_i=0$ の付近でも有限値をとりうる。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、實際上、消費量 q_i は $|a_i|$ 以下になり得ないという制約を生じ、 $|a_i|$ が緊急最低必要量という意味をもってくることに注意しなければならない。つまり、平常時にはそうでなかったのが48年10月を境にしてトイレット・ペーパーが緊急必需品に転じるような消費者選好の急変があったと解釈されるのである。

IV-8 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

48年9, 10, 11月の購入量は平常時のそれより多い。平常時には毎月の消費量がほぼ購入量に一致していた。ないしは翌月への繰越率がほぼ一定していたものとすれば、たとえば11月では $q_{11\text{月}} - \bar{q} =$
 $q_{11\text{月}}^* - q_{11\text{月}}$ だけ消費者のストックが増えていることになり、たとえば12月までには9月からの累積 $q_{9\text{月}}^* + q_{10\text{月}}^* + q_{11\text{月}}^* = q^*$ だけのストックが生じていたことになる。^[5]

したがって、10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。ということは誘導型パラメーター C が

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

のような構造をもち、需要関数の截片 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ることとなる。

注[5] 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, 勁草書房にまとめられている。

表8 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

平常時 $a_1 = +0.38336$				
$C = -0.3829$				
狂乱時 (48年11月) $a_1 = -1.87013$				
	C	a_1' (未調整)	a_1 (ストック量調整済)	q^* (ストック量)
48. 9	-0.0312	+0.0313	+0.03128	0
10	+0.6370	-0.6378	-0.85781	0.22
11	+1.8678	-1.8701	-2.83013	0.96
12	+0.3540	-0.3544	-2.53441	2.18
49. 1	+0.3768	-0.3773	-1.97726	1.60
2	-0.0983	+0.0984	-0.93158	1.03
3	+0.1193	-0.1194	-0.31944	0.20
4	+0.0918	-0.0919		
5	+0.0976	-0.0977		
6	+0.1771	-0.1773		
7	+0.2101	-0.2104		

以下消費者のストック効果を加えて選好パラメーター a_1 の数値を48年9月から49年7月まで計測しな
おすと、表8の a_1 のようになる。このとき48年10月から増加しはじめたストック量は49年1月から減
少して、これによると、3月にストック量は0.20と最小を記録し、同年4月には(-)に転じている。試
みに、負のストックの効果を入れて選好パラメーター a_1 を計測すると(+)に転じるばかりでなく、平常時
の a_1 の+0.38336を超える値が出てくる。一方、前節で行なったようにストック効果を入れないで48
年9月からの a_1 を測定すると、49年3月まで不規則に変化し、同年4月からは(-)ながら、そして僅少
であるがその数値は増加している。

以上のことから、49年3月まではストック効果が作用し、その後は消失したものとして処理するの
が適当であろう。

3月までの正のストック効果だけを考慮して測定された a_1 の値は48年10月に負値に転じ、11月に絶
対値が最大となり以後漸減するというかなり規則的な動きを示し、49年2月の見掛け上の不規則性が
除去されて、消費者選好の変化をよく跡付けていると見ることができる。

IV-9 異常期の価格弾性・所得弾性

49年9月以降のトイレット・ペーパー需要の異常さを別の角度から見るために、実績値に対応する
需要関数から、実績点における価格弾性・所得弾性を算定すると表9のようになり、平常時のそれと
比較すると(表5参照)、平常時には価格弾性の絶対値が1より大だったのが1より小となり、また所
得弾性についても異常期にはいじりく非弾力的になっているのがわかる。

需要関数 $q_1 = \frac{AY + Bp_2}{p_1} + C$ から需要の価格弾性 $\eta_{p1} = \frac{dq_1}{q_1} / \frac{dp_1}{p_1} = \frac{dq_1}{dp_1} \frac{p_1}{q_1}$ につき、 C と η_{p1} の関
係をみると

$$\begin{aligned}
\frac{dq_1}{dp_1} \frac{p_1}{q_1} &= \frac{-(AY+Bp_2)}{p_1^2} \frac{p_1}{q_1} \\
&= \frac{-(AY+Bp_2)}{p_1 \left(\frac{AY+Bp_2}{p_1} + C \right)} \\
&= \frac{-(AY+Bp_2)}{AY+Bp_2+p_1C} \\
|\eta_{p1}| &= \frac{AY+Bp_2}{AY+Bp_2+p_1C} \\
\frac{1}{|\eta_{p1}|} &= \frac{AY+Bp_2+p_1C}{AY+Bp_2} \\
&= 1 + \frac{p_1C}{AY+Bp_2}
\end{aligned}$$

となり

$$C=0 \rightarrow |\eta_{p1}|=1 \quad (a_1=0)$$

$$C>0 \rightarrow |\eta_{p1}|<1 \quad (a_1<0)$$

$$C<0 \rightarrow |\eta_{p1}|>1 \quad (a_1>0)$$

という関係が成り立つ。(6)式の $C = -\frac{\alpha_2 a_1}{\alpha_1 + \alpha_2}$ において α_1, α_2 は正值をとるから、 C の正負は選好パラメータ a_1 の負正に依存する。前述のように a_1 の正負は限界効用の原点に対する位置を左右するから、価格弾性の絶対値が1の上下いずれにあるかによるマーシャルの必需品の定義が、ここでは限界効用式と直結解釈されるのである。

表9 異常期の価格・所得弾性 (48.9~49.7)

	価格弾性	所得弾性
48年9月	-1.013	0.644
10	-0.776	0.502
11	-0.437	0.286
12	-0.767	0.485
49年1月	-0.737	0.459
2	-1.077	0.664
3	-0.919	0.555
4	-0.942	0.585
5	-0.942	0.600
6	-0.903	0.580
7	-0.895	0.591

IV-10 消費者の購入市場感応弾性の変化

さきに昭和48年8月以降に生じた消費者のトイレット・ペーパーに対する異常購入行動を、需要関数の定数項 C の変位という形式で捉えた。そして C の変位は、トイレット・ペーパーの限界効用曲線の截片の変位にまで遡って説明された。つまり消費者の買い焦り心理を、トイレット・ペーパーの限

界効用曲線の上方変位という形式で表現し、測定したのである。これは、従来からの消費分析の作法として正統的な処理であると言えよう。

しかし、第1章の辻村論文第7節のような理論表現、つまり消費者の買い焦りを「急性買手負占^{＊ゴブソニイ}」という形式で捉えることも可能である。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、トイレット・ペーパーに関しては

$$(12) \quad \frac{\partial U}{\partial q_j} / p_j \left(1 + \frac{\lambda_{qj}}{\nu_j} \right) = \mu$$

のような均衡条件が書ける。第1章の辻村論文に述べられているように、「自分が余分に買えば、それだけ値上がりする可能性があるから、買い控えよう」というような、買手独占者の意識をもつ消費者はまず居ない、ということから、昭和48年8月までは $\lambda_{q1}=0$ だったと解釈することができる。それが、9月以降は何らかの事情で $\lambda_{q1}<0$ 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も可能であろう。

(12式における価格の項の形式を、ここで使用している需要関数(6)'に導入すれば、トイレット・ペーパーに対するそれは

$$(13) \quad q_1 = \frac{AY + Bp_2}{p_1 \left(1 + \frac{\lambda_{q1}}{\nu} \right)} + C$$

となる。48年8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9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 λ_{p1} がゼロ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、9月以降の実績需要量 q_1 は(13式で説明される。(13式を変形して

$$(14) \quad \begin{aligned} q_1 - C &= \frac{AY + Bp_2}{p_1 \left(1 + \frac{\lambda_{q1}}{\nu} \right)}, \\ p_1 (q_1 - C) &= \frac{AY + Bp_2}{\left(1 + \frac{\lambda_{q1}}{\nu} \right)}, \\ 1 + \frac{\lambda_{q1}}{\nu} &= \frac{AY + Bp_2}{p_1 (q_1 - C)}, \\ \frac{\lambda_{q1}}{\nu} &= \frac{AY + Bp_2}{p_1 (q_1 - C)} - 1 \end{aligned}$$

として右辺の既知数を与えれば λ_{q1}/ν を逆算することができる。

ただこの場合に注意せねばならぬことは、前述のストック効果の調整である。48年9月以降では各月の購入量が平常消費量を超過しているから、消費者の在庫量 q^* が増加しており、それは前述のように限界効用曲線を

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

のかたちで押し下げる効果をもつから、需要関数の定数項である誘導型パラメーター C は

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

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(14)式で買手負占の項 λ_{q1}/ν を算定する際には、前述の理由で、48年9月から49年3月までについての 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_{q1}/ν は下表のとおりである。ここで48年8月までの数字がゼロでないのは需要関数の誤差によるものであるが、それと比較して9月以後の数字は有意に負の値をとっていると考えることができる。この表は消費者の買手負占の状況が9月から、11、12月にかけて急速に高まり、それ以後単調に減衰したことを示している。

表10 消費者の購入市場感応弾性の変化

年 月	λ_{q1}/ν
48年6月	0.006
7	0.054
8	0.000
9	-0.130
10	-0.360
11	-0.712
12	-0.714
49年1月	-0.691
2	-0.490
3	-0.340
4	-0.242
5	-0.233
6	-0.254
7	-0.248

λ_{q1}/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家計の購入価格弾性 λ_{q1} の各月の値を分離することができる。

そこで、供給の価格弾性 ν は

$$(i) \quad \nu = \frac{dX}{dp_1} \frac{p_1}{X}$$

であるから、その逆数をとって

$$(ii) \quad \frac{1}{\nu} = \frac{dp_1}{dX} \frac{X}{p_1}$$

とする。このとき、トイレット・ペーパーに用いた供給関数は

$$(iii) \quad p_1 = aX^b - C$$

であったから、この式を微分すれば、

$$(iv) \quad \frac{dp_1}{dX} = baX^{b-1}$$

となる。そこで(iii)式に(iv)式を代入すると

$$(v) \quad \frac{1}{\nu} = baX^{b-1} \frac{X}{p_1}$$

を得る。この(v)式の係数に供給関数のパラメーターを代入すると

$$(vi) \quad \frac{1}{\nu} = 2.01 \cdot 9.84 X^{1.01} \frac{X}{p_1}$$

となり、(vi)式の右辺の変数 X 、 p_1 に実績値を代入して $1/\nu$ を算定し、その逆数をとれば ν を得る。

すなわち

表11 供給の価格弾性値

	X	p_1	$1/\nu$	ν
47年9月	2.03	102.0	0.8070	1.24
48年11月	3.33	221.2	0.9998	1

となる。

表11から、平常時の ν は1.24前後であったことがわかる。そこで表10の λ_{q1}/ν から λ_{q1} を推定すると、いうまでもないが、平常時の λ_{q1} は $\lambda_{q1} \approx 0$ になる。

47年9月の数字は平常時における供給の価格弾性の一例である。供給側の行動が異常となる直前、すなわち正常時の限界費用曲線の近傍に実績供給量がプロットされる最後の月である48年11月の位置で供給の価格弾性を測るとほぼ1という値を得る。消費者が異常期に念頭に置いていた売手側の供給の価格弾性が果して何時の実績値にちかいものであったかを断定するのは困難であるが、ここでは便宜的に売手側の行動が異常になる直前の ν として48年11月の値を仮定すれば、それは1に近いから表1の λ_{q1}/ν をそのまま λ_{q1} の値と読み直せばよいことになる。

V 企業の供給行動

V-1 供給関数の理論的導出

生産関数をダグラス型

$$(1) \quad x = aL^b K^{1-b}$$

x = 生産量
 L = 労働投入量
 K = 資本設備投入量

とし、加工コストを

$$(2) \quad C = L_w + \bar{K}r + \sum_{i=1}^n p_i a_{ij} x$$

L_w = 人件費
 $\bar{K}r$ = 資本費（固定費）
 $p_i a_{ij}$ = 原料費

とおく。「短期」の仮定の下で、資本設備投入量が $\bar{K}$ と固定されているとすれば、(1)式の生産関数の K の項が定数となるから、労働需要 L は産出量 x だけの関数として

$$(3) \quad L = \left(\frac{1}{a} \bar{K}^{b-1} \right)^{\frac{1}{b}} x^{\frac{1}{b}}$$

となる。一般に、限界生産力逓減法則によって、 b は 1 より小であるから $\frac{1}{b} > 1$ となり、必要労働投入量は産出量 x の増加につれ比例以上に増加することになる。これをコストの定義式(2)に代入すれば、

$$(4) \quad C = L_w + \bar{K}_r + \sum_{i=1}^n p_i a_{ij} x = \left(\frac{1}{a} \bar{K}^{b-1} \right)^{\frac{1}{b}} w x^{\frac{1}{b}} + \bar{K}_r + \sum_{i=1}^n p_i a_{ij} x$$

となって、限界生産費は

$$(4)' \quad \frac{dC}{dx} = \frac{1}{b} \left(\frac{1}{a} \bar{K}^{b-1} \right)^{\frac{1}{b}} w x^{\frac{1-b}{b}} + \sum_{i=1}^n p_i a_{ij}$$

となる。これを限界費用＝価格 $\left(\frac{dC}{dx} = p \right)$ という競争的供給条件に代入すれば、限界費用曲線すなわち、供給関数は

$$(5) \quad p = ax^b + C$$

のような形式となる。この時、誘導型パラメーター a は $\frac{1}{b} \left(\frac{1}{a} \bar{K}^{b-1} \right)^{\frac{1}{b}} w$ であり、 b は $\frac{1-b}{b}$ であり、 C は $\sum_{i=1}^n p_i a_{ij}$ である。したがって(5)式の右辺第1項 ax^b は限界労務費、第2項の C は原料費に相当することになる。(5)式の形状を図8の実績点のちらばりと対応させて見ると、48年1月から48年11月までの点配列は平均的に、正の截片をもつ上反りの曲線状を示しているから、11月までに関しては、前者が後者をかなりよく近似しうるものと見なすことができる。すなわち、48年1月から11月までの売手の供給行動は(5)式で表わされるような一本の競争的供給曲線に乗っていたと考えることができよう。ただしこの場合の供給行動はメーカー段階から小売段階までを含んだ大まかな概念として理解されねばならない。

V-2 供給関数の当嵌め

前節で導かれた如く、供給関数は

$$(5) \quad p = ax^b + C$$

であるから、まず、供給関数の定数項 C を求める。「家庭用薄葉紙——その現状と見通し」(紙・パルプ協会48年8月)にみるトイレット・ペーパーの製造コストの構成比によれば、原料費(故紙)40%、原動費(電力・重油代)7%、包装材料費20%、固定費(労務費、減価償却費)26%、配送費7%となっている。

これに対して、あらかじめ48年1月から48年11月迄の実績値に見合う供給曲線をフリー・ハンドで描く場合には曲線の截片の高さが70前後となりそうに思える。そこで、上の資料から原料費を巾広く解釈し、故紙(40%)に原動費7%、包装材料費(20%)を加えて、67%を原料費と考えて C を算定してみる。この時、トイレット・ペーパーの製造コストはそのまま消費者価格に投影され则认为、48

年1月から8月までの平均価格の0.67倍が原料費に相当するものと考えれば、

$$C = \frac{p(48.1 \sim 8)}{8} \times 0.67 = 76.4$$

を得る。前述のごとく市場の需要量＝供給量 x は世帯当り消費量 $\times$ 全国世帯数であり、全国世帯数は短期間にそう大きく動かないから、世帯当り消費量に比例的に動くとして世帯当り消費量をもって x とする。

$$(5) \text{式} \quad p = ax^b + C \quad \text{から}$$

$$p - C = ax^b$$

$$(5)' \quad \log(p - C) = \log a + b \log x \quad \text{となる。}$$

この対数線型式に最小自乗法を適用すれば平常時の供給関数の具体型として

$$(6) \quad p = 9.85 q^{\frac{2.01}{(6.61)}} + 76.4 \quad \bar{r} = 0.900 \quad (\text{括弧内は } T \text{ value})$$

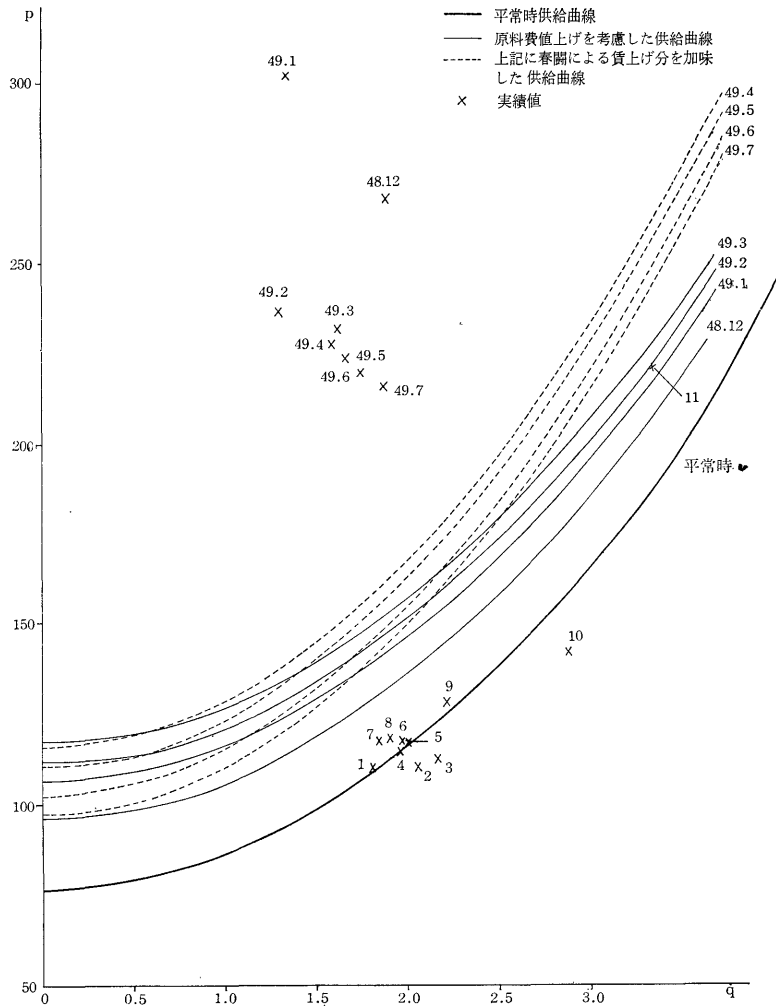
を得る。上式の a にはさきに供給関数の理論的導出の項で述べたように、賃金率 w が含まれ、定数項 C は単位原料費で決まる。そして価格は消費者価格をとっているから、この供給曲線はメーカー段階から小売り段階までを包括した、総合的な供給行動を示すものとみることが出来る。

(6) 式から平常時の供給曲線を描くと、その具体型は図8ようになる。この供給曲線と実測値との乖離の状況をみると、平常時の需要曲線の場合ほど実測値が曲線上ないしは極く近い位置にはないまでも、48年1月から9月までは実測値の理論値からの標準偏差が5.42となり、変動係数は0.05となっており、おおむね曲線の近傍に実測値は点在する。10月は縦軸の目盛である価格の実測値が141.4であるのに比べ、それに見合う供給曲線上の価格は158となっており、実測値の方が若干下廻る。11月は価格の実測値が221.2であるのに対して、供給曲線上の消費量に見合う価格(理論値)はおおよそ198であり、実測値の価格の方が高い。しかし、10月、11月とも供給曲線を挟んで存在し、傾向的に先ず、平常時の供給曲線に当て嵌まっていると見ることが出来る。

V-3 原料費、人件費の上昇による供給曲線の変位

上述のように、48年11月迄の実測値はほぼ平常時の供給曲線の近傍に点在しているが、12月には消費量が1.88に減少したにもかかわらず、価格は267.9と相変らず上昇しつづけ(図8参照)、平常時の供給曲線から大きく乖離している。そして、更に1月の価格は上昇し、302.2にまで達した。2月には消費量が129とさらに減少しながら、価格はいぜんとして平常時の供給曲線のはるか上方に位置している。それ以後、49年3、4、5、6、7月と価格は220前後を示しながら、ゆるやかに消費量は増え、48年1月頃の消費量2.0に近づいて来ている。しかし、これらの実績値は平常時の供給曲線から大巾に上方に乖離しつづけている。そこで、最初の大きな乖離を示した48年12月に戻って検討すると、まず、48年10月に石油危機が発生し、それによる諸原料の値上がりが供給関数の諸原料費の項 C を

図 8 供給曲線の正常変位と実績値 (平常時, 48.12~49.7)



変化させたという可能性が考えられる。そこで C を石油危機による諸原料費の値上り分だけ上昇せしめねばならない。そこでまず、48年1月の原料費を100とした指数を算定する。原料費として、故紙の単価(「紙・パルプ統計月報・年報」通産省)と原動費の燃料動力の卸売物価指数(「物価指数年報」日本銀行)ならびに包装材料費(黄ボール)(「紙・パルプ統計月報・年報」通産省)のキロ当たり円を48年1月から49年7月迄採り、これら三つの数字の各々を、48年1月を100とした指数に換算し、更に、さきに「トイレット・ペーパーの製造コスト構成比」にみた、故紙40%、原動費7%、包装材料費20%をウェイトとして、48年1月を基準とした各月の原料費の加重平均指数を作成する。即ち、

$$\begin{aligned} \text{48年1月の原料費指数} &= 100(48.1\text{の故紙の単価}) \times 40 + 100(48.1\text{の原動費}) \times 7 + 100(\text{包装材料費}) \\ &\quad \times 20/67 \end{aligned}$$

$$\text{48年2月の原料費指数} = 100(48.1\text{を}100\text{とした故紙の}48.2\text{の単価}) \times 40 + 100.3(48.1\text{を}100\text{とした}$$

48.2の原動費) $\times 7 + 102.1$ (48.1を100とした48.2の包装材料費) $\times 20/67$

のようにする。次に上記により算定された原料費指数のうち、48年11月の指数の162.4を平常時の原料費指数の代表として100と置き、48年12月以降の指数を更にデフレートする。この基準とした48年11月の指数100は、言い換えれば平常時の $C=76.4$ に見合うものであるから、48年11月の指数100を76.4として、48年12月以降の価格指数を更にデフレートする。求められた数字は石油危機の影響その他による(5)式の原料費 C の変化を示すものと考えることが出来る。即ち

表12	$\sum p_i a_{ij}$	(製造コストにおける原料比=67)	C の変化
48年1月	100		
48年11月	162.4	100	76.4 (平常時)
12	191.2	125.6	96.0
49年1月	211.6	139.0	106.2
2	221.7	145.7	111.3
3	233.3	153.3	117.1
4	230.2	151.2	115.5
5	220.2	144.7	110.6
6	203.4	133.6	102.1
7	193.4	127.1	97.1

となる。

供給関数の截片 C は石油危機による影響が出始めた12月に平常時より25%上昇し、11月までの76.4に比較して96.0を記録した。翌49年1月は更に10%上昇して106.2となり、2月は上昇率5%で111.3を示し、3月には5%の上昇率ながら117.1と最高を記録した。4月からは僅かながら減少を示し、6月には102.1、7月には97.1と石油危機の影響を最初に受けた前年12月の96.0に近づいて来ている。

このようにして求められた各月の C を(6)式の C と置換えて48年12月から49年3月迄の供給関数(限界費用曲線)を得る(図8参照)。この場合、勾配を示す賃金率 w を含むパラメーター a を変化させていないため、截片 C だけの变化によって上位にシフトした、平常時と同じ勾配を持った曲線が画かれる。しかし、49年4月には春闘による32%の賃上げが供給関数のパラメーター a に影響してくるのを考慮せねばならない。そこで、49年4月以降の供給関数は

$$(7) \quad p = (1.32) \cdot 9.84q^{2.01} + C$$

となる。この(7)式から(競争的)供給曲線を画くと、截片 C は石油危機による原材料費の値上げが3月に最高となり、以降5, 6, 7月と截片は微かながら下降を示しているが、49年4月の春闘の賃上げがひびいて、勾配は若干きつくなる(図8参照)。

V-4 異常期における限界費用と供給価格の乖離

48年12月から、49年3月迄について、求められた各月の C を

$$(6) \quad p = 9.84q^{2.01} + C$$

に代入して各月の限界費用曲線（競争的供給曲線）を画き、この曲線と実績値との乖離をみると、図4で見られる通り、12月の価格の実績値は267.9であるが、同月の消費量に見合う価格の理論値はおよそ120である。更に、49年1月には実績値が302.2と上昇して、同月の費用曲線上にみられる価格の理論値125を大巾に（約2.51倍）上廻っている。2月には消費量も価格も共に低下したが（ $q=1.61$, $p=236.4$ ）、やはり価格の実績値は2月、3月それぞれの限界費用曲線上で数量に見合う価格点の倍近くの高さに位置している。

49年4月からは、原料費の値上げと、春闘の賃上げ分を入れて補正した

$$(7) \quad p = (1.32) \cdot 9.84q^{2.01} + C$$

で限界費用曲線を画き、実績値との乖離をみる。費用曲線の截片Cの高さは3月をピークにして若干下降しているが、賃金上昇により勾配がきつくなっていることから、消費量が2.0以上の界域でその効果ははっきり現われる。そこで4月の価格実績値227.3を、同月の供給曲線上の価格（およそ148）と比較してみると、3月のような大巾な乖離は解消したものの、やはり、1.5倍程度の乖離をみせている。その後の価格実績値は5月223.6、6月219.9、7月215.4と多少とも下りはしたものの、それに見合う限界費用曲線上の価格の理論値と比較すると、5月は1.5倍、6月、7月は1.3倍と後者をかなり上廻っている（図8参照）。消費量は4月以降1.58、1.65、1.74、1.87と増加を示しており、平常時の消費量に近づいているものの、価格が210以下に落ちないで限界費用を大きく上廻っているということは、「国民生活白書」でトイレット・ペーパーの価格の本格的沈静が2月に達成されたと述べられているのとはうらはらに、明らかに、供給者側の「売り惜しみ」による価格の高位維持が継続されているものと判断することができよう。

V-5 価格吊上係数 ω の変化と販売市場感応弾性 λ の変化

市場が競争的である場合に企業は市場価格を所与として、それに適応する形で供給量を決めるというのが新古典派いらいの命題である。このとき、所与の市場価格に対する各企業の供給量の適応は供給量とともに逕増する限界費用を価格に一致させる形で行なわれる。

今、価格を p 、生産（供給）量を x とすれば、売上収入 R は

$$(8) \quad R = px$$

となり、生産費を C とすれば、利潤 π は

$$(9) \quad \pi = R - C$$

となるから、利潤極大条件

$$d\pi/dx = 0$$

から、

$$(10) \quad dR/dx = dC/dx \quad (\text{限界収入} = \text{限界費用})$$

を得る。このとき価格を所与の外生変数のように見なせば、

$$(11) \quad p = dC/dx$$

となって、この式は競争市場における各企業の商品供給曲線が、それぞれの限界費用曲線に一致することを示しており、他企業より多く売ろうとすれば、コスト節減の努力によって費用曲線の位置を低くせねばならない。

市場に売り手が少数しかいないというような不完全競争の場合には(11)式は

$$(12) \quad \underbrace{p + \frac{dp}{dx} x}_{\text{限界収入}} = \underbrace{\frac{dC}{dx}}_{\text{限界費用}} \text{ないしは } p \left(1 + \frac{dp}{dx} \frac{x}{p} \right) = \underbrace{\frac{dC}{dx}}_{\text{限界費用}}$$

となる。限界収入の右辺を下のように展開して整理すれば、

$$(13) \quad \frac{dp}{dx} \frac{x}{p} = 1 - \frac{dx}{dp} \frac{p}{x}$$

$$(14) \quad \frac{dx}{dp} \frac{p}{x} = \frac{dX}{dp} \frac{p}{X} \cdot \frac{\partial x}{\partial X} \frac{X}{x} \quad \begin{array}{l} x \cdots \text{当該企業供給量} \\ X \cdots \text{産業全体の供給量} \end{array}$$

$$(15) \quad \therefore 1 - \frac{dx}{dp} \frac{p}{x} = \underbrace{\frac{\partial X}{\partial p} \frac{p}{X}}_{\text{販売市場感応弾性}} \bigg/ \underbrace{\frac{\partial X}{\partial p} \frac{p}{X}}_{\text{需要の価格弾性}} = \lambda / \eta$$

となる。1社独占のときは $x = X$ となるから $\lambda = 1$ となり、零細多数競争のときは $x \ll X$ だから $\lambda \rightarrow 0$ となる。そこで(15)式を(12)式に代入して

$$(16) \quad p \left(1 - \frac{\lambda}{|\eta|} \right) = \frac{dC}{dx}$$

$$\text{価格} \left(1 - \frac{\text{販売市場感応弾性}}{|\text{需要の価格弾性}|} \right) = \text{限界費用}$$

を得る。前に述べたように、完全独占のときは $\lambda = 1$ となるので

$$p \left(1 - \frac{1}{|\eta|} \right) = \frac{dC}{dx}$$

となり、完全競争のときは $\lambda \rightarrow 0$ となるので

$$p = \frac{dC}{dx}$$

となる。

(16)式の左辺の括弧を右辺に置き換えると

$$(17) \quad p = \frac{dC}{dx} \frac{1}{1 - \frac{\lambda}{|\eta|}}$$

となり

$$\frac{1}{1 - \frac{\lambda}{|\eta|}} = \omega$$

と置けば

$$(18) \quad p = \omega \frac{dC}{dx}$$

となり、

$$(19) \quad \omega = p / \frac{dC}{dx}$$

となるから、 ω は価格吊上げ係数とでも呼べるようなパラメーターとなる。(18)式から明らかなように、販売市場感応弾性 λ がゼロであるような、完全競争市場においては $\omega = 1$ となって、供給価格は限界費用 $\frac{dC}{dx}$ に一致する。辻村論文(I)で述べられているような、何らかの原因で販売市場感応弾性 λ がゼロより大となった場合には価格吊上げ係数 ω は1より大となり、価格は限界費用より高い水準に設定される。

さて、現実問題に戻って、トイレット・ペーパー市場において ω と λ がどの様に変化したかを検討しよう。

まず、 ω について調べると、トイレット・ペーパーの限界費用は

$$\frac{dC}{dx} = ax^b + C$$

であるから、

$$\frac{dC}{dx} = p'$$

を競争的供給価格とすれば、

$$p' = ax^b + C$$

となり、価格吊上げ係数 ω は

$$\omega = p / p' \quad \begin{array}{l} p \cdots \text{実績値} \\ p' \cdots \text{競争的供給価格 (限界費用)} \end{array}$$

と書ける。

前述のごとく、限界費用 p' は48年12月からは石油ショックによる原料費の値上げを加味した定数項 C を持ち、49年4月からは春闘による賃上げ率1.32により修正されたパラメーター a を使用して推定される。それと市場(供給)価格の実績値とを比較した結果は表13の通りである。

表13に見るように、昭和48年10月の ω は0.893、11月のそれは1.185と試算される。これが厳密に1とならないのは、供給曲線の当嵌めの誤差によるものであるから、 ω の1からの乖離がこの程度の大きさの範囲に入る場合は、正常な競争的供給が行なわれていたと見る事が出来る。それが48年12月になると、 ω が2.05と飛躍的に大きな値を示し、49年1月になるとさらに増大して2.44に達する。これは供給価格が限界費用の2倍以上になっていたことを示す。このことは、明らかに上の許容誤差範囲を逸脱した有意な乖離であるから、この時期には市場の非競争要因が強く働いていたと見るほかない。すなわち、売手が市場での価格を所与として行動していないことを意味しており、市場硬直化の

程度が ω の値で表現されていることになる。換言すれば、市場の競争機能が正常に作動していない程度が ω の値で測られている。 ω の値は2月から少しずつ減少し7月には1.51にまで低下しているが、それでも平常時の $\omega = 1$ からかなりかけ離れた値であると言わねばならない。

一方、販売市場感応弾性 λ の値は(18)式により ω の測定値から下のようにして逆算される。

$$\begin{aligned}\frac{1}{1 - \frac{\lambda}{|\eta|}} &= \omega \\ 1 &= \left(1 - \frac{\lambda}{|\eta|}\right) \omega \\ \frac{\omega \lambda}{|\eta|} &= \omega - 1 \\ \lambda \omega &= |\eta|(\omega - 1) \\ \lambda &= |\eta| - \frac{|\eta|}{\omega}\end{aligned}$$

この式に、需要の価格弾性の実測値を入れて λ を算定すると、表13のとおりとなる。

48年10月の λ の値は -0.09 となり、11月は 0.07 となっているから、これがほぼ限界費用曲線の観測誤差にもとづく範囲を示すと見てよい。それに比べて、12月は $\lambda = 0.39$ となり、11月の λ の5倍以上の値をとっている。49年1月は $\lambda = 0.43$ と許容誤差範囲を大きく越えて、ゼロから離れて1に近づき、48年11月のその10倍、前月の48年12月のその2倍を示した。こうして、特に49年1月には平常時の許容誤差範囲 0.07 から大きく離れて1に近づき、一社独占の水準にさえ近づいている。49年2月には 0.49 と減少は示したものの、なお、49年12月の急上昇を示した 0.39 よりは大きい。その後3月 0.35 、4月 0.33 と少しずつ減少を示し、7月には 0.30 とはなったものの、依然として平常時の状態からははるかに乖離しているのである(表13参照)。

表13 急性^{ボリボリイ}売手多占の発生による価格吊上げ係数 ω と販売市場感応弾性 λ の変化(48年10月～49年7月)

年 月	Q	p(市場価格実績)	p'(限界費用)	η	ω	λ
48年10月	2.87	141.4	158.3	0.776	0.893	-0.09
11	3.33	221.2	186.6	0.437	1.185	0.07
12	1.88	267.9	131.0	0.767	2.05	0.39
49年1月	1.33	302.2	123.6	0.737	2.44	0.43
2	1.29	236.4	127.7	1.077	1.85	0.49
3	1.61	231.7	142.7	0.919	1.62	0.35
4	1.58	227.3	148.1	0.942	1.53	0.33
5	1.65	223.6	146.2	0.942	1.53	0.33
6	1.74	219.9	141.6	0.903	1.55	0.32
7	1.87	215.4	142.8	0.895	1.51	0.30

VI ま と め：トイレット・ペーパー市場における^{ネゴブソニイ}買手負占^{ボリボリイ}、売手多占の発生と減衰、およびそれに伴う需要、供給曲線の変位と実績値の変化

1973年後半から'74年前半にかけて、トイレット・ペーパー市場に生じた買占め、売惜しみ現象を、需要側、供給側の行動理論に則して分析した過程とその結果については既に前節までに述べられているが、それを更に前章の辻村論文で展開された異常競争の理論に対応させて要約してみると次のようになろう。

今回のトイレット・ペーパー市場に観られた異常現象は、明らかに需要側(消費者)の心理的パニックによる買い急ぎが先行して、その結果生じた需要急増に誘発されて、供給側の売惜しみが表面化し、価格の急騰現象が生じたと言える。そして、昭和49年7月現在では未だ、その後遺症が残っていると判定される。それ等を端的に表明するものとしての消費者の購入市場感応弾性と企業の販売市場感応弾性の変化は、次のように要約出来よう。

分析の手順としてはまず、消費者のトイレット・ペーパーに対する異常購入心理を需要関数の定数項 C の変化として捉え、その C の変位をトイレット・ペーパーの限界効用曲線の截片の変位で説明した。即ち、限界効用均等式

$$\frac{\alpha_1}{a_1+q_1} / p_1 = \frac{\alpha_2}{a_2+q_2} / p_2$$

に含まれている選好パラメーター α_1 の変化の割合によって、消費者の異常購入心理の発生とその程度を説明したのである。この際、48年10月以降は限界効用式にストック量 q^* を考慮して

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

として、 α_1 を測定しなおした。その結果、平常時の α_1 は+0.3833578であったが、48年10月には、-0.85781と負値に転じ、11月には-2.83013と最高の負値を示し、翌年3月にストック量が消滅するまでには-0.31944と負値が小さくなり、それ以後7月の-0.2104まで次第に減衰して行く(表8)。

このように、消費者の選好パラメーター α_1 は昭和48年8月まで平常時の値をとっており、9月からその値に変化を来した。ということは、とりも直さずトイレット・ペーパーの買占めは、それが市場で騒がれた48年11月よりも2ヶ月前の9月から始まっていたことを示している。この9月からの異常な需要増加を辻村論文で展開された市場感応弾性値 λ のゼロからの乖離として捉えてみると次の通り解釈し直すことができた。

辻村論文Iで市場感応弾性の概念について詳細な展開がなされているが、これを、市場で過度の需要超過が生じた場面では、需要者側は^{ネゴブソニイ}急性買手負占の地歩に陥って買い急ぎ、相手の供給者側は^{ボリボリイ}一時的に急性売手多占の地歩を占めて売り惜しむという状況として整理される。この「負占」^{ネガティブ}という

言いまわしは、大巾需要超過の場面では「急性売手多占」^{ボリボリイ}によって、一時的に売手の販売市場感応弾性がゼロより大となるのに対して、「急性買手負占」^{ネゴブソニイ}は買手の購入市場感応弾性に負値をとらせる、という形式上の対称性を表現するものである。

いま、消費者の買い焦りを「急性買手負占」^{ネゴブソニイ}として捉えてみると

$$(12) \quad \frac{\partial u}{\partial q_j} / p_j \left(1 + \frac{\lambda_{qj}}{\nu_j} \right) = \mu$$

のように、 λ_{qj} の平常時の値をゼロとしたとき、48年9月から有意に負値をとりはじめ、 -0.13 となる。更に11月にかけて -0.712 と負値は増加し、~~12月には最高の -0.712 と負値は増加し~~、12月には最高の -0.714 を記録した。その後減衰を示して行くが、49年7月現在でなお -0.248 と負値を示している。

一方、供給側の市場感応弾性値はどうかというと

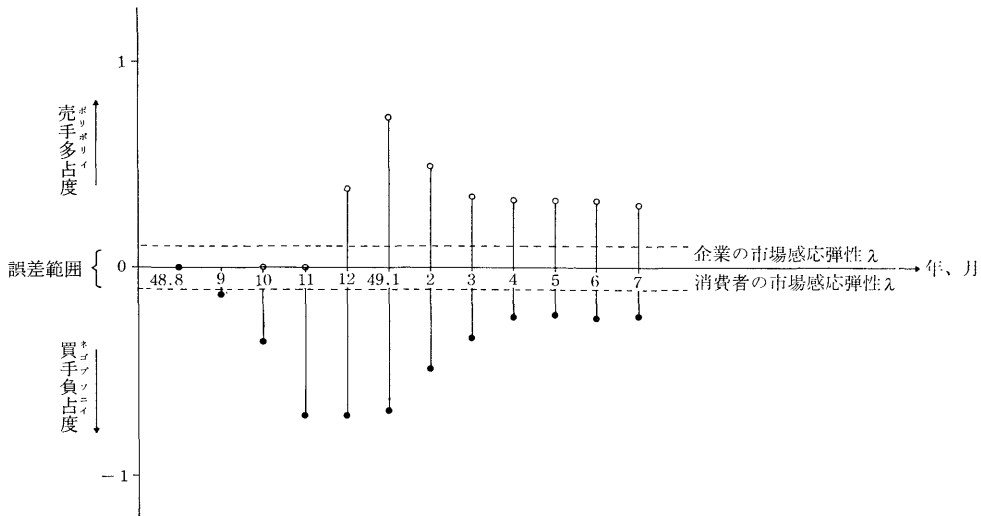
$$(10) \quad p \left(1 - \frac{\lambda_x}{|\eta|} \right) = \frac{dC}{dx}$$

から λ_x を算定すると、平常時の供給関数が当て嵌まった最後の月48年11月では、 0.07 と0からの乖離は誤差範囲にある。しかるに、同年12月になると、 λ_x は 0.39 となり、更に49年1月は 0.73 と最高を示し、1に近づいている。その後次第に減衰しているが、49年7月現在なお、 0.30 と平常時から比べたら有意にゼロから乖離したままである（図8参照）。

これら両 λ の変化からみて、 $\lambda_x > 0$ という急性売手多占と、 $\lambda_q < 0$ という急性買手負占^{ネゴブソニイ}とが同時発生したことが明らかとなった。しかも、両者とも観測期間最後の月である49年7月になっても $\lambda_x \neq 0$ 、 $\lambda_q \neq 0$ という平常時の姿には戻っていない。

この過程は、1973年前半からの商品市場全般にわたる大巾需要超過傾向が紙市場にも反映し、紙不足に対する消費者の不安を触発して、石油ショックの起きる以前である9月から買手負占の傾向が現われはじめ、それが次第に激化して11月、12月に買急ぎが本格化したことを示している。このとき、トイレット・ペーパー市場の需給関係の実体は、消費者の異常な買急ぎがなく、平常時の需要水準が維持されていたとすれば、供給不足になるような状態ではなかった。これはその時期の生産統計から確認することができる。ところが現実に異常需要が発生した結果、1973年12月には圧倒的な需要超過であることが誰の眼にも明らかな状態になっていたから、その時点で供給者側が急性売手多占^{ボリボリイ}の地歩を意識したのも自然の成行きだったと言える。11月までは買手側だけの異常だったのが、12月以降は買手負占^{ネゴブソニイ}と売手多占^{ボリボリイ}が重なったから、市場の需給状態は二重に正常状態から乖離したことになる。図9で言えば、消費者の購入市場弾性値のゼロ（横軸）から下への乖離と、企業の販売市場感応弾性値のゼロ（横軸）から上への乖離とが、誤差範囲を越えて上下に拡大するほど市場の異常度が高まっていると読むことができる。この読み方をすると、市場の異常度は1973年12月、'74年1月、2月が最大で、3月以降は減衰傾向を示すとはいうものの簡単には消滅せず、むしろ容易に正常域に戻らないことが示唆されている。この点は観測期間をさらに延長して確認せねばならぬことであるが、ひとた

図9 市場感応弾性の推移



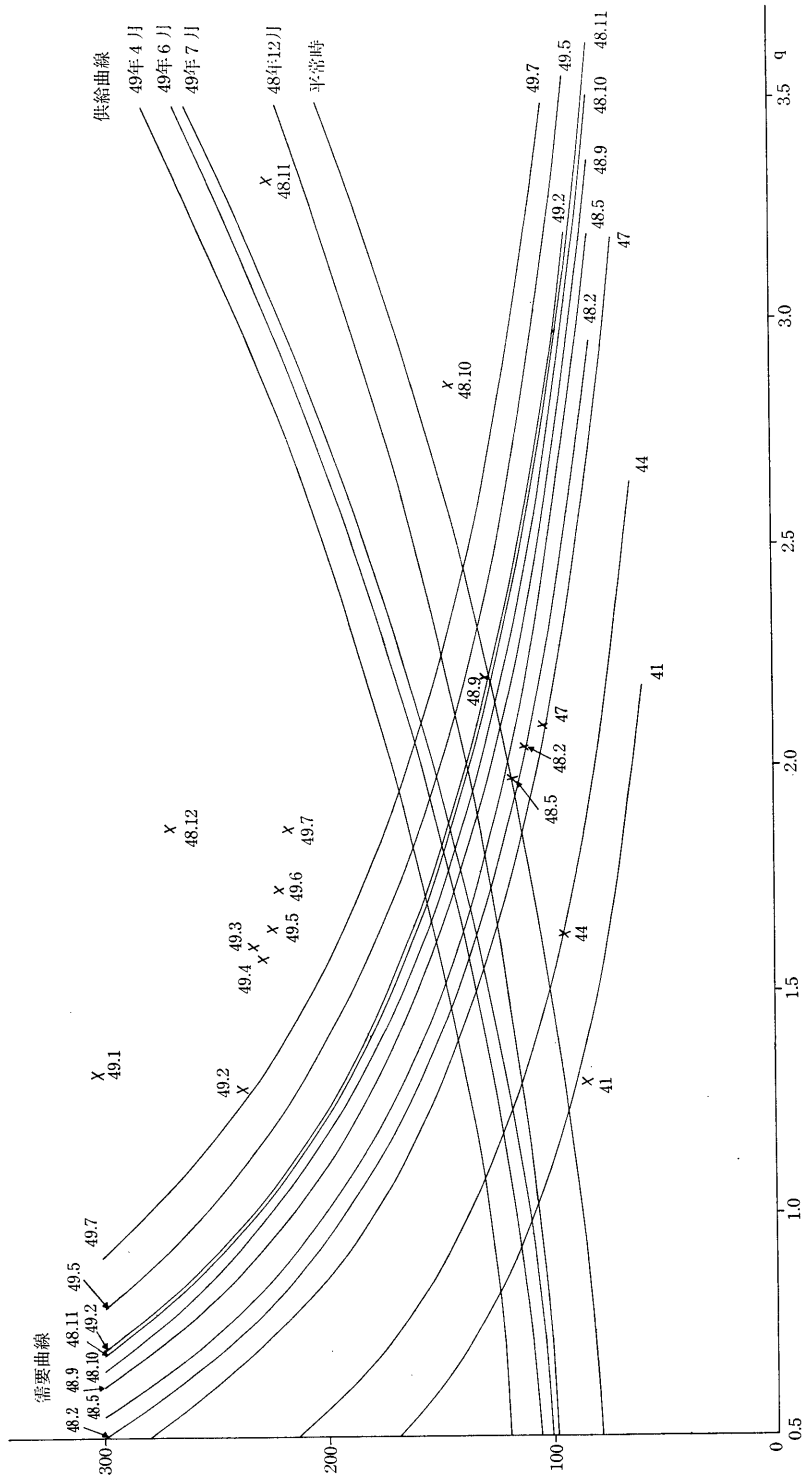
び買手側の負占や売手側の多占による異常性が市場の競争メカニズムを損うと、その原因が除去されてからも後遺症が残る、正常競争が回復するまでにはかなりの時間がかかることだけは確かなようである。

買手負占は需要曲線を正常位置より右上方に変位させ、売手多占は供給曲線を限界費用曲線（正常位置）より上方に変位させる。図10に示すように、これらの変位巾は買手、売手それぞれの市場感応弾性 λ がゼロから離れるほど大きくなる。その結果、需要曲線と供給曲線との交点で決まる（数量、価格）の組合せ、つまり実績値は、正常需要曲線より右上方、正常供給曲線（限界費用曲線）より左上方に位置することになるのである。これが1974年1月で最も甚だしいのは、図9の λ の上下巾のそれと対応するものであるが、1974年7月になってもまだ、実績値が両曲線の上方に浮揚しているのは、二種の λ がともにゼロ水準に復帰していないことによるのである。

とにかく、このようにして正常な消費パターンと厳密に比較すると、消費者行動の異常はすでに9月から始まっており、11月に突然起きたわけではないことがわかる。正常な消費に比較して、はるかに高い価格で、はるかに多量の購入が行なわれた、つまり異常な「買い急ぎ」が生じたことを図9および図10は示しているのである。そして9月から需要急増のきざしが見えはじめ11月には平常時の65%増しの需要が殺到することによって、商品が店頭から姿を消したことは、売り手側に、極端な需要超過が起きていることを確認させる結果となった。

図10でみるように、48年12月にはいると、需要は8月の水準を25%下回る水準まで急減している。これがパニックの鎮静を示すものでないことは、実績点がいぜんとして、12月の正常な需要曲線から大きく右上方に乖離していることで明らかである。11月から12月にかけて、トイレット・ペーパーの値段はさらに上がり、8月の2.2倍以上に達している。したがって、もし正常な消費パターンが維持

図10 需要・供給曲線の正常位置と実績値の乖離



されていたとすれば、12月には実績値の6割以下しか需要がなかったはずなのである。

そして図からわかるように、49年1月に価格が300をマークしたとき、需要量は減ってはいるが、それでも需要曲線が示す正常需要量の2倍ほどの量なのである。つまり、需要圧力はいぜんとして異常に強いまま推移し、この状況は49年7月になってもまだつづいている。このことは、図9で確認されるが、いちど「買い急ぎ」の消費者パニックが起きると、需要超過という客観条件が解消したあとでも、後遺症が容易に消えないことを示している。

他方、さきに当てはめた限界費用式の推定精度からいって、売手の市場感応弾性の数字はゼロから±0.1程度の誤差範囲をもつけれども、右に測定された数字は明瞭に誤差範囲を越えてゼロを離れ、1のほうに寄る傾向をみせている。48年11月から12月にかけて、トイレット・ペーパー業界の集中度が不連続に高まったとみるのは無理だから、右の感応弾性の変化は、明らかに、大幅需要超過に起因する多占病^{ポリポリズム}の発現とみるほかない。昭和48年末から49年はじめにかけて、洗剤や灯油とともに、トイレット・ペーパーの「買い占め、売り惜しみ」が盛んに問題とされ、業者が自前の倉庫にはいり切れない在庫を、農業倉庫を借りたり、ボウリング場を借りたりして詰め込んでいるニュースがしきりに伝えられた。

売り惜しみ在庫の急増 トイレット・ペーパーの生産は、48年8月までの水準よりも、12月以降のほうが高いのに、出荷の水準は48年2、3月より49年2、3月のほうが低く、在庫は49年前半に累増している。そして48年11月に比べて、49年1月の価格はコスト増では全く説明できないような上がり方を示しながら、在庫が増加しているのは、これが「売れ残り在庫」ではなく、売手多占^{ポリポリイ}による「売り惜しみ在庫」であることを裏書きしている。この「供給制限による価格のつり上げ」の要因が49年夏まで残存していることを、市場感応弾性の数字は示しているのである。

しかしこの数字が49年1月をピークにして、その後しだいに減衰する傾向をみせているのは、48年11月の爆発的需要超過のショックによって、強化した売手の多占病^{ポリポリズム}が、その後の市場の軟化傾向によってしだいに軟化し、市場の競争性が徐々に回復されつつあることを示すものである。独占病^{モノポリズム}であればこのように連続的な減衰傾向は示さない。

以上ふつう競争的業種とされているトイレット・ペーパーの市場を例にとり、ひとたび多占病^{ポリポリズム}が発生すると、取り引き数量が平常水準を下回る状況の下でも価格が上昇しうること、すなわち物価上昇と数量減少を両立させるような市場機能のマヒが生じうることを確認した。もともと寡占的であって、独占病の素地のある業種についてはいっそう多占病が併発しやすいことは明らかである。

したがって、現代の大企業体制の下で、1973年のような極端な総需要超過が生じれば、スタグフレーションが起きるのは自然の成り行きだったといえる。

トイレット・ペーパー市場における異常の発生は消費者パニックという特殊なかたちをとったけれども、本質的に重要なのは、一般に各商品市場で大巾な需要超過傾向が生じると、それに伴って売手

多占，買手負占が併発し，供給曲線がコスト圧力以上に左上方に，需要曲線が所得効果以上に右上方に変位する結果，価格の急騰と取引数量の減少が同時生起するという点である。1973年の極端な総需要の過大が多くの商品市場で類似の現象を惹き起したことは殆ど疑う余地がなく，したがって集計的レベルでのスタグフレーション，すなわち名目GNE増加率以上の物価上昇と実質GNPの減少との同時生起は上のような個別商品市場における異常の累積効果を示すものと解されるのである。

上の例のように，大巾需要超過による競争機能の破損が，後遺症を残すとすれば，総需要抑制によって景気引緊めを行ったあとで，景気刺激に転じるときのタイミングならびに刺激強度について慎重に配慮しないと，再びスタグフレーションを繰り返す危険の大きいことは明らかである。1973年から1974年にかけての景気過熱は従来のそれとは異なる病的状況であったことに特段の注意を払わねばならないことを上の実証分析の結果は警告しているのである。