

Title	家計調査資料と市場分析
Sub Title	Family Budget Data and the Market Analysis
Author	辻村, 江太郎(Tsujimura, Kotaro)
Publisher	
Publication year	1961
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.3, No.6 (1961. 2) ,p.711- 728
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19610225-04044607

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.

家計調査資料と市場分析

辻村 江太郎

(一) 問題の所在

消費財に関する市場分析には、生産財の場合と同様に、統計的な需要函数の推定が利用されることが多い。すなわち、個々の消費財もしくは財のグループに対する需要を所得、価格、その他の関連する変数の函数とおくことにより、その変動要因を明らかならしめようとするわけである。

例えば、食料品について、吾々は家計調査資料、もしくは食料品生産・在庫統計、および物価ならびに所得統計等の時系別資料にもとづいて推定された需要函数を利用することにより左のような問題に答えようとする。「国民経済の成長率如何が食料品需要に及ぼす効果」、「個人所得水準の上昇率が従来どおりであるとき穀類消費から、より高価な動物性食品や野菜、果物等への代替が進行する程度」、「食料消費が飽和点に近づいているか否か」、「下級品から上級品への代替は、一〇年後の農業生産構造をどのように変えるか」

同様にして、テレビ、電気冷蔵庫、自動車、化粧品、化粧石鹸についても、精度の高い需要函数の推定に成功すれば、想定された条件の下での将来の市場を予測することができる。

各商品・サービスについて未来の市場状況を予測することは、同時に将来の産業構造を予測することでもある。これらの予測が、企業の立場から、政府の立場からも、実際に必要不可欠なことは近年とみに認識され、各種の努力がなされていることは周知のとおりである。

右のような分析が行なわれる場合、吾々は特定の商品ないしサービスに関して、

$$q = f(p, y, \dots)$$

のような需要函数を考える。ここで、 q は需要量、 p はその商品の価格、 y は消費者の所得、等々である。右の函数型を、一次式あるいは対数線型の式に特定化して、例えば

$$q = a + bp + cy + \dots$$

のパラメター a 、 b 、 c 等を推定する。これらの推定値を利用して、例えば、消費者の所得が年率八パーセントで成長し、価格は不変である場合の需要量を予測しようと試みたりするのである。商品間の競争・補完関係を考慮する場合には、例えば、日本酒の需要函数にビールやウィスキーの価格やアルコール強度を導入したりする。

しかし、時として吾々は特定商品の市場のみでなく、全体としての消費パターン、すなわち消費者が彼等の支出を各種の財貨・サービスに如何に配分するか、を知りたい場合がある。特に将来の産業構造、それに伴う投資配分や雇用構造の変化に関心をもつときには、消費パターンの予測が重要性をもつ。

右の目的に対しては、前述の種類の需要函数分析がつねに効果的であるとはかぎらない。何となれば、各個別の商品やサービスに対する需要函数がそれぞれ独立に推定される場合には、各商品毎の需要函数相互の間の論理的ならびに量的斉合性はあまり考慮されないからである。例えば、時系列資料から導かれたテレビに対する需要函数から、テレビ需要は数年のうちに飽和することが示唆されたとしても、テレビ消費に代つてその減退分が何れの消費項目に向けられるかに関しては何らの情報も与えられない。

特定の個別商品に対する需要ではなく、全体としての消費パターンの変化に関心をもつといえば、ただちに家計調査資料から与えられる収支表が想起される。吾国における個人所得の水準が現在の二倍となる時期に、消費パターンはどのように変化するか、すなわち

如何なる支出の割合が増加し如何なる支出の割合が減少するかという提問は、その際に実現されるべき家計収支表の如何を問うているわけである。

一九四〇年代の前半までに信じられていたところでは、右のような問題は、少なくとも原則的には、一般化されたエンゲル法則を適用することによって容易に解明されるべきものであった。すなわち、家計調査から与えられる所得階層別の収支表にもとづいて推定される各支出金額の対所得回帰線の利用である。

事実、家計調査資料における階層間の所得の推移は、一見したところ、時系列資料における所得変化ときわめて類推的である。例えば、家計調査資料のうちに見出される本来のエンゲル法則を適用することによって、市場における穀類需要が国民所得の上昇に伴い他の消費財需要に代替されるものと予想することは、合理的であるようにみえる。

したがって、クロス・セクションで得た穀類消費の対所得回帰線の係数を知っていれば、右の市場構成変化を量的に予測することが可能であるようにみえる。この点は、価格変化を考慮に入れても、或る程度まで同様に行うことができる。もちろん、価格が変化すれば家計所得と消費支出との関係も変化するであろう。

消費—所得の関係を決定する際の価格体系の役割は消費者行動の理論によって説明されてきた。とくに、アレンとボウレーは、家計調査資料から得られる消費—所得の直線回帰に斉合するように消費

者の選好函数を特定化することによって、一般化されたエンゲル法則に理論的な説明を与えた。もし、選好函数で示される消費者の嗜好が、所得階層別にも時点間でも、変化しないものと前提することがゆるされるならば、そしてもし、吾々がその不変な選好函数を推定することに成功するならば、将来の消費財市場構造を予測することが可能となる。

右の線に沿った接近は、アービング・フィッシャー、ラグナー・フリッシュ、アブラハム・ワルト、その他によって試みられてきた。

しかし乍ら、ここ十年余りの間に、前述のクロス・セクションと時系列との類推関係の妥当性が、主として米国の経済学者達によって疑問視されはじめた。すなわち、右の類推が経験的に成立たない場合のあることが、予測の失敗その他から見出されたためである。

この現象は消費函数の非可逆性とも呼ばれる。この非可逆性を説明するための仮説として、デュウゼンペリは消費者選好の可変性を、トービンが家計の流動資産保有高を、フリードマンおよびモデリアーニは家計所得の短期変動を導入した。

これらの研究がもたらした消費函数もしくは需要函数のレベルで行なわれているのに対して、筆者らが消費者選好函数のレベルまで遡って検討をつづけてきたことは前稿までに報告したとおりである。

(二) 使用される資料

筆者らのこれまで行なった分析は、戦前および戦後の家計調査資

料から推定される年々のクロス・セクション回帰線の係数を時系列にならべて、選好場の変化を追究するという手法に依るものである。それらの分析の結果が、デュウゼンペリ仮説の妥当性を示唆することはほぼ確実とおもわれるが、諸仮説の選好と、振り出された理論模型を実際の予測に利用することとの間には若干の距離がある。

仮説の選好を可能にする程度の精確さで選好場が推定されたとしても、厳密な予測を行なう目的からすれば未だ精度が充分ではないからである。

従来吾々が採用してきた手法で十分な精度が得られなかった主な理由は二つある。一つは前稿で述べたように、家計調査年報で与えられる年平均の収入階層別の数字が、各世帯の追跡集計による年計を階層別に分類集計したものでなく、毎月の階層別集計を一十一月について合算・平均したものであることである。一十一月集計の欠点は、各被調査世帯所得の月別変動がそのまま各階層に分類されるため、平均的に一定水準の所得をもつ特定世帯の収支が月毎に異なる階層に属するものとして記録されていることにある。その結果、「消費者の支出行動は平均的安定的な所得水準に適合してなされるのに、記録されている所得はそれとは異なった変動を含む月毎の所得である」という意味で、資料にフリードマン効果が混入している。

フリードマン自身の推測では、米国において消費者所得の平均的

安定的水準（彼の用語ではパーマネント・インカム）を得るには約三カ年の異動平均が必要とされている。吾々自身の観点では、吾国勤労世帯の場合、所得変動について景気循環的要素よりも経済成長的要素の方がはるかに強いから、一循環期を均す必要は認められない。むしろ吾国賃金支払制度の特徴としてのボーナス支払による季節的変動要因が強いから、年間平均をとるのが適当であるとおもわれる。

右の点については、経済企画庁経済研究所の再集計による六ヵ月追跡集計が利用できるようになったので、或る程度まで困難は解消された。

吾々の推定精度を阻害してきた第二の原因は、現在利用できる収入階層別資料が世帯人員に関してコントロールされていないことである。（この点は右の六ヵ月追跡集計についても同様である。）吾々は所得効果と人員数効果とを分離するために重回帰推定を行ない、かつ人員に関する回帰係数を利用して選好函数の固定パラメーターを変位パラメーターから分離することを試みた。しかし、前稿までに示したように、階層別の所得金額と世帯人員規模との間にはかなり強い相関がある。吾々がベンチ・マップによって検討したかぎりでは、通常の判定規準からみて有害というほどのコ・リニアリティーは、多くの場合、生じていないようにおもわれたが、予測のための選好函数推定というような高い精度を要求される目的に対して充分であるという確たる保証はない。

以上、二つの理由から、今回はクロス・セクション回帰面の時系列分析という手法に代えて、勤労者全世帯の一（十二月平均）の年時系列（昭和二六（三四年））を直接に利用する手法をとることとした。この資料は前述のフリードマン効果を含まないと考えられるし、同時に、時系列をとることによって所得変動と世帯人員変動との相関は大幅に低下するからでもある。

(三) 選好函数の推定と仮説の選別

家計調査年報所載の「全都市勤労者世帯年平均（一（十二月）月間収入および支出」の表につきのような理論模型を適用する。

いま、 q^1, q^2, \dots, q^n 、を消費者によって購入される各財貨およびサービスの量とし、

$$(1) \quad \varphi(q^1, q^2, \dots, q^n)$$

を効用指標函数とする。さらに p^1, p^2, \dots, p^n 、を各財の価格とし、 Y を可処分所得とすれば、収支均等式は

$$(2) \quad p^1 q^1 + p^2 q^2 + \dots + p^n q^n = Y$$

となる。

いま価格 p および所得 Y を所与とすれば、収支均等条件(2)の下で均衡条件は周知のごとく、

$$(3) \quad \frac{q^1}{p^1} = \frac{q^2}{p^2} = \dots = \frac{q^n}{p^n}$$

と書くことができる。但し、ここで

$$(4) \quad \varphi^i = \frac{\partial \varphi(q^1, q^2, \dots, q^n)}{\partial q^i} \quad (i=1, 2, \dots, n).$$

である。

以上の式により、需要量ないし支出金額は価格および所得の函数として決定される。すなわち、

$$(5) \quad E^i \equiv p^i q^i = \delta_i(p^1, p^2, \dots, p^n; Y) \quad (i=1, 2, \dots, n).$$

右の諸式のうち(2)および(3)は消費者行動の構造方程式にあたり、(5)は構造方程式を解いて得られた誘導型である。もし吾々が(4)に含まれるパラメーターの数値を知っていれば、(5)を数字方程式として書くことは容易であり、したがって所与の価格 p および所得 Y に対して支出金額 E^i の値を知ることができる。

アレン・ボウレイおよびワルトは(4)を q^1 から q^n までの一次函数として特定化した。いま世帯人員 m を考慮に入れて書けば、

$$(4.1) \quad \varphi^i = a_i + b_i m + \sum_j \alpha_{ij} q^j \quad (i, j=1, \dots, n).$$

となる。(4)からは(5)が所得 Y の一次函数として得られるが、これは家計調査資料から経験的に得られる高い有意性をもった支出金額 E^i の所得 Y に対する線型回帰と斉合している。しかし、もし吾々が総支出を二箇以上のグループに分けて、すなわち $\sqrt{2}$ として、処理しようとする際には(4.1)は少しく扱いにくい。そこでもし、あえて独立財の仮定を導入して、先験的に $\alpha_{ij} = 0 (i \neq j)$ と置くならば、一般性をそこなう代償として、より簡単な形式

$$(4.1') \quad \varphi^i = a_i + b_i m + \alpha_{ii} q^i, \quad (i=1, \dots, n)$$

を得ることができた。

筆者らはかつて二財 ≈ 2 (食費・非食費) の場合に(4.1)を使用したが、市場分析に実用しようとする場合には当然 n が大となるから、

(4.1) はかならずしも実用上最良の特定化とは言い難い。吾々は線型のクロス・セクション回帰と斉合する(4)の特定化として、

(4.1) (4.1') とは別の形式の効用指標函数を選ぶこともできる。すなわち(1)の特定化として

$$(1.2) \quad \varphi = \Pi_i (a_i + b_i m + q^i)^{2\alpha_i} \quad (i=1, \dots, n)$$

とおけば、これから(4)の特定化された形式として、

$$(4.2) \quad \varphi^i = \frac{\partial \varphi}{\partial q^i} = \frac{\alpha_i \varphi}{a_i + b_i m + q^i}$$

を得る。(4.2)を(3)に代入することによって均衡条件はつぎのように書ける。

$$(3.2) \quad \frac{a_i}{\alpha_i} p_i + \frac{b_i}{\alpha_i} p_i m + \frac{1}{\alpha_i} E^i = \omega \quad (i=1, \dots, n)$$

$$\text{or } a_i^* p_i + b_i^* p_i m + \alpha_i^* E^i = \omega$$

ここで ω はいわゆる「貨幣の限界効用」の逆数である。

同様に、(4.1) および (4.1') からはそれぞれ

$$(3.1) \quad \left(a_i + b_i m + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} q^j \right) \frac{1}{p^i} = \omega$$

$$(3.1') \quad (a_i + b_i m + \alpha_{ii} q^i) \frac{1}{p^i} = \omega$$

なる均衡条件を得る。ここで ω は貨幣の限界効用そのものである。

これらの特定化された構造方程式を経験資料に適用する際には、

前述の「需要の非可逆性」を考慮せねばならない。前稿（「戦後家計調査資料の分析」商学年報Ⅰ）までに選別した吾々の仮説は「習慣形成仮説」ともいふべきデュウゼンペリ系統のそれであり、選好函数の形式に対応して、時間の経過に伴う変位はそれぞれつぎのように定式化される。まず(4.1)に対しては、

$$(6) \quad a_i(t) = a_i(0) + \mu_i \sum_{j=0}^{t-1} \left(\sum_{k=1}^n a_{ik} q^k \right)_{\tau}$$

ここで μ_i は「習慣形成係数」である。

(4.1)のかわりに(4.1)'もしくは(4.2)を採用すれば、

$$(6)' \quad a_i(t) = a_i(0) + \mu_i \sum_{k=0}^{t-1} a_{ik} q^k$$

$$(7) \quad a_i(t) = a_i(0) + \mu_i \sum_{k=0}^{t-1} q^k$$

のようになる。

そこで、経験的に安定した構造方程式を得るために、以上の特定化された選好函数の諸形式のうちで何れが適当であるかを検討しよう。この目的のために、家計収支表に示された総消費を「食費」と「非食費」とに分割して用いる。

第一表の数字は各年の「平均所得階層」に対応する。観測期間中では所得分布に階層間の逆転が生じた徴候はないから、吾々は「平均所得階層」が少なくとも母集団に於ては同一の家計群から成るものと考えることができる。したがって第一表の数字は、観測期間中、理論的に同一の（代表的）家計について考えられるものの対合物であるとしてよく、上述の習慣形成関式を適用することがゆるされる

第一表

Year	Food consumption E^1 (Yen)	Non-Food Consumption E^2 (Yen)	Price Index of Food p^1	Price Index of Non-Food p^2	Family Size
1951	7,554	7,066	1,000	1,000	4.68
1952	8,767	9,394	1,038	1,081	4.77
1953	9,774	11,953	1,110	1,166	4.79
1954	10,501	12,566	1,190	1,221	4.80
1955	10,465	13,048	1,154	1,241	4.71
1956	10,399	13,832	1,139	1,277	4.47
1957	10,937	15,155	1,184	1,304	4.44
1958	11,444	16,355	1,169	1,311	4.46

のである。

(6)、(6)'および(7)をそれぞれ(3.1)、(3.1)'および(3.2)に代入すれば、支出を

二群に分割した場合の式として、各年につきつぎの均衡方程式を得る。

$$(8.1) \quad \{a_1(0) + b_1 m + \mu_1 \sum_{r=0}^{t-1} (a_{11} q^r + a_{12} q^{2r}) + a_{11} q^t + a_{12} q^{2t}\} \frac{1}{p^t} \\ = \{a_2(0) + b_2 m + \mu_2 \sum_{r=0}^{t-1} (a_{21} q^r + a_{22} q^{2r}) + a_{21} q^t + a_{22} q^{2t}\} \frac{1}{p^{2t}}$$

第一表では八期間しか使用できないから、(8.1)をテストすることは不可能である。そこで(4.1)なる特定化に関しては、 μ を先験的に零と置いた場合のみをテストすることにする。これはワルトの古典的模型である。

仮説の有効度をテストする通常の方法は、最小自乗法その他による推定を行なって、相関係数および回帰係数の標準誤差を検討するのであるが、いまの場合、自由度がきわめて小さい。また従来の経験からこの種の推定では相関係数は多くの場合きわめて1にちかいかい値が得られ、それ自体では仮説の有効度を判定する材料とならないことが知られている。したがって、ここでは統計的推定に代って、自由度の範囲で幾通りかの可能な完全決定を行ない、その結果得られる各組のパラメーター集合を比較して、各パラメーターの符号および各パラメーターの絶対値相互の大小関係が安定しているものをさがすこととした。その結果は第二表に示されている。

第二表は各種の特定化された効用指標函数について、選好の変位を考慮した場合と、考慮しない場合とに分けて比較したものである。まず(8.1)で選好の変位を考慮しない場合、すなわちアレンーボウレ

イないしワルトの古典的定式化については、一期ずつズラした完全決定によって得られる三組のパラメーター集合は a_i 、 b_i 、 a_{ij} の符号に關しても、相互の大小關係についても、著しく不安定で使用に耐えないことがわかる。

「独立財の仮定」を導入した(8.1)について変位を考慮した場合(B)をみると、二組の各パラメーターの絶対値はかなり異なっているが符号は一致しており、また各集合内部の相対的大小關係はその安定性において(A)の場合よりも遙かにまざっている。

独立財の仮定とともに「選好は変位しない」とする仮定を併用した場合である(C)については、符号の不一致、相対的大小關係の不一致、が認められ、使用に耐えないことがわかるが、(A)と比較すれば不安定さは大同小異であり、「選好不変」の仮定の下では「独立財」という特殊化を導入してもしなくても経験的妥当性には影響ないようみえる。

効用指標を(4.2)の形式に特定化したときの均衡方程式(8.2)について変位を考慮した場合の結果は(D)に示されている。ここで、昭和二六～三三年の時系列と昭和二七～三三年の時系列とから得られた二組の結果は符合ならびに絶対値の大小關係とも酷似しており、きわめて良好な安定性を示している。これに對して、選好変位を考慮しない場合(E)では符合もパラメーター数値のオーダーも不安定である。

以上を要約すると、効用指標特定化の如何よりも変位を導入するか否かの方が決定的に重要であり、選好変位を考慮しないで安定し

第二表

For (8.1), with a priori restriction $\mu=0$.

(A)			
	1951~'56	1952~'57	1953~'58
a_1	-102,279	-14,096	-49,602
a_2	-111,131	-13,338	-55,282
b_1	19,837	- 1,127	- 6,412
b_2	20,939	- 1,408	7,133
a_{11}	0.20009	1.01384	1.0313
a_{22}	0.66796	1.06868	1.2427
a_{12}	1	1	1

For (8.1)', with or without a priori restriction $\mu=0$

	(B)		(C)			
	without restriction		with restriction			
	1951~'57	1952~'58	1951~'55	1952~'56	1953~'57	1954~'58
$a_1(0)$	38,237	147,774	68,351	108,366	-2,038.314	-56,332
$a_2(0)$	38,575	144,940	80.027	120,176	-2,408,743	-64,408
b_1	-9,951	-30,822	-1,712	-25,763	432,925	8,935
b_2	-8,635	-28,813	-1,864	-27,462	490,436	11,271
a_{11}	1	1	1	1	1	1
a_{22}	0.1495	0.0653	0.4240	0.4925	9.993	0.5389
1	-0.2625	-0.8663				
2	-0.2322	-0.7841				

For (8.2).

	(D)		(E)			
	without restriction		with restriction $\mu^*=0$			
	1951~'57	1952~'58	1951~'55	1952~'56	1953~'57	1954~'58
$a_1^*(0)$	127,631	117,152	603,322	-225,712	-439,992	27,759
$a_2^*(0)$	109,336	100,463	583,144	-193,332	-362,202	22,564
b_1^*	-27,135	-24,980	-128,089	44,953	88,875	-6,238
b_2^*	-21,731	-19,919	-122,485	39,448	76,119	-4,133
α_1^*	1	1	1	1	1	1
α_2^*	0.07918	0.08287	0.21266	0.28077	-0.73246	0.36731
μ_1^*	0.06672	0.06107				
μ_2^*	0.07019	0.06511				

た数字的選好函数を得ることは不可能のようである。これは従来、吾々がクロス・セクション回帰線の時系列の分析から得てきた結論とよく斉合する。

経験的な次元で論じるかぎり、消費者の選好はあきらかに変位しているのである。

選好変位を考慮した(B)と(D)について比較すると、ここで得られた結果に関するかぎり、(D)の方がより安定的である。この種の算定において本質的に差がなくとも(B)と(D)との程度の差は資料の誤差から生じうるから、最終的な判定は下せないが、さし当っては特定化(1.2)、(2)、(4.2)、(8.2)を採用して多項目推定にすむこととする。

(8.2)の各辺の一般型は(9)のように書ける。

$$(9) \quad \{a_i^*(0) + \mu_i^* \sum_{t=1}^{t-1} q_t^i + b_i^* m_i\} p^i + a_i^* E^i = w, \quad (i=1, \dots, n).$$

市場分析、鳥瞰図的市場分析のためには消費項目を多数に細分するほど有効であることはいうまでもない。いま二分法からの一歩前進として一一項目分割(貯蓄を含めれば一二項目)を試みよう。

- E^1 ... 穀類 (米、麦類その他、パン等)
- E^2 ... 魚類 (鮮魚、干物)
- E^3 ... 肉、乳卵類 (牛、豚、鳥、鯨肉、ハム、ソーセージ、牛乳、粉乳、バター、鶏卵)
- E^4 ... 野菜、干物、海藻、加工食品(カンヅメ)、調味料(含食用油)
- E^5 ... 菓子、果物、アルコール、非アルコール飲料、外食費

家計調査資料と市場分析

- E^6 ... 住居費 (家賃地代、修繕費、水道料、家具、備品)
 - E^7 ... 燃料・光熱費 (電気・ガスその他)
 - E^8 ... 被服費 (衣料、身廻品)
 - E^9 ... 保健・衛生費 (薬品、化粧品、化粧セッケン、医療費)
 - E^{10} ... 教育費、交通費、その他
 - E^{11} ... 教養娯楽費 (書籍、新聞、雑誌、運動具、カメラ、玩具等)
- これらに関する基礎数字は表三に示してある。この数字にもとづいて最小乗推定を行なった結果が表四である。

(四) 数字的選好函数の市場予測への応用

均衡方程式(3)の特定化として(9)を採用すれば、(2)および(3)に対応する構造方程式系として次式を得る。

$$(10) \quad \begin{aligned} a_1^* E^1 - w &= -a_1^* p^1 - b_1^* p^1 m - \mu_1^* p^1 \sum_{t=1}^{t-1} q_t^1, \\ a_2^* E^2 - w &= -a_2^* p^2 - b_2^* p^2 m - \mu_2^* p^2 \sum_{t=1}^{t-1} q_t^2, \\ &\vdots \\ a_n^* E^n - w &= -a_n^* p^n - b_n^* p^n m - \mu_n^* p^n \sum_{t=1}^{t-1} q_t^n, \\ E^1 + E^2 + \dots + E^n &= Y, \end{aligned}$$

$$A \equiv \begin{pmatrix} \alpha_1^* & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \alpha_2^* & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \alpha_n^* & \dots & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \alpha_n^* & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad E \equiv \begin{pmatrix} E^1 \\ E^2 \\ \vdots \\ E^n \\ -w \end{pmatrix}, \quad a \equiv \begin{pmatrix} -a_1^* \\ -a_2^* \\ \vdots \\ -a_n^* \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\begin{matrix} \begin{matrix} -b_1^* \\ -b_2^* \\ \vdots \\ -b_n^* \\ 0 \end{matrix} & , & \begin{matrix} -\mu_1^* \\ -\mu_2^* \\ \vdots \\ -\mu_n^* \\ 0 \end{matrix} & , & \begin{matrix} M_1^1 q_1^1 \\ M_1^2 q_1^2 \\ \vdots \\ M_1^n q_1^n \\ 0 \end{matrix} & , & \begin{matrix} p^1 \\ p^2 \\ \vdots \\ p^n \\ 0 \end{matrix} \end{matrix}$$

各行列およびベクトルを右のように略記すると(ここで Q および P' はそれぞれ Q および P の転置ベクトルである)、(10)はつぎのように書ける。

$$(11) \quad A \cdot E = Y + (a + bm + \mu Q) \cdot P,$$

ここでスカラー Y および m は前述のごとく既定変数である可処分所得および世帯人員であり、ベクトル P は価格体系を示す。

(11)を内生ベクトル E に関して解けば前節の誘導型(5)に対応する需要関数を得る。

$$(12) \quad E = A^{-1} \cdot \{Y + (a + bm + \mu Q)P\}$$

もし吾々が数字的選好函数、すなわち $A^{-1} \cdot a$ 、 b 、 μ および Q を知っているれば所与の所得水準ならびに価格体系に関して E^1 、 E^2 、 \dots 、 E^n を予測することができる。十二分割の場合の数字的選好函数は貯蓄の項目を除いて第四表に示してあるが、推定精度に改善の余地もあるので、むしろモデルの性格を簡明に表わすに便利な二分割の第二表(D)の数字(昭和二六〜三二年)を用いて例解しよう。

いま可処分所得 Y を総消費 C で置き換えると(12)は

$$(13) \quad E = A^{-1} \{C + (a + bm + \mu Q)P\}$$

と書き換えられる。第二表(D)から食費 E^1 および非食費 E^2 に関する数字をとると、つぎのようになる。

$$(14) \quad \begin{matrix} A \equiv \begin{bmatrix} a_1^* & 0 & 1 \\ 0 & a_2^* & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,00000 & 0 & 1 \\ 0 & 0,07918 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \\ \begin{matrix} a \equiv \begin{bmatrix} -a_1 \\ -a_2 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -127,631 \\ -109,336 \\ 0 \end{bmatrix}, & \begin{matrix} b \equiv \begin{bmatrix} -b_1^* \\ -b_2^* \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 27,135 \\ 21,731 \\ 0 \end{bmatrix}, \\ \mu = \begin{bmatrix} -\mu_1^* \\ -\mu_2^* \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,06672 \\ -0,07019 \\ 0 \end{bmatrix} \end{matrix} \end{matrix}$$

初年度昭和二六年に関しては習慣形成の項 Q を無視できるから、(13)は

$$(15) \quad E = A^{-2} \{C + (a + bm)P\}$$

となり、非食費 E^2 に関しては

$$(16) \quad E^2 = \frac{1}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \{ \alpha_1^* C + (a_1^* p^1 - a_2^* p^2) + (b_1^* p^1 - b_2^* p^2) m \}.$$

となる。(14)を(16)に代入すれば、昭和二六年の習慣ポテンシャルにおける非食費に関する需要関数は

$$(17) \quad E = \frac{1}{1,07918} \{ C + (127,631 p^1 - 109,336 p^2) + (-27,135 p^1 + 21,731 p^2) m \}.$$

となる。価格指数は昭和二六年を基準にしているから $p^1=1$ 、 $p^2=1$ であり、したがって(17)は

$$(18) \quad E^2 = 0.92663C + 16,953 - 5,008m,$$

(昭和 26 年に実現した関係)

となる。

同様にして、食費に関する需要函数は、

$$(19) \quad E^1 = \frac{1}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \{ \alpha_2^* C + (\alpha_2^* p^2 - \alpha_1^* p^1) \} + (b_2^* p^2 - b_1^* p^1) m,$$

となり、数字で書けば、

$$(20) \quad E^1 = 0.07337C - 16,953 + 5,008m,$$

(昭和 26 年に実現した関係)

となる。(18)および(20)は昭和二六年において実際に作用した需要函数であるから、総消費および世帯人員の実際の値 $C(1951) = 14,620$ 円; $m(1951) = 4.68$ 人 を与えれば第一表に示された実際の支出金額 $E^1(1951) = 7,554$ 円; $E^2(1951) = 7,066$ 円を得る。

吾々は(18)および(20)を利用して、昭和二六年における実際の習慣ポテンシャル水準の下で、総消費額 C および世帯人員が種々の値をとったと仮定した場合の食費 E^1 および非食費 E^2 の値を算定することができる。とくに、価格の作用をみることに興味がある。いま観測期間中で昭和二六年以外の年に於て実現された種々の価格体系を与えてみるのとつぎのようになる。昭和二七年および昭和三二年の価格体系を与えてみよう。

$$(18)' \quad E^2 = 0.92663C + 13,241 - 4,382m,$$

$$\left(\text{at 1952 prices: } p^1 = 1.038, p^2 = 1.081; \frac{p^2}{p^1} = 1.041 \right);$$

家計調査資料と市場分析

$$(18)'' \quad E^2 = 0.92663C + 7,914 - 3,513m,$$

これらの需要函数に昭和二六年の総消費額および世帯人員

$C(1951) = 14,620$ 円, $m(1951) = 4.68$ 人 を代入すれば、非食費に關してつぎの数字を得る。

$$(18.1)' \quad E^2 = 6,514 \text{ 円 } (q^2 = 6,026)$$

$$(18)'' \quad E^2 = 5,020 \text{ 円 } (q^2 = 3,842)$$

同様にして食費については

$$(18.1)' \quad E^1 = 8,106 \text{ 円}; \quad (18)'' \quad E^1 = 9,600 \text{ 円}$$

となる。

昭和二六年に比して二七年および三二年には非食費の相対価格が高まっているが、その高い価格を想定したときの非食費支出額は実現値七〇六六円に比して右のごとく六五一四円および五〇二〇円と大幅に減少している。これは消費者需要がシュエールの上では(通常の需要分析で捉えられているよりも遙かに)価格に対して弾力的であることを意味するものである。但し現実には、「くもの巣図式」が示唆しているように、需要量の減少が価格に反作用して非食費の供給価格を押し下げることとなる。換言すれば、昭和二六年の実際の消費者所得、世帯人員および習慣ポテンシャルの下では右に仮説的に代入した二七年、三二年の価格が(所与の供給シュエールの下でも)市場均衡価格たりえないような構造があるわけである。

実際には昭和二六年から二七年にかけて総消費は $C(1951) =$

14,620 円なる $C(1952) = 18,161$ 円へ、世帯人員は $m(1951) = 4.68$ 人から $m(1952) = 4.77$ 人へと変化している。これら総消費額と世帯人員の実際値を(18)に代入すれば、非食費支出額として

$$(18.2)' \quad E^2 = 9,406 \text{ 円}$$

を得る。この値は第一表に示された非食費支出額の実際値九、三九四円よりもわずかに大となっている。両者の差は習慣ポテンシャルの水準の差に帰因する。

いま右にあげた昭和二七年の総消費 C と世帯人員 m との実際値を(18)に代入すれば

$$(18.1) \quad E^2 = 9,894 \text{ 円}$$

を得るが、これと(18.2)'との相違は価格体系の生によって生じたものである。

昭和二七年における非食費支出額の実際値は(18.1)'ほど小ではないし(18.1)ほど大でもない。前節の(9)で示したように昭和二七年の習慣ポテンシャルは二六年のそれと同じではないからである。すなわち、

$$(21) \quad a_1^*(1952) + a_1^*(1951) + \mu_1^* q^1(1951),$$

$$a_2^*(1952) = a_2^*(1951) + \mu_2^* q^2(1951);$$

であって、数字的には

$$(22) \quad a_1(1952) = 127,631 + (0.06672) \cdot (7554) = 128,135$$

$$a(1952) = 109,336 + (0.07019) \cdot (7066) = 109,832.$$

である。(18)の $a(1951)$ を $a(1952)$ で置き換えれば

$$(23) \quad E^2 = 0.92663C + 13,229 - 4332m,$$

(昭和 27 年に実現した関係)

を得、これから実際値 $E^2 = (1952) = 9,394$ 円が算出される。これと(18.2)'との差は前述のごとく習慣ポテンシャル a の差によってもたらされたものである。

もし昭和二六年から二七年にかけて価格変化が生じなかったと仮定すれば(23)は

$$(23)' \quad E^2 = 0.92663C + 18,303 - 5,008m,$$

となっていたであろう。(23)は(18)と定数項のみを異にしている。(23)'に昭和二七年の C および m の実際値を代入すると

$$(23.1)' \quad E^2 = 11,244 \text{ 円}$$

を得るが、この値はさきに示した(18.1)の値よりも大である。

右の事実は、もし価格変化が生じなかったとしたならば非食費項目に対する需要は昭和二六年の七、〇六六円から二七年の一一、二四四円まで四、一七八円だけ増加する筈であり、そのうち二、八二八円は C の増加に、一、三五〇円は習慣ポテンシャルの変化に起因するものであった筈であることを意味している。

しかし現実には、非食費価格の相対的上昇が、右のような大幅な需要増加を阻止し、七、〇六六円から九、三九四円へと二、三二八円の増加にとどまったわけである。この価格上昇の背後には、供給側自身の条件もさることながら、右のような大幅な潜在的な需要増加

の圧力が作用していたことを見のがすことはできない。

さて(16)の両辺を p^2 で割れば、実質値表示の需要函数

$$(24) \quad q^2 = \frac{\alpha_1^*}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \cdot \frac{C}{p^2} + \frac{(a_1^* + b_1^* m)}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \cdot \frac{p^1}{p^2} - \frac{(a_2^* + b_2^* m)}{\alpha_1^* + \alpha_2^*}$$

を得る。これは外見上、通常用いられる需要函数と大差ないが、じつは習慣形成が行なわれるために右辺第二項および第三項は時間の経過に関して定数ではない。したがって、通常の形式の定数パラメターを前提した需要函数にトレンド項を附して時系列に当嵌めたとしても、あまり意味のある結果は得られないことがわかるのである。

語 結

以上によって、一定の理論的準備の下でならば吾国の家計調査資料は市場分析のための基礎として大なる利用可能性をもっているといえる。ただ、消費項目を細分せねばならぬ必要上、そして選好函数推定という高い精度を要する作業を行なわねばならぬ必要上、標本の大きさを増して誤差を小さくすることが望ましい。但し、注意せねばならぬことは、変位を含む数字的選好函数の推定には現在吾国で行なわれているような継続調査が絶対必要であり、仮令標本規模が大となろうとも諸外国で行なわれているような継続的調査では理論的に満足すべき分析が行ないえないという点である。

ここで、もっぱら都市勤労者世帯の資料を用いたのは業主世帯に

関しては収入に関する数字が利用できないためであるが、市場分析の利用度を高めるためには万難を排して業主世帯の収入面を知ることができるよう努力せねばならない。もしこれが実現されたならば、農家経済調査との併用によって、吾国消費財市場の鳥瞰図的分析をかなりの程度まで有効に行ないうることとなる。

附記

本稿は慶応義塾大学産業研究所消費需要分析プロジェクトの作業結果の一部を紹介したものである。なお本分析に際して総理府統計局永山貞則氏から多くの御教示を得た。ここに附記して感謝の意を表す。

第三表 (1)

Expenditures

(Yen)

Year	Food					Non Food						
	Cereals (1)	Food other than Cereals			Hous- ing (6)	Fuel and light (7)	Cloth- ing (8)	Miscellaneous			Saving (12)	
Fresh, dried and salted fish (2)		Meat, milk and eggs (3)	Fresh vegetables etc. 1) (4)	Cakes and candies etc. 2) (5)				Medical and toilet care (9)	Transport. and comm. etc. 3) (10)	Reading and rec- reation (11)		
1951	2,835	862	624	1,975	1,258	723	723	2,017	181	2,113	709	924
1952	3,302	934	752	2,096	1,683	948	933	2,691	951	2,900	971	1,474
1953	3,691	1,015	900	2,449	1,719	1,292	1,128	3,103	1,180	4,157	1,093	1,898
1954	3,916	1,060	1,003	2,685	1,837	1,345	1,160	2,891	1,274	4,672	1,224	2,349
1955	3,841	1,017	1,064	2,588	1,955	1,434	1,185	2,861	1,339	4,949	1,280	2,803
1956	3,595	991	1,214	2,549	2,050	1,748	1,174	3,050	1,357	5,229	1,274	3,759
1957	3,716	1,034	1,318	2,642	2,227	1,993	1,278	3,306	1,425	5,802	1,351	4,226
1958	3,739	1,064	1,443	2,699	2,499	2,489	1,286	3,353	1,477	6,019	1,731	4,530

第三表 (2)

Price Indices

(Yen)

Year	Food					Non Food					
	Cereals (1)	Food other than Cereals			Housing (6)	Fuel and light (7)	Clothing (8)	Miscellaneous			
		Fresh, dried and salted fish (2)	Meat, milk and eggs (3)	Fresh vegetable etc. 1) (4)				Cakes and candies etc. 2) (5)	Medical and toilet care (9)	Transport. and comm. etc. 3) (10)	Reading and recreation (11)
1951	78.1	95.4	95.1	89.3	99.0	75.4	73.7	120.8	83.1	73.7	59.8
1952	85.8	92.3	95.8	88.7	102.3	82.3	87.2	103.3	90.7	85.3	76.0
1953	94.8	98.6	100.4	93.2	96.4	90.9	97.8	102.9	96.1	92.6	85.5
1954	102.5	104.4	104.8	103.0	102.7	96.1	100.4	103.9	99.7	98.3	93.2
1955	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1956	94.7	106.6	102.2	98.5	101.6	108.4	101.7	99.7	99.9	103.7	101.2
1957	98.8	114.3	103.3	105.7	97.6	114.5	110.7	100.1	105.5	106.4	102.4
1958	101.6	108.8	100.5	101.1	96.6	116.1	107.9	97.2	101.4	108.6	105.3

第三表 (3)

Expenditures in 1955 prices

(Yen)

Year	Food					Non Food					
	Cereals (1)	Food other than Cereals			Housing (6)	Fuel and light (7)	Clothing (8)	Miscellaneous			
		Fresh, dried and salted fish (2)	Meat, milk and eggs (3)	Fresh vegetable etc. 1) (4)				Cakes and candies etc. 2) (5)	Medical and toilet care (9)	Transport, and comm. etc. 3) (10)	Reading and recreation (11)
1951	3,630	904	656	2,212	1,271	959	981	1,670	940	2,867	1,186
1952	3,848	1,012	785	2,363	1,645	1,152	1,070	2,605	1,049	3,400	1,278
1953	3,893	1,029	896	2,628	1,783	1,421	1,153	3,016	1,228	4,489	1,278
1954	3,820	1,015	957	2,607	1,789	1,400	1,155	2,782	1,278	4,753	1,313
1955	3,841	1,017	1,064	2,588	1,955	1,434	1,185	2,861	1,339	4,949	1,280
1956	3,796	630	1,188	2,588	2,018	1,613	1,154	3,059	1,358	5,042	1,259
1957	3,761	905	1,276	2,500	2,282	1,741	1,154	3,303	1,418	5,453	1,319
1958	3,680	978	1,436	2,670	2,587	2,135	1,192	3,450	1,457	5,542	1,644

第三表 (4)

Accumulated Value of q

(Yen)

Year	Food					Non Food					
	Food other than Cereals				Cakes and candies etc. 2)	Housing	Fuel and light	Clothing	Miscellaneous		
Cereals	Fresh, dried and salted fish	Meat, milk and eggs	Fresh vegetable etc. 1)	Medical and toilet care					Transport. etc. 3)	Reading and recreation	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	3,630	904	656	2,212	1,271	959	981	1,670	940	2,867	1,186
1953	7,473	1,916	1,441	4,575	2,916	2,111	2,051	4,275	1,989	6,267	2,464
1954	11,371	2,945	2,337	7,203	4,699	3,532	3,204	7,291	3,217	10,756	3,742
1955	15,191	3,960	3,294	9,810	6,488	4,932	4,359	10,073	4,495	15,509	5,055
1956	19,032	4,977	4,358	12,398	8,443	6,366	5,544	12,934	5,834	20,458	6,335
1957	22,826	5,907	5,546	14,986	10,461	7,979	6,698	15,993	7,192	25,500	7,594
1958	26,589	6,812	6,822	17,486	12,743	9,720	7,852	19,296	8,610	30,953	8,913
1959	30,269	7,790	6,258	20,156	15,330	11,855	9,044	22,646	10,057	36,495	-10,557

Notes: 1) Fresh vegetables, Dried vegetables and seaweed, Processed food and Condiments.

2) Cakes and candies, Fruits, Alcoholic beverages, Nonalcoholic beverages Food prepared outside household.

3) Transportation and communication, Education, Stationery, Tobacco, Social expenses, Remittance, Obligation fees, Other miscellaneous and Indemnity insurance.

第四表

Estimates of Preference Parameters & Their Standard Error

	$a^*(0)$	μ^*	b^*	α^*	R
1 Cereals	8807 (5415)	0.08490 (0.01421)	-3313.9 (1168.2)	1	0.99987
2 Fish	1,5274 (5544)	0.23675 (0.05571)	-3818.6 (1207.7)	0.10009 (0.37102)	0.99987
3 Meat, milk and eggs	1,3154 (1011)	-0.03050 (0.10347)	-3696.7 (253.5)	2.49044 (0.87947)	0.99940
4 Vegetables, seaweed, processed food and condiments	1,3553 (895)	0.10917 (0.00900)	-3491.1 (263.4)	0.04415 (0.21890)	0.9996
5 Cakes, fruits, beverages and food prepared outside household	1,6117 (2022)	0.07343 (0.04665)	-4066.0 (476.8)	0.42197 (0.42986)	0.9976
6 Housing	9247 (4176)	0.31204 (0.10471)	-2541.6 (929.1)	-0.37068 (0.82248)	0.99306
7 Fuel and light	1,3512 (2946)	0.09568 (0.08614)	-4902.3 (922.4)	6.37183 (2.12158)	0.99782
8 Clothing	1,8767 (1375)	-0.05437 (0.01101)	-4419.1 (308.0)	-0.06242 (0.09333)	0.99889
9 Medical care and toilet care	1,3112 (2691)	0.13788 (0.08355)	-3704.1 (712.4)	1.51281 (1.03091)	0.99755
10 Transportation, communication, education and stationery	1,2021 (4590)	0.04058 (0.02977)	-3485.5 (1072.6)	0.41373 (0.23787)	0.99484
11 Reading, recreation, social expenses and other miscellaneous	3459 (4354)	0.46692 (0.05875)	-1206.7 (930.56)	-1.36310 (0.92120)	0.99329