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

Title	クロス・セクション消費線の非直線性と習慣仮説
Sub Title	Bending of consumption scatters and hyothesis of "habit formation"
Author	辻村, 江太郎
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1957
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.50, No.9 (1957. 9) ,p.787(19)- 805(37)
JaLC DOI	10.14991/001.19570901-0019
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19570901-0019

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.

独占下における生産技術の進歩に著しいものがあることは、経験によって証明されている。したがって、同じ技術の下で、完全競争と独占を比較して、独占にはこれこれの弊害があると主張することは正しくない。短期理論の帰結が実際に妥当するためには、技術の発達が完全競争と独占とで全く同じであるか、或いは完全競争において一層大であるという条件が成立していなければならない。しかしこのような条件は実在しないのであるから、短期理論の帰結をそのまま受け入れることはできない。独占の戦略の中には、長期的見地からすれば、経済的進歩にとって望ましいものがあるわけである。したがって独占の戦略をすべて望ましくないものとして、これらをすべて制限したり、禁止したりするような独占対策は、長い目で見れば、却って消費者の利益を害し、国民経済の発展を妨げることになるかもしれない。そこで独占の短期的戦略のいかなるものがどの程度まで長期的に望ましいかどうかを判定することが必要となってくる。独占擁護論者のシュムペーターやガルブレイスさえも、独占のすべての行動を是認しているわけではない。現実の独占者行動には、極めて悪辣なものがあり、また国民経済的に望ましくないものがあるということは、否定し得ないところである。したがって独占者行動のうち、長期的にも有害なものは禁止し、長期的には望ましいものを是認するようにしなければならない。このような独占対策が行われるためには、独占者行動の判定を可能ならしめるような独占理論が樹立されなければならないと思われる。現在のところこのような理論は生まれていないし、各国の独占対策も極めて不徹底である。実のところ経済学者も政府当局も、独占をどのように処置すればよいかについて迷っている。独占は望ましくないと、割りきって考えているのは、社会主義者だけであろう。社会主義社会が成立すれば、経済問題は一層改善されるか、或いは解決されると信ずる人々にとっては、独占の功罪など今更研究するまでもないことであろう。しかし資本主義社会の存続と発展を期待する人々にとっては、独占の功罪は真剣に考えて見なければならない問題である。

独占の功罪に関する議論は以上で尽きるわけではない。独占と中小企業の関係はわが国にとっては特に重要な問題であるが、中小企業問題の解決はこれまた難題の一つとなっている。独占と海外貿易との関係も考察しなければならない。更に独占は分配を不平等にするという説もあるわけであるから、これを理論的、実証的に検討することも必要である。また独占は有効需要を減少させ、経済を沈滞させる要因であるという説もあるからこの点も理論的に検討しなければならない。このほかマルクス理論において公式化されている国家独占資本主義の理論の妥当性を今日の変質した資本主義体制の下で検討することも必要となろう。これらの検討には、近代経済学の従来の狭い殻を脱して、制度的、社会学的な広範囲な研究を併せ行わなければならないであろうと思われる。

クロス・セクション消費線の非直線性と習慣仮説〔*〕

辻村江太郎

一　まえがき

各時期の家計調査資料により可処分所得を横軸に消費額を縦軸に目盛ってプロットすると、得られる点図が必ずしも直線状の配列を示さないことは以前から多くの分析家の注意をひいた事実である。

右のような点図になんらかの回帰線を当嵌め、その勾配をもって「限界消費性向」とみなす人々が多い現在、これは特に重要な問題となるのである。したがって、その処理に関しては種々の提言がなされてきた。

筆者自身も嘗てそれを試みたことがあるが、(注1)最近でもハウタッカー等が所得軸を対数にとった回帰線を採用することがフィットを良好ならしめる事実を多くの資料によって確認している。(注2)

一部にはこの半対数回帰線をもって、「限界消費性向」が所得水準に依存して変化することを証明する意味で理論的進歩であると考えている論者も見受けられる。

しかし筆者自身の経験によれば非線型の回帰線を不用意に導入することによって、統計学的フィットを改善することは容易であるが、その代償として理論的処理はいちじるしく困難となるのである。

特に「半対数回帰線」についていえば、少なくともわが国の資料に関するかぎり、フィットの観点のみからしても都合の悪い点がある。すなわち、中鉢正美教授の研究(注3)等にもみられるごとく、消費―所得点図の配列における非線型性は高額所得階層に関してのみでなく最低所得階層に関しても認められるからである。(注4)

戦前資料等についても同様であるが、特に昭和廿六年以降毎年の家計調査資料では例外なく最低所得階層附近における点配列の上向きベンディングはむしろ高額所得階層における下向きベンディングよりも顕著である。

「半対数消費回帰線」は高額所得階層における「下向きベンディング」に関してフィットを改善するにはきわめてよく適しているが、これでは最低所得層における「上向きベンディング」は全く処理さ

れないし、むしろ線型回帰線よりも偏差は大きくなる。

もし、フィットを改善することのみを目的とするならば、筆者が試みたようにロジスティック型回帰線を採用した方が、上向き、下向き、双方のベンディングを処理しうるから一層有利である。

しかし「半対数型」なり「ロジスティック型」の消費線をひとたび採用すると、アレン・ボウレイが線型消費線に関して行ったような近代消費者行動理論（選択理論）による裏附けは容易に行いがたくなる。

アレン・ボウレイやワルトの場合には限界代用率が諸財の量の一次函数の比として現わされるような構造方程式系から、その誘導形として線型の消費線が導かれるのであり、エンゲルの経験則とパレートー等の緻密な理論構成を結びつけた点では、限界生産力説を資料と対応させたダグラスの業績とともに、古典力学におけるティヒヨブラーエ→ケプラー→ニュートンにも比すべき展開であったのである。

しかるに、ロジスティックならずとも半対数消費線を誘導形としてもつような構造方程式系を組むことは不可能ではないとしても甚だ困難である。

まして、戦後デューゼンベリイ、トービン、ブラウン等によって確認されている消費者選好の変位を考慮に入れるとすれば一層困難の度を加えよう。そして、この変位を処理しえなければ現代の消費者行動分析としては全く意味をなさないのである。

我々は以上の困難を回避するために、戦前資料について線型消費線が高い近似度をもつ所得範囲にひとまず視野を限定し、アレン・ボウレイおよびワルトを出発点として、戦後に発見された消費者選好変位に関する三仮説、すなわち「（クロス・セクション的）相対所得仮説」「資産仮説」「習慣仮説」の妥当性を吟味してきた。

しかし消費—所得点配列の両端にベンディングが存在するという事実はいずれ理論的に処理されなければならぬ問題であったのである。

戦前資料の分析は、我々のはじめの予想を裏切って「資産仮説」よりも「習慣仮説」に分のあることを漸次明らかならしめたが、最終段階に至って後者と「相対所得仮説」との択一に困惑せざるを得ないような様相を呈した。結局これは「習慣仮説」の優位を結論せしめたのであるが、幸いにもこの二仮説択一問題の解決が「所得分布の変動」に関する考察を媒介として、同時にクロス・セクション消費線の両端におけるベンディングの理論的解決をもたらしたのである。

不用意に非線型消費線を使用するよりは、クライン[注5]のごとく賃金所得者と非賃金所得者との異なった勾配をもつ二種の線型消費線が交錯した結果としてベンディングを理解する態度の方がすぐれて理論的であるが、我々は消費者選好における「習慣効果」と「所得分布変化の特性」との結びつきによってベンディングが生じる内的必然性があきらかにされることを示そうとおもう。

二　戦後資料の吟味

これまでの報告ではもっぱら戦前資料のみを用いてきたから、ここではまず昭和廿六年以降列年の家計調査資料について、消費—所得の点図が実際にどのように配列されているかを吟味しよう。

ここでは理論図式を簡単化するため、総消費のかわりに飲食物消費額を使用する。後者の形状は測定結果と理論との関係において殆ど全く前者と類推的である。

試みに飲食物消費額Fを、アレン・ボウレイ等のばあいと同じく、可処分所得のみの函数として、

$$F=KI+C$$

なる誘導形により回帰を当嵌めると、各年度についてつぎの結果を得る。

(26年)　$\hat{F}=0.223936I+4146$; $r=0.964$, $n=13$

(27年)　$\hat{F}=0.203204I+4797$; $r=0.969$, $n=9$

(A)　(28年)　$\hat{F}=0.182425I+5473$; $r=0.960$, $n=14$

(29年)　$\hat{F}=0.186722I+5825$; $r=0.963$, $n=19$

(30年)　$\hat{F}=0.176239I+5915$; $r=0.957$, $n=19$

これらの係数は我々が戦前、昭和六〜七年から十二〜十三年の資料について得た結果と類似しており、この形式で得られる回帰線の係数がいちじるしく変化しないことを示している。

しかし我々の使用する資料は所得層別に家計人員が一定ではないから、それを処理しておかねばならない。

いま変位を考慮しないで、家計人員mを陽表的に効用指標函数φに導入すると

$$\varphi^1=\frac{\partial\varphi}{\partial q^1}=a_1+b_1m+a_{11}q^1+a_{12}q^2$$

$$\varphi^2=\frac{\partial\varphi}{\partial q^2}=a_2+b_2m+a_{21}q^1+a_{22}q^2$$

のごとく書ける。すなわち従来のa_iを(a_i+b_im)で置き換えるのである。これに収支均等拘束と極大必要条件

$$p^1q^1+p^2q^2=I;\qquad \varphi^1/p^1=\varphi^2/p^2$$

とを適用すると、この構造式系からの誘導形として

$$q^2=\left\{(a_{12}/p^1p^2-a_{11}/p^1p^1)I+(b_2/p^2-b_1/p^1)m+(a_2/p^2-a_1/p^1)\right\}\frac{1}{A}$$

$$A=2a_{12}/p^1p^2-a_{11}/p^1p^1-a_{22}/p^2p^2$$

を得る。これらの構造パラメターを誘導形パラメターで置き換えれば、資料にフィットさるべき回帰方程式として

$$F=aI+bm+r$$

のごときものを得る。回帰推定の際に家計人員（もしくは人口要因）をこのかたちで処理する例としてはデューゼンベリイ、クライン等

のそれがあり、他方で機械的に各変数を人員でデフレートする手法が多くみられるが、後者はそれに対応する構造方程式を組む際に理論的困難を伴うであろう。

さて右の回帰面をふたたび戦後資料に当嵌めると

(26年) $\hat{F}=0.11488291+1782.0056m-2696;\ r_{1m}=0.896,$
$r_{mF}=0.967,\ r_{1F}=0.964,\ R=0.99178,\ n=12$

(27年) $\hat{F}=0.10863116I+2153.8102m-3723.$
$R=0.99410,\ n=8$

(B) (28年) $\hat{F}=0.10413152I+1695.5209m-968.$
$R=0.96502,\ n=13$

(29年) $\hat{F}=0.08462519I+2712.0300m-4790.$
$R=0.99178,\ n=18$

(30年) $\hat{F}=0.09039986I+2407.5600m-3382.$
$R=0.98101,\ n=18$

のごとくなる。ここで廿六年について示したごとく所得と人員との相関r_{1m}はr_{mF}やr_{1F}に比して小であるからコリニアリティーの危険は大きくはない。

しかし、これらの回帰面による各所得階層別の飲食費消費額推定値を観察値と比較すると、最低所得層については各年度とも例外なく前者が後者をいちじるしく過少評価していることが見出される。すなわちこの場合の偏差はランダムではなく、系統的な誤差であるとなり、フィットは特に廿七、廿八年についていちじるしく改善される。

しかし前述のごとくこの研究では、偏差の絶対的大さとともに、それらが系統的誤差であるか否かが重要なのであるから相関係数のとみなさざるを得ない。換言すれば最低所得層に於て点配列は系統的に上向きのバンドを示すのである。そこで各年度とも最低所得層を除いて、回帰面を推定しなおすと次のごとくなる。

(26年) $\hat{F}=0.13239981+1692.95264m-2572.45;\ n=12$
$R=0.999168;\ r_{mI}=0.954,\ r_{1F}=0.988,\ r_{mF}=0.986$

(27年) $\hat{F}=0.14992281I+1405.46594m-1029.071;$
$n=8\quad R=0.99948;\ r_{mI}=0.9413,\ r_{1F}=0.9927,$
$r_{mF}=0.9726$

(C) (28年) $\hat{F}=0.09925055I+2102.453156m-2826.584;$
$n=13,\ R=0.99733;\ r_{mI}=0.8880,\ r_{1F}=0.9686,$
$r_{mF}=0.9694$

(29年) $\hat{F}=0.09979238651+2430.007384m-3819.957;$
$n=18\ R=0.99741;\ r_{mI}=0.9140,\ r_{1F}=0.9750,$
$r_{mF}=0.9764$

(30年) $\hat{F}=0.10466723191+2115.836777m-2375.009;$
$n=18\ R=0.98361;\ r_{mI}=——,\ r_{1F}=0.9663,\ r_{mF}$
$=0.9573$

有意度のみをみたのでは不充分である。

そこで、全所得階層についての回帰面(B)と、最低所得層を除いて当嵌めた回帰面(C)について、所得階層毎の偏差（$\Delta F=F-\hat{F}$）を算定すると次のごとくである。

26年 所得階層	(B) ΔF	(C) ΔF
1	+551.	(+798)
2	−193.	−45
3	−150.	−32
4	−83.	+ 9
5	−89.	− 6
6	−13.	+55
7	−59.	0
8	−75.	−33
9	−46.	−24
10	+152.	+164
11	−97.	−106
12	+105.	+69
13	−243.	−290
14	+210.	+134
15	+197.	− 4

27年 所得階層	(B) ΔF	(C) ΔF
1	+684	(+1313)
2	−67	+133
3	+ 2	+ 5
4	+49	+46
5	−195	−69
6	−88	+45
7	−168	+ 3
8	−105	−38
9	− 4	−94
10	+310	+257
11	+440.	−41

この表のΔFは階層毎のサムプル規模を補正してないから異った階層の絶対値を比較しても意味はないが符号は重要な意味をもつ。例えば廿六年について(B)と(C)とを比較すると、2から9までの所得層

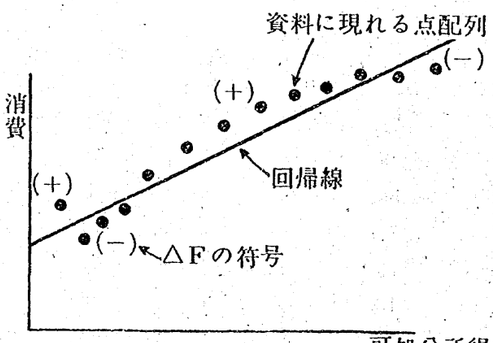
28年 所得階層	(B) ΔF	(C) ΔF
1	+743	(+841)
2	−376	−49
3	−204	+75
4	−202	− 7
5	−152	−83
6	+31	+27
7	+26	−59
8	+91	−93
9	+137	−27
10	+461	+307
11	+564	+458
12	+160	+13
13	+382	+267
14	+251	+190
15	+272	+99
16	−382	−535

29年 所得階層	(B) ΔF	(C) ΔF
1	+1102	(+1333)
2	+245	+260
3	+98	+106
4	+ 1	+19
5	−219	−73
6	−37	+15
7	−10	+55
8	−258	−180
9	−121	−66
10	+24	+45
11	+348	+346
12	+174	+164
13	+94	+50
14	+30	+62
15	+536	+356
16	+204	+64
17	+320	+153
18	+515	+348
19	+994	+812
20	+248	+10
21	−182	−717

30年 所得階層	(B) ΔF	(C) ΔF
1	+1209	(+1445)
2	+76	+50
3	−30	−35
4	−141	−138
5	−199	−160
6	−35	+ 8
7	−99	−30
8	+15	+93
9	− 3	+50
10	+153	+178
11	+308	+358
12	+125	+122
13	+777	+721
14	+277	+205
15	+48	−41
16	+689	+510
17	−272	+292
18	−301	−427
19	+779	+577
20	−154	−313
21	−1153	−1646

に関する偏差が(B)では系統的に負となっているのが(C)ではランダムになっている。これは階層1を含めて当嵌めを行うことが理論的に無理であることを示しているのである。

しかし廿八年以降では(C)に関しても系統的誤差が認められる。すなわち中間的所得階層に正の偏差があつまっているのである。



以上の観察から上図に示すような状況が一般的であることが推察される。

この図で最低所得層の部分を捨象すれば、誰の目にも一見して半対数回帰線を採用するのがよいようにみえる。

さて、以上の戦後資料の吟味から、家計人員の変化を考慮しても、消費—所得の点配列がベンディングをもつことは、微弱ではあるが否定できないことを確認したわけであるが、それが従来我々が行ってきた戦前資料の分析結果とどのような理論的つながりをもつのかを明らかにしよう。これは測定方法の問題と切り離しては論じられないことである。

三　戦前資料分析結果による V系列推定法の妥当性の確認

我々は消費者選好変位の態様を直接的に確認する目的をもって、この研究を開始した。頭初はトービンのそれの拡張解釈ともいうべき「資産仮説」をとって、家計の財保有量を効用指標に陽表的に組み入れることによって変位を処理しうると予想したから、

$$\varphi^1=\frac{\partial\varphi}{\partial q^1}=a_1+a_{11}(q^1+\bar{q}^1)+a_{12}(q^2+\bar{q}^2),$$

(1) $$\varphi^2=\frac{\partial\varphi}{\partial q^2}=a_2+a_{21}(q^1+\bar{q}^1)+a_{22}(q^2+\bar{q}^2);$$

$$q^i=hI+j,\ h>0\quad \bar{q}^i\text{は}\ i\ \text{財の期間平均保有量}$$

のごとき定式化を行った。その後の報告で明らかにしたように、分析の進行に伴って(1)のごとく限界効用面の截片が高額所得層ほど低くなるのではなく、逆に高額所得層ほど高くなるらしいとの予想が漸次強まったので、(1)のごとき仮説に代るものとして

(2) $$\varphi^1=\frac{\partial\varphi}{\partial q^1}a_1+(\bar{a}_{11}\bar{q}^1+\bar{a}_{12}\bar{q}^2)+a_{11}q^1+a_{12}q^2$$

$$\bar{a}_{ij}=-a_{ij},\quad \bar{q}^i=\sum_{t=1}^{T}q_t^i/T$$

か、もしくは

(3) $$\varphi^1=\frac{\partial\varphi}{\partial q^1}=a_1+\bar{\varphi}^1+a_{11}q^1+a_{12}q^2$$

$$\bar{\varphi}^1=\sum_{t=1}^{T}(a_{11}q^1+a_{12}q^2)_{t-\tau}\cdot\mu^{\nu}\nu^{-\tau};\ \mu<0$$

を考えねばならなくなった。(2)は現在購入量相互では代替的である各財間の関係が、保有量と現在購入量との関係では補完性に逆転するという仮説であり、$\bar{q}$は物理的な性格をもつが、通常の資産仮説の理解とは一致しない。

(3)は各期間における限界効用の低下量をもって一種の刺戟強度とみなし、その刺戟が変換係数μを媒介として記憶に代り、次の期間までに限界効用線の截片をその分だけ上方に（μはマイナス）圧し上げるという考え方であって、各期間の消費行動が心理学的ないし生理学的範疇における痕跡を主体の裡に残すことにより後の期間の消費行動に影響をもつことを主張する「習慣仮説」である。

ここで、νはおそらく1と0との間の値をとる係数、すなわち記憶減衰係数と考えられるが、資産仮説における減耗係数と同じく期間数に応じて次数が高くなるので、第一近似として $\nu=1$ を前提できれば計算上きわめて好都合である。そしてこの、記憶は絶対量としては減衰しないという前提は、古い記憶の効果の相対的低下を否定するものではないから、さほど非現実的ではないのである。

我々には(2)より(3)の仮説が使いよいとおもわれるので、以後の作業はもっぱら(3)に拠って行った。

さて、いずれにせよ変位を考慮するかぎりは、前回までの報告で明らかにしたごとく、アレン・ボウレイないしワルト型の誘導形の組織項から構造パラメターの推定を行うことが不可能であるため、我々は各期間のクロス・セクション誘導形のランダム項Vを時系列にとってa_{ij}を推定することを試みたのである。

この非教科書的な前例のない推定法の妥当性それ自身が、経済理論的な構成とともに、証明さるべきものとして我々に課せられたのであり、その見通しの一部は前の機会に論じた。

前稿で示したごとく、食費項目を1、非食費項目を2、としたとき、我々の得た推定値は（比較に便なるためa_{12}でノーマライズしたときの数値を示す）

① $a_{12}=-1.000000,\ a_{11}=-1.097058,\ a_{22}=-0.908796$

であった。

これに対して変位を考慮せず、ワルト法（前稿 2.5 式）を単純なストカスティック式に直して推定を行った結果は

② $a_{12}=1.000000,\ a_{11}=-0.682579,\ a_{22}=0.442248$

$$R=0.925484$$

となっており相関係数は有意であるが、①と②は絶対値の相対関係のみでなく符号に関しても全く類似性をもたない。

これに対してワルト法によるa_{ij}算定の（筆者の知るかぎり）唯一の例であるノーディン教授の一九三五～六年および一九四一年B・L・S資料から得た結果は[注6]

③ $a_{12}=0.022401,\ a_{11}=-0.000890,\ a_{22}=0.008353$

となって、a_{11}の絶対値がa_{22}のそれよりも小である（これは相対価格体系の差を反映している）以外は、大さ、符号ともきわめてよく類似しており、時期および国別に差があってもワルト法によって映し出される消費者選好の像がかなり安定したものであることを示している。

②の相関係数と、それらの構造パラメターから算出される飲食物消費線の勾配が、例えば昭和六～七年について実際値 0.2656 に対し 0.2490 であること等は、変位を念頭に置かない分析者の目にはかなり満足すべき理論の近似度であると映じよう。

しかし実は前稿(2.5)式を用いることは前もって、所得階層別にも時系列的にも消費者選好の変化はないものと先験的に前提して推定することであるから、その結果として或る程度の近似度が得られても、それは変位の存在しないことを証明することにはならないのである。

そこで、今度は

$$(\bar{\Psi}_t^1+a_{11}k_t^1+a_{12}k_t^2)/p_t^1=(\bar{\Psi}_t^2+a_{21}k_t^1+a_{22}k_t^2)/p_t^2$$

$$[\text{ただし}\quad \bar{\Psi}_t^i=\frac{d\varphi_t^i}{dI};\ \bar{\Psi}_t=\bar{\Psi}_{t+1}=\bar{\Psi}]$$

に基いて、すなわち少なくとも所得階層別の変位は存在するかもしれぬことを考慮して、推定を行った。もし変位が実際に存在しないのであれば、$\bar{\Psi}^i$の推定値は有意とならないであろうから、これによってはじめて変位の有無が判定されうるのである。

この結果は、

④ $a_{12}=-1.000000,\ a_{11}=-1.134632,\ a_{22}=-0.825293$

$\bar{\Psi}^1=0.794948,\ \bar{\Psi}^2=0.665595;\quad R=0.995322$

となって$\bar{\Psi}$が零とはならなかった。しかも①と④のa_{ij}の値は、絶対値の大小関係、符号の双方について酷似している。両者が完全に一致しないのは①が時間的変位を考慮しているのに対して④が所得階層別変位のみしか考慮していないためであるが、この結果は前稿に述べたことと併せて我々の採用したV系列推定法の妥当性を確認せしめるに足るであろう。V系列推定法はすでに尾崎巌氏によって生産者行動分析にも適用されているが、我々は今後、多くの分野で変位を含む構造推定にこれを使用しうることとなったのである。

四　「習慣仮説」と「相対所得仮説」

前節(4)の推定結果では$\bar{\Psi}^1$、$\bar{\Psi}^2$がともに正である。これらの値は昭和六～七年から十二～三年までの七箇年の平均的値であるが、これらが正であることは限界効用線の截片が低額所得層から高額所得層にかけて上方に変位していることを示している。

元来の資産仮説は逆に、限界効用線の截片が下方に変位することを予想するものであったから、④はこれと齊合せず、むしろ習慣仮説(3)の方が適合することを示唆しているわけである。

そこで次に我々の本来の推定値である①を構造式系中の均衡方程式に投入して、この点を検討する段階となる。

V系列によるa_{ij}の推定ではa_{12}によってノーマライズせずにオーソゴナルなノーマライズを行ったから①の原数値は

① $a_{11}=-0.63031,\quad a_{12}=-0.57455,\quad a_{22}=-0.52212$

であった。これを均衡方程式に投入しても変位項$\bar{\Psi}^i$が零とならないことはa_{12}の絶対値がa_{11}のそれとa_{22}のそれとの中間の大さをとることによって直ちにわかる。そこで④から「習慣仮説」の優位があらかじめ知られているから、前述のごとく(3)のνを1に等しいと前提し、

$$\bar{\Psi}^1=\frac{d\left(\dfrac{\partial\varphi}{\partial q^1}\right)}{dI}=\bar{\Psi}^1+a_{11}k^1+a_{12}k^2$$

$$(4)\quad \bar{\Psi}^2=\frac{d\left(\dfrac{\partial\varphi}{\partial q^2}\right)}{dI}=\bar{\Psi}^2+a_{12}k^1+a_{22}k^2$$

$$\bar{\Psi}_t^i=\sum_{q\neq 0}(a_{11}k_t^1+a_{12}k_t^2)_{t-q}\cdot\mu=\sum_{q\neq 0}\lambda_{t-q}\cdot\mu_1$$

に基いて、均衡方程式

$$(5)\quad \left(\Psi_t^1\cdot\frac{p_t^2}{p_t^1}-\Psi_t^2\right)=\bar{\Psi}_0^2-\bar{\Psi}_0^1\cdot\frac{p_t^2}{p_t^1}-\sum_{t=1}^{6}\lambda_t\cdot\mu_1\cdot\frac{p_t^2}{p_t^1}+\sum_{t=1}^{6}\lambda_t^2\cdot\mu_2$$

$$t=0,\ 1,\ \ldots\ldots,\ 6$$

に①の値および各期間の資料から得られるk_t^iの値を投入し、(5)の七箇年間時系列から、初期条件である昭和六～七年の習慣ポテンシャルの所得層一円当り変位量$\bar{\Psi}_0^i$および変換係数μ_iを推定した結果

⑤ $\bar{\Psi}_0^1=0.515112,\quad \bar{\Psi}_0^2=0.471870;$

$\mu_1=0.04742,\quad \mu_2=0.04971;\quad R=0.99943$

を得た。ここで$\bar{\Psi}_0^i$と①のa_{ij}との相対関係は④におけるそれとかなりよく一致しているが、μ_iが双方とも正値をとる点が問題である。

すなわち習慣仮説(3)によれば、各期における消費による限界効用の低下が刺戟となり変換係数μを通じて限界効用線の截片を上方に圧し上げるのであるから、μは負値をとるはずである。したがって⑤の結果は仮説と論理的に矛盾するのである。

この点を確めるために、消費線の勾配kでなく、各期間の平均所得に関する消費量q_1、q_2の時系列を用いて推定を行うと、

⑥ $(a_1+\bar{\varphi}_0^1)=48.7335,\ (a_2+\bar{\varphi}_0^2)=44.64546;$

$\mu_1=0.04512,\quad \mu_2=0.04639$

となり、数値が僅かに異なりながらやはりμは正値を示す。

この結果は「習慣仮説」の妥当性を否定するものであろうか。

いま試みに時間的変位を無視して、すなわちμを先験的に零と置いて(5)式を当嵌めると

⑤′ $\bar{\Psi}_0^1=0.480536;\quad r=0.9967$

となって、相関係数に対する通常の感覚からすればμはむしろ不用であるようにみえる。

もしμの存在が否定されて、しかも高額所得階層に向っての限界効用線截片の上方変位が否定しがたい事実であるならば、なんらか「習慣仮説」以外の説明を求めねばならない。μが存在しなければ$\bar{\varphi}$をもって習慣ポテンシャルの堆積と解釈しえないからである。

そのばあい我々に残されるものは「所得水準の上昇そのものが限界効用線の截片を上に圧し上げる効果をもつ」という解釈しかない。もしそのように解釈するならば、その裏附としては「デモンストレーション効果」に類する説明しか思い浮ばない。そこでこれは一種の「相対所得仮説」となる。

ここに到って我々は「習慣仮説」と「相対所得仮説」との二者択一をせまられるのである。もちろん我々が経験科学に於て仮説を選択するのは、いずれか一つが「真理」であり他は「誤謬」であることを主張する意図をもってするのではなく、経験的諸事実を矛盾なく説明するもののうちで最も簡単かつ操作に便である「説明機構」を見出そうと試みるにすぎない。そこで、まず「相対所得仮説」の説明力を検討しよう。

もし、すべての調査期間についてクロス・セクション消費線が直線で近似されるならば、我々が他の仮説について行ったと同様に、限界効用の截片の高さを所得水準の一次函数

(6) $\bar{\varphi}=\bar{\varphi}(I-I^*)+\bar{\varphi}_{00}$ （$\bar{\varphi}_{00}$は所得原点I^*における限界効用函数である）

と置き、デモンストレーション効果がこのような形式で作用すると理解すればよく、(1)式は容易にアレン・ボウレイやワルトの線型選好場図式に組み込むことができるから、これまで我々が試みた「資産仮説」や「習慣仮説」よりも一層簡単であるようにみえる。我々が④や⑤で$\bar{\varphi}$を測定した際には $I^*=0$ を暗黙に前提していた。また我々の測定結果を「消費と貯蓄の選好」にひき直して言えば、価格一定の下では各所得について$\bar{\varphi}$が大であるほど貯蓄率は小となるべきことが帰納的結論として認められている。

しかし、右のことから演繹過程に入ると、問題はそう簡単でないことがわかる。もし所得零を原点にとれば、国民所得増大すなわち平均所得上昇にともなって、平均所得に関する$\bar{\varphi}$は増大するから貯蓄率は低下することとなるが、これは従来確認されている「所得上昇期には貯蓄率が増大する」という短期の経験法則と矛盾する。

もし原点I^*を平均所得にとれば、国民所得すなわち平均所得が増大しても$\bar{\varphi}$は不変となるが、もしそうであれば平均貯蓄率は所得成長に伴って増大するから、「貯蓄率は増大傾向をもたない」という長期の経験法則と矛盾する。このように所得の時間的変動過程について演繹を行うと(6)の仮説はあまり有望ではないのである。

さらにまた冒頭に認めたごとく、各期間内の消費線が所得分布の全域に亘って直線近似を行いえないという事実が、「相対所得仮説」の大きな障害となる。すなわち、分布上層におけるベンディングは(6)に代ってデューゼンベリイのごとく$\bar{\varphi}$を所得分布中の百分位（これは旧来統計学で用いられている四分位の拡張である）の函数であるとすれば所得分布変動の特性を媒介として解決される可能性がある（これは後述する「習慣仮説」の場合と類似している）が、分布下層におけるベンディングは同様には処理できないから困難となるのである。

もし所得分布の形状を媒介としないで消費線のベンディングを処理しようとすれば、(6)で示されるような$\bar{\varphi}$すなわちデモンストレーション効果の作用強度と所得水準との対応関係をロジスティック型のごとき非線型に置かねばならないが、それは選好場図式そのものを非線型とすることとなる。この場合の非線型函数のパラメターは時間に対して固定的であるから、操作上の困難を措いても、各期間のベンディングを固定的にしか処理しえなくなる。そしてこの場合にも時系列的経験法則と齊合せしめるような所得原点のとり方に関する困難は依然として残るのである。

このように吟味すると「相対所得仮説」的な理論構成も簡単ではないことが明らかとなったので、我々は再び「習慣仮説」を再検討することとしたのである。

五　「習慣仮説」の前提と所得分布

⑤⑥の測定結果を一応理論的視点から離れて測定されたありのままのすがたとしてみると、それは昭和六～七年から十二～三年にかけて$\bar{\varphi}$、$\bar{\psi}$がともに減少していることを示している。

習慣仮説は同一家計の習慣ポテンシャルが年を逐うて増加することを予想しているのであるから、右の結果は仮説と矛盾する。しかし前節で相対所得仮説を吟味する所得分布が念頭に上ったことは⑤や⑥の推定が果して実験計画として正しいものであるか否かを反省せしめる契機となったのである。

基本的には習慣ポテンシャルも資産仮説におけるそれと同様に同一家計の時間的経移に関して考えられるものであり、トービンやクラインがもっぱら追跡調査法 reinterview method に拠っているのと同様の理論的要請があるわけである。我々の場合は追跡調査の資料が無いことも一つの理由であるが、むしろ元来ストカスティックに定式化される構造方程式系を使用しているのであるから、これらポテンシャルに関しても所得階層毎に一定の分布があるものとして処理する方が首尾一貫するという理由から、各所得階層について考えられる平均的な家計を中心に実験計画を立てたのであった。したがってここでは所得なる変数が、所得そのものをあらわすと同時に（各期間の所得分布と習慣ポテンシャルの所得層別分布とが並行することから）、各水準の習慣ポテンシャルをもつ家計のインデックスとして用いられている。

したがってもし所得分布に変化がなければ同一家計に関して昭和六～七年と七～八年の経移を追跡するかわりに、このストカスティックな図式では同一所得層に関して追跡を行えばよいのである。もし所得分布に変化（分布の位置ならびに拡がりに関して）があれ

ば、二つの期間について同一所得金額層は必ずしも同一習慣ポテンシャル層を意味しないから、この場合には後者のインデックスとして所得分布に於ける同一百分位層もしくは、簡単に平均所得層を対応せしめなければならない。

⑥の計測は同一習慣ポテンシャル層として各期間の平均所得層を対応せしめたのであった。しかるに戦前の家計調査は周知のごとく、所得に関して任意抽出ではなく、五〇円以上百円以下の範囲を有意に抽出しているから、資料に示される平均所得は実際の所得分布に関する位置の特性値としての資格はもたないのである。

我々の用いた資料から得られる各年次の平均所得は左のごとくなっているがこれに対して「一橋経済統計資料」所載の国民所得統計から算出された一人当り名目分配所得指数は上のごとくであり、家計調査資料の数字は実際の所得分布の上昇的推移をかなり過小評価しているであろうことが推察される。したがって例えば我々の用いた昭和七～八年の平均所得の数字八六円一八銭をもつ家計群は昭和六～七年に八三円四三銭の所得をもっていた家計群に一致するものではなく、それ以下の所得をもっていた家計群なのであり、同様にして年次が後になるほど上表右側の平均所得に対応する家計群は昭和六～七年に於てより低い所得層に属した家計群なのである。したがってまた、後の各年次の平均所得家計群の昭和六～七年に於てもった習慣ポテンシャルは、昭和六～七年における平均所得層に関する習慣ポテンシャルよりも低い水準にあったこととなる。すなわち、この資料の各年度の平均所得をとることは、ストカスティックに考えても昭和六～七年の平均所得層を追跡することにならないのである。

年次	全国労働者家計平均所得金額（月）（指数）	一人当り名目分配国民所得
昭和	円	
6～7	83.43 (1.000)	1.000
7～8	86.18 (1.0253)	1.075
8～9	86.59 (1.0449)	1.122
9～10	86.66 (1.0438)	1.197
10～11	86.99 (1.0476)	1.284
11～12	90.32 (1.0827)	1.431
12～13	95.48 (1.1344)	1.619

もし昭和七～八年に於て八六円一八銭の所得をもつ家計群の昭和六～七年に於ける習慣ポテンシャルに年間消費に伴う習慣形成分を加えたものが、昭和六～七年に於て八三円四三銭の所得をもった家計群の習慣ポテンシャルを超えないならば、両年度についてこれらの所得層を対応させたとき、あたかも習慣ポテンシャルが減少したかの如き外観を呈するのは寧ろ当然であり、⑥で μ が正値をとったのはまさにこの事実を反映したものと判断されるのである。

同様のことは⑤に関しても考えられる。ここでは各年次の月平均所得一円差に対応する消費ポテンシャルの格差について、その時系列的変化を対象としたのであるが、これも実は所得分布に変化がない場合にのみ有効なのである。昭和六年から十三年にかけて名目所得が上昇したことは否定し難い事実であるが、所得分布の位置が所得軸上を右に推移するときには分布の拡がりもまた拡大する傾向がある。戦前のそれと異なり戦後の家計調査は所得に関して任意抽出であるからこの点を確かめることができる。すなわち上表のように程度は異なるが両者はほぼ並行的に推移するのである。

したがって、昭和七～八年に於て所得一円差をもつ二つの家計群の昭和六～七年に於ける所得差は一円以下であったこととなるから、それに応じて昭和七～八年の所得一円差に対応する消費ポテンシャル格差をもつ二つの家計群の昭和六～七年における習慣ポテンシャル格差は、昭和六～七年に於て所得一円差をもつ二つの家計群の習慣ポテンシャル格差よりも小であったにちがいない。そして前者の格差に年間習慣形成による格差拡大分を追加しても後者のポテンシャル格差に達しないとすれば、両年度の所得一円差に対応する習慣ポテンシャル格差を比較したとき後の年度のそれが縮小したような外観を呈する結果となる。

年次	平均所得（税込）	標準偏差	平均所得指数	標準偏差指数
昭和 年	円	円		
26	15,277	6,455	1.00	1.000
27	19,259	8,938	1.26	1.095
28	24,038	11,834	1.57	1.166
29	26,440	14,229	1.73	1.272
30	27,006	14,355	1.77	1.254

右の考察からすれば⑤および⑥に於て μ が正値をとるのは単に実験計画の不備によってもたらされたものであり、なんら理論の内部的不齊合を示すものではないと結論される。

いま戦前の労働者家計所得分布の実際を知り得ないから、試みに前掲の一人当り名目国民所得指数を代用して(5)式に投入さるべき消費線の勾配係数を補正し、簡単のため μ を無視して $\overline{\psi}$ のみを推定した結果は、

⑦　$\overline{\psi}^1=0.52547,\ \overline{\psi}^2=0.48056;\quad r=0.999988$

となって、⑤′に比較すると所得一円差に対応する習慣ポテンシャル格差 $\overline{\psi}$ の七箇年平均は0.1弱上廻って算出される。⑤′のそれは⑤に算出された $\overline{\psi}_0$ すなわち昭和六～七年の所得一円差に対応する習慣ポテンシャル格差よりも小であり、年々格差が縮小することを示していたが、⑦の $\overline{\psi}$ は⑤の $\overline{\psi}_0$ よりも大であるから実際には昭和六～七年に於て所得一円差をもっていた二つの家計群の習慣ポテンシャル格差は年を逐うて拡大していったこと、すなわち μ は負値をとることを示している。但し右の代用系列がどの程度まで労働者家計所得分布の拡がりの変化を示しているか厳密には疑問であるから、詳細な検討はより精度の高い所得分布指標を俟たねばならないが、それが得られたあかつきには、「習慣仮説」の妥当性が証明せられるであろうという見通しは得られたわけである。

そこで一応戦前資料から離れて、戦後資料について「習慣仮説」を吟味しよう。

我々のV系列推定法によって得らるべき a_{ij} の値は、推定式の形式からみていかなる場合でも①と同様に a_{12} の絶対値が a_{11} と a_{22} の中間に位するという論理的必然性をもっている。そして、このことは誘導

形の形式から言ってa_{ij}のみで構成される消費線の勾配の成分が、いずれかの消費項目について負となることを示している。

これまで行った戦前資料の分析では家計人員が処理されておらず、各期間について高所得層ほど家計人員が多いから、或いはこの影響のみによって限界効用線截片の上方変位が生じたのではないかとの疑問の余地もあったわけであるが、第二節(B)(C)にみるごとく家計人員を考慮しても消費線、貯蓄線の所得に関する勾配 α はいずれも $1>\alpha>0$ の範囲をとるから、これと右のV系列推定値の特性とを考え合せれば、家計人員を考慮してもなお習慣ポテンシャルによって回帰係数と誘導形のa_{ij}のみからなる成分とのギャップを埋める必要のあることが確認される。

第二節に示したΔFの表をみると、最低所得層を除いた資料の点配列を

(7) $F=\alpha I+\beta m+\gamma$

で近似することが統計学的に許容されるのは昭和廿六、七の両年度のみであり、廿八年以後については高額所得階層において下向きのベンディングを無視しえないことは明らかである。

最低所得階層における上向きベンディングの意味は「労働省臨時家計調査」(昭和卅年二〜七月)によって明らかにすることができた。即ち最低所得階層に属する家計群は概ね主たる所得稼働者の失職等によって、より上の階層から転落したものなのである。我々の

「習慣仮説」によれば、習慣ポテンシャルは家計所得の急減に伴って即時に低下するものではなく、即時的には旧水準のまま残存するから、この部分的な所得階層の逆転によって通常の「所得と習慣ポテンシャルとの対応」が崩れ、その常態以上の$\overline{\varphi}$によって消費が異常に高まるのである。したがって習慣仮説によれば最低所得層における上向きベンディングは選好場が線型であることとなんら矛盾なく説明されるのである。

高額所得階層における下向きベンディングは所得階層の並行的推移によって説明される。

戦後資料から所得分布を描いてみると、通説のとおり対数正規分布(ジブラ分布)をなすことがわかる。ジブラ分布は、あらゆる意味での稼得能力Xが正規分布しており、それが社会全般の経済活動水準を乗冪のかたちで反映して所得Iを実現したものと解釈できるから

(8) $I_t=X^{\xi_t}$

と書ける。ここでXに関する家計群の分布は各年度について一定であり、昭和廿六年以来国民所得水準が上昇したのはξ_tが高まった結果であると考えると、消費ポテンシャルはXに附随するものであるから、例えば昭和廿八年の所得 $I_{t+1,X}$ に対応する消費ポテンシャルは実はX_Xをもつ家計群に固有のものであり、その家計群は前年度には$I_{t,X}$なる所得をもっていた階層に属する。昭和廿七年の消費面が(7)式で近似されることは、習慣ポテンシャルと所得との対応が線型で近似されることを意味している。すなわち昭和廿七年の誘導形は

(9) $$F=\left[\{(a_{12}/p^1p^2-a_{11}/p^1p^1)+(\overline{\psi}^2/p^2-\overline{\psi}^1/p^1)\}I+(\overline{\psi}_{00}{}^2/p^2-\overline{\psi}_{00}{}^1/p^1)+(b_2/p^2-b_1/p^1)m+(a_2/p^2-a_1/p^1)\right]\frac{1}{A}$$

で近似される。廿八年の習慣ポテンシャルは(4)式のごとく廿七年のそれに、廿七年中の消費に基く習慣形成分を加えたものとなるが、それと廿七年の$I_{t,X}$との対応は、右のことから線型函数の和となるから、同じく

(10) $\overline{\varphi}_{28}=\overline{\psi}'I+\overline{\varphi}'_{00}$

のごとく線型となる。しかし廿八年にはX_Xをもつ家計群の所得は$I_{t+1,X}$となり、$I_{t,X}$ と $I_{t+1,X}$ とは(8)式によって線型対応をせず、両者の関係は $\log I_t=\xi_t\log X$, $\log I_{t+1}=\xi_{t+1}\log X$ から $I_t=I_{t+1}^{\frac{\xi_t}{\xi_{t+1}}}$ となる。これを(10)式に代入すれば、

(11) $\overline{\varphi}_{28}=\overline{\psi}I_{28}^{\frac{\xi_t}{\xi_{t+1}}}+\overline{\varphi}_{00}$

となる。したがって廿八年の誘導形は

(12) $$F=\left[(a_{12}/p^1p^2-a_{11}/p^1p^1)I+(\overline{\psi}^2/p^2-\overline{\psi}^1/p^1)I^{\frac{\xi_t}{\xi_{t+1}}}+(\overline{\varphi}_{00}{}^2/p^2-\overline{\varphi}_{00}{}^1/p^1)+(b_2/p^2-b_1/p^1)m+(a_2/p^2-a_1/p^1)\right]\frac{1}{A}$$

と非線型となる。これに基いて計測した廿八年の消費曲面は

$$\hat{F}=-0.095537I+0.239260I^{0.98253145}+2054.6498m+\gamma$$

となり、我々の理論的予想は完全に裏書きされた。こうして「習慣仮説」の優位は動かし難いものと考えられるのである。

なお次頁以下の表は統計局「戦後10年の家計全都市勤労者家計」から可処分所得、貯蓄その他を算出したもので分析の基礎資料である。

[*]本稿は佐藤保氏と筆者との協同研究の最近の結果を纒めたものであり(前稿)三田学会雑誌四九巻5号「動的消費者行動理論確立のために」の続編である。

(注1)「支出拡張線について」三田学会雑誌四二巻5・6合併号。

(注2) S. J. Prais & H. S. Houthakker; "The Analysis of Family Budgets", 1955, chap. 7.

(注3) 中鉢正美「生活構造論」

(注4) 消費点列の両端におけるベンディングは合衆国のBLS資料についても確認されている。

I. B. Kravis, "Expenditure-Income Relationships for Consumers Durable Goods and Problems in Their Derivation": Detroit Meeting Report, Econometrica, Vol, 25, No. 2—April, 1957.

(注5) L. R. Klein & A. S. Goldberger; "An Econometric Model of the United States 1929–1952", 1955.

(注6) G. Tintner; "Econometrics", 1952, pp. 60–61.

所得階層番号	調査世帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
8	1381	5.34	26696 (4.4264462)	3449	23247	10440	12807
9	824	5.33	29921 (4.4759761)	5075	24846	10854	13992
10	571	5.57	33002 (4.5185403)	5670	27332	12004	15328
11	1084	5.68	44035 (4.6437980)	9877	34158	13515	20643

昭和二八年

所得階層番号	調査世帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
1	435	4.34	1004 (3.0017337)	−12378	13382	7239	
2	731	3.84	6020 (3.7795965)	−4334	10354	5795	
3	1831	4.00	9710 (3.9872192)	−3385	12095	6622	
4	3149	4.25	13279 (4.1231654)	−924	14203	7420	
5	3487	4.60	16680 (4.2221960)	−60	16740	8417	
6	3251	4.82	20076 (4.3026772)	585	19491	9327	
7	2493	5.06	23389 (4.3690117)	1541	21848	10074	
8	1991	5.34	26551 (4.4240809)	1274	24727	10943	
9	1375	5.33	29690 (4.4726102)	2956	26734	11299	
10	1023	5.34	32731 (4.5149593)	3813	28918	11956	
11	621	5.26	35844 (4.5544165)	4663	31181	12248	
12	445	5.40	39019 (4.5912761)	5662	33357	12412	
13	299	5.35	41526 (4.6183201)	7221	34305	12810	
14	206	5.26	45077 (4.6539550)	7932	37145	12896	
15	163	5.56	47260 (4.6744937)	11448	35812	13653	
16	464	5.66	59586 (4.7751442)	15801	43785	14452	

昭和二六年

所得階層番号	調査世帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
1	1457	4.34	947 (2.9763500)	−8551	9498	5698	3800
2	989	4.01	4861 (3.6867256)	−3119	7980	4815	3165
3	1674	4.03	6684 (3.8250364)	−1747	8431	5103	3328
4	2366	4.10	8509 (3.9298785)	−1100	9609	5504	4105
5	2832	4.35	10262 (4.0102320)	− 680	10942	6145	4797
6	2724	4.52	12012 (4.0796153)	− 252	12264	6725	5539
7	2528	4.76	13795 (4.1397217)	113	13692	7312	6380
8	2029	4.91	15460 (4.1892095)	465	14995	7754	7241
9	1560	5.01	17130 (4.2327574)	1059	16071	8153	7918
10	1232	5.19	18653 (4.2707487)	1312	17341	8848	8493
11	923	5.29	20367 (4.3089271)	2016	18351	8973	9378
12	745	5.30	21947 (4.3413572)	2502	19445	9375	10070
13	537	5.48	23477 (4.3706611)	3592	19885	9523	10362
14	415	5.49	25187 (4.4011764)	3836	21351	10191	11160
15	1490	5.64	33143 (4.5203918)	7232	25911	11360	14551

昭和二七年

所得階層番号	調査世帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
1	1051	4.49	813 (2.9100905)	−10957	11770	6716	4834
2	1431	4.00	6039 (3.7809650)	−3174	9213	5451	3762
3	3021	4.21	9789 (3.9907383)	−1550	11339	6361	4978
4	4478	4.42	13317 (4.1244064)	−265	13582	7226	6356
5	3965	4.81	16831 (4.2261099)	597	16234	8186	8048
6	3042	5.02	20081 (4.3027853)	1332	18749	9082	9667
7	1965	5.28	23459 (4.3703095)	2285	21174	9912	11262

昭和二九年

所得階層番号	調査所帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
1	508	4.30	718 (2.8561244)	−13825	14543	8034	6509
2	544	3.82	6061 (3.7825443)	−5209	11270	6328	4942
3	1426	3.99	9780 (3.9903389)	−2486	12266	6957	5309
4	2788	4.22	13356 (4.1256764)	−367	14367	7786	6581
5	3425	4.51	16852 (4.2266515)	−38	16890	8648	8242
6	3426	4.71	20164 (4.3045767)	489	19675	9653	10022
7	2752	4.93	23443 (4.3700132)	1458	21985	10554	11431
8	2145	5.16	26844 (4.4288472)	2011	24833	11218	13615
9	1635	5.24	29829 (4.4746387)	2840	26987	11824	15165
10	1201	5.28	32852 (4.5165618)	4225	28627	12334	16293
11	885	5.35	35652 (4.5520839)	4285	31367	13084	18283
12	664	5.50	38958 (4.5905967)	5419	33539	13597	19942
13	480	5.51	41425 (4.6172625)	7162	34263	13753	20510
14	304	5.60	44676 (4.6500743)	7592	37084	14208	22876
15	241	5.36	47568 (4.6773149)	7256	40312	14308	26004
16	180	5.61	49624 (4.6956918)	9614	40010	14828	25182
17	135	5.69	52861 (4.7231354)	10569	42292	15435	26857
18	107	5.78	54515 (4.7365160)	11503	43012	16014	26998
19	77	5.91	57953 (4.7630759)	11472	46481	17137	29344
20	61	5.98	62939 (4.7989198)	11729	51210	17002	34208
21	229	5.71	77507 (4.8893409)	22901	54606	17073	37533

昭和三〇年

所得階層番号	調査世帯数	家計人員	可処分所得（対数値）	貯蓄	消費支出総額	飲食物消費	その他の消費
1	530	4.30	772 (2.8876173)	−14552	15324	8249	7075
2	781	3.66	6034 (3.7806053)	−4365	10399	6051	4348
3	1752	3.91	9760 (3.9894498)	−2530	12290	6884	5406
4	3199	4.19	13500 (4.1303338)	−873	14373	7765	6608
5	4069	4.41	16898 (4.2271151)	125	16773	8564	8209
6	4147	4.59	20236 (4.3061247)	896	19340	9463	9877
7	3343	4.85	23713 (4.3749865)	1718	21995	10339	11656
8	2651	5.02	26881 (4.4294454)	2169	24712	11153	13559
9	1953	5.11	30179 (4.4797048)	3264	26915	11646	15269
10	1489	5.16	33207 (4.5212296)	5431	28776	12196	16580
11	1110	5.40	36332 (4.5592893)	4401	31931	13211	18720
12	750	5.35	38979 (4.5908307)	6257	32722	13147	19575
13	688	5.30	41747 (4.6206253)	5613	36134	13929	22205
14	435	5.41	45049 (4.6536852)	6973	38071	13992	24079
15	294	5.51	48352 (4.6844144)	9583	38769	14303	24466
16	259	5.32	50745 (4.7053933)	9612	41133	14703	26430
17	179	6.00	54643 (4.7375345)	10793	43850	15731	28119
18	154	5.76	56025 (4.7483819)	11008	45017	15249	29768
19	121	5.60	58083 (4.760490)	11873	46210	16130	30080
20	81	5.96	62421 (4.7953307)	15243	47178	16456	30722
21	330	5.72	80923 (4.9070720)	26597	54326	16552	37774