

# 貯蓄行動の地域差の1分析\*

溝 口 敏 行

[I] 問題の提起 最近経済構造の地域差に関する研究がかなり重点的に検討されている。地域間における消費パターンの相違に関する分析もその例外ではない。本論の目的は、この種の研究の一環として貯蓄行動の地域的な相違を分析しようとするところにある。ところで、地域分析にまつわる共通の難点は、いわゆる“地域特性”をどのように解するかという問題である。例えば、地域別の統計資料にある貯蓄函数をあてはめた場合パラメーターに有意差が生じたとしよう。この時考えられる1つの態度は、これらのパラメーターの差が地域間における消費者選好函数の差に起因するものと考え、各パラメーターを1種の地域特性と考えることであろう。他方これに対立する態度としては、地域間における選好函数は同一であり、より多くの説明要因を導入すれば、“みかけ上の地域差”は完全に説明出来るとするものである。この2者を対比した時、経済理論的な見地からは後者の方により興味がある。ただこの立場にたつとき複雑な地域差のすべてが与えられた統計のみで説明出来るかどうかという危具が存在する。従って、我々としては出来るだけ後者の立場からの接近をおこない、残された地域差のみを“狭義の地域特性”と解すべきであろう。本論は、このような立場から貯蓄行動の地域差を分析しようとするものである。

貯蓄行動の地域差を分析するには、種々のデータが考えられる。その1は府県民所得データの時系列を利用することであるが、同資料の精度からみてかならずしも適当なものとはいえない。更に、勤労者世帯、一般世帯、農家の3者間では貯蓄行動に差があると思われるので、これらの加重平均である貯蓄率の動きを分析することはかならずしも有効な方法とはいえない。

以上の理由から、本論では「家計調査」及び「消費者実態調査」を利用して勤労者家計の分析をおこなうことにした。すなわち、前者からは28都市について都市平均収支の時系列を得ることが出来後者からは特定の時点についてであるが府県別収入階層別の収支状況を知ることが出来る。ただ、これら資料は全国の平均値を知るために設計されているので地域分析にはかならずしも適当なデータとはいえないが、少なくとも他の資料よりは

精度の点ですぐれていると思われるのでこの2資料を使用することにした。

[II] クロス・セクション分析 まず、文献(7)の「府県別、実収入階層別収入と支出(勤労者世帯)」を使用してクロス・セクション分析をおこなってみよう。分析に用いられる変数は可処分所得：(実収入)－(非消費支出)、貯蓄：(可処分所得)－(消費支出)<sup>1)</sup>で定義することにする。まず、「平均貯蓄率」を

$$S^* = (\text{総貯蓄}) / (\text{総可処分所得}) \quad (1)$$

で計算すれば各府県間にかんがりのチラバリがある。しかし、これらのパラツキをすべて消費行動の地域差と解するのは正確ではない。いま、絶対所得仮説の立場からすべての地域で同一の所得をもつ消費者が同一の貯蓄率をもっていたとしても、地域間に所得分布の差が存在すれば(1)で定義された「平均貯蓄率」 $S^*$ の値は異ってくる。<sup>2)</sup>更に、各消費者の貯蓄率を決定する要因が、相対所得仮説の主張するごとく各地域に於ける所得分布上の地位に依存していると考えれば、平均貯蓄率に対する所得分布差の効果は異った形をとるであろう<sup>3)</sup>。もちろん

\* 本論は地域分析に関する昭和37年度文部省試験研究の1部としておこなわれたものである。本論の計算にあたっては、本研究所統計課諸氏の手を煩わした。特に本計算の1部は Baroughs E 101 を使用した。

1) この場合、物的貯蓄も含まれる点に注意を要する。

2) いま所得  $y$  を持った人の各地方共通の貯蓄率を  $s(y)$ 、その人数を  $n(y)$  とすれば  $S^* = \frac{\sum_y [n(y)ys(y)]}{\sum_y [n(y)y]}$  の関係がある。従って、 $n(y)$  の値が異れば、 $S^*$  は当然異ってくる。

3) この場合は、注2の時よりも  $S^*$  のバイアスは小さくなる可能性をもっている。いまかりに、相対位置の尺度を Percentile Position  $p$  で測定したとし、同一の  $p$  について同一の貯蓄率  $S(p, y)$  ( $y$  は  $p$  の位置の人の所得で地方ごとに異なる) が存在したとすれば、 $S^* = \frac{\sum_y [n(y)ys(p, y)]}{\sum_y [n(y)y]}$  となる。ところで、いま  $[n(y)y] / \sum_y [n(y)y]$  が同じ  $p$  について各地方で同一であるとすれば、 $S^*$  は各地方毎に同一となる。例えば、所得分布の位置は違うがその型が類似している時、 $S^*$  は相対所得府県間比較の測度としてはそれほどバ

この種の分析を厳密におこなうことはかならずしも容易ではない。ただ、本論ではこの問題に対する1つの接近法として、次のような工夫をおこなってみた。まず、各地域の消費者が同一

第1表

貯蓄率のちらばり	標準偏差*
(総貯蓄)/(総所得)	0.0366
標準化された平均貯蓄率	0.0411
貯蓄率の単純平均	0.0213

\*自由度修正済み。

所得について同一の貯蓄率をもっているとするれば、所得分布が同一であれば、各地域の平均貯蓄率には差が生じないはずである。そこで、各地域について実収入階層別の貯蓄率を計算し、それを全国の実収入階層分布で加重することより「標準化」<sup>4)</sup>し地域差を検討することにした<sup>5)</sup>。更に、貯蓄率が所得分布上の地位に依存することという仮説については(2者の関係が一応1次式で近似出来るものとして)<sup>6)</sup>貯蓄率の単純平均を使用することにした<sup>7)</sup>。このようにして計測された3種の貯蓄率の地域差をみるために、標準偏差<sup>8)</sup>を計算してみれば第1表のようになる。同表よりみれば、貯蓄率の単純平均による算定結果のチラバリが最も低い値を示している。このことは、相対所得仮説について1つの支持を与えているといえよう。

次に、この仮説をより詳しく吟味してみよう。第1の作業は各府県間で同一の相対順位をもつ標本の比較をおこなうことであるが、府県間に標本数の差がある以上完全な対応は望めない。そこで、各府県毎に全標本を(実収入の順に従って)5ヶに等分し、その貯蓄率の平均値

ピアスをもたない。この点で注2でのべた絶対所得の測度としてはかなりのピアスをもつ点とは相違がある。

4) この方式による分析は、文献(2)よりヒントを得た。

5) 実際の計算では、サンプル誤差を少なくするために、低所得、高所得層の一部を合併し、そのグループの平均貯蓄率について標準化した。

6) 相対所得の尺度を Percentile Position で測定することを数式化すれば以下ようになる。ある県の標本数  $n$ 、特定標本の順位を  $i$  とすれば、Percentile Position は  $(i/n)$  で測定出来る。いま  $(s_i/y_i) = a + b(i/n)$  とすれば、 $(1/n) \sum (s_i/y_i) = a + b\{(n+1)/n\}$  となる ( $s_i, y_i$  は  $i$  番目の所得者の所得、貯蓄)。  $n$  がかなり大となれば、 $1/n$  は無視出来るから右辺は  $a + b$  となる。かくて、 $a, b$  が各地域で共通ならば、貯蓄率の単純平均は一定となる。

7) 実際の計算では、各標本値を得ることが出来ないで、階層別に  $s/y$  を求め、それより単純平均を推定した。

8) 地域差に重点をおくため、サンプル・ウェイトはおこなっていない。

を計算した<sup>9)</sup>。この概念は文献(6)で全国データに用いている「5分位階層」のそれにほぼ対応している<sup>10)</sup>

さて、上述のようにして作成された府県別の表を並列し、府県別平均、分位階層別平均を計算すれば、貯蓄率に関する「2元配置表」が完成される。同表から、まず感じられることは各分位階層の貯蓄率の府県間差は比較的少ないということである。しかしながら、より詳細にみるとこれらの差の方向は地域的なブロックとある程度の関連をもっているということである。前者の事実は、府県間の消費パターンを統一的な原理で説明するという視点から特に重視されるべきものであろうが、後者の現象も地域差を考える場合見逃がすことは出来ない。そこで、

第2表

ブロック名	(1) 所 属 府 県 名	(2) 貯蓄率の差
1) 北海道	北海道	△ 0.036
2) 東北	青森, 秋田, 岩手, 宮城, 山形, 福島	△ 0.010
3) 北関東	茨城, 栃木, 群馬, 埼玉	0.010
4) 南関東	東京, 千葉, 神奈川	△ 0.001
5) 北陸	新潟, 富山, 石川, 福井	0.017
6) 甲信	山梨, 長野	△ 0.015
7) 東海	岐阜, 静岡, 愛知, 三重, 滋賀	△ 0.001
8) 近畿	京都, 大阪, 兵庫, 和歌山	△ 0.001
9) 中国	鳥取, 岡山, 広島, 山口	0.025
10) 四国	徳島, 島根, 香川, 愛媛, 高知	△ 0.022
11) 北九州	福岡, 佐賀, 長崎	0.032
12) 南九州	熊本, 大分, 宮崎, 鹿児島	0.005

注 △は負値を現わす。

府県の地理的条件と平均貯蓄率の差をかみ合せて第2表(1)欄のようなブロック分けをおこない、ブロック間の差を吟味することにした。次にこの表に分散分析を適用してみよう。ただこの資料では、府県間で標本数が異なるので標本ウェイトを付けた平方和を用いることにした。

最初にブロック間の差を無視して分散分析をおこなえば、第3表の結果が得られる。ここで、まず注目されることは分位効果の説明力は非常に高く、わずか自由度4

第3表 クロスセクションによる分散分析

効 果	自 由 度	平 方 和	F
分 位	4	71,426	69.2**
府 県	45	306	0.3
(ブロック間)	(11)	(302)	(1.2)
(ブロック内)	(34)	(4)	(0.0)
誤 差	180	4,644	
計	229	76,375	

\*\* 1%有意, \* 5%有意。

9) 階層の中間に区分がおちた時は、補間法により計算。

10) 家計調査の場合には、分位別に  $y$  と  $s$  を計算し、 $s/y$  を求める形をとるが、本論では階層別の  $s/y$  より直接分位別平均のそれを計算した。

で83%程度の変動を説明していることである。次に、残差が正規分布をしていると仮定し、分位効果、府県効果を検定すれば、前者は1%でも有意であるのに対して後者は5%ですらまったく有意ではない。ただ興味ある事実は、府県分散をブロック間とブロック内に分解した場合のチラバリの大半がブロック間のそれで説明出来ることである。同表よりみれば、ブロック間の効果も5%有意ではないがその限界(F=1.8)にかなり近い値を示している。この点から考えて、ブロック効果の動きは一応チェックされる必要があるだろう。第2表の(2)は各ブロック貯蓄率の平均値よりの偏差を計算したものである<sup>11)</sup>。この値の動きをみると、1人当り所得等とはほとんど相関はない。ただ、考えられる1つの特色は近年工業化しつつあるブロックの効果が正となっていることである。しかし、ブロック効果の説明力は有意ではないから以上のような主張をすることには多少危険が伴う。

次に、検討を要する事項としては、府県別に相対所得仮説を適用することに関する可否である。すなわち、各府県の消費者は附近に居住する人々の消費パターンを参照することは当然であるが、それと同時に全国の消費パターンをも参照しているであろう。もし、このような事象があるとすれば、消費パターンの一部は全国的にみた相対所得尺度に依存することになる。ところで、全国よりみた相対所得は、各個人の有する絶対所得と強い相関をもっているはずであるから、貯蓄率は地域別の相対所得の尺度のほか絶対所得にも依存しているはずである。このような考慮から、5分位階層表の各地方の平均所得を分位を示す5ケの dummy 変数と共に説明変数として導入して有意性を検定してみた<sup>12)</sup>。この結果、 $y$ の効果が5%では有意でないばかりでなく、その係数は負値を示している<sup>13)</sup>。このことから、各府県別に相対所得を測ることは一応妥当といえよう。かくて、従来よりいわれてきた貯蓄パターンの相違はかなりの程度まで相対所得仮説で説明し得ることが明らかになった。次に、同様の分析を時系列に適用してみよう。

【III】時系列分析 地域差の時系列分析には、『家計調査年報』で得られる28都市についての統計が便利である。ただ、岐阜市については、昭和30年以降についてしか情報が得られないので他の27都市について分析

を進めることにした。対象期間は昭和28-34年である。ところで、[II]の主張と一貫した形で作業をすすめるには、各年別・都市別の所得階層別データが必要である。しかし、同年報には都市別の平均所得と貯蓄しか与えていないのでやむを得ず(1)式の定義に従って分析を進めることにする。

まず分析第1段階として、所得仮説の立場から

$$s = a_i + b_i y \quad (2)$$

及び、多少函数型を変更して

$$s^* = s/y = a_i + b_i y \quad (3)$$

をあてはめてみた(但し $y, s$ は家族人員及消費者物価数で修正)。この結果、(2)のパラメーターは府県別にかなりの差があり、そのチラバリ度合にも法則性は見出されなかった。次に(3)式についてみるとかなり興味ある結果が得られる。すなわち、同式を府県別にあてはめてみると、 $a_i$ 及 $b_i$ は府県間でことになっており、共分散分析の結果でも<sup>14)</sup> $a$ は1%、 $b$ は5%で有意である(府県別係数表は紙数の関係で省略した)。次に、府県別貯蓄函数の特色をより明らかにするために、 $b_i$ の差がすべて定数項にしわよせした形で推計してみると所得の高い府県ほど定数項が小さくなっていることがわかる。しかし、この現象を別の見地からみると1つの興味ある解釈を下すことが出来る。すなわち、27都市の貯蓄率を時間的に列挙してみると同一時点に於ける都市間の貯蓄率は類似しているのに対して、時間的な動きにはかなりのものに差が認められる。これをチェックするみめに、上述の都市、時間の2元表に対して分散分析を適用すれば、第4表のようになる。同表をみれば、貯蓄率の変動は主と

第4表 時系列による分散分析

効 果	自 由 度	平 方 和	F
都 市	26	9.395	5.01**
時 間	6	29.7142	61.75**
誤 差	156	13.5587	
合 計	188	40.273	

して時間効果によって説明出来ることは明らかであるが、都市効果もまた有意である。そこで、第2表に対応した区分に従ってブロック別けをおこなってみるとブロック間の効果が1%で有意であるのに対しブロック内のそれは有意ではない。そこで、ブロック効果を計算し、[II]での効果と対比してみると第1図のようになる<sup>15)</sup>。同図

14) 昭和30年世帯ウェイトを各時点について共通に使用した。

15) ただ、2者の間では貯蓄率の定義法及び月の取り方に差があるので、2者の不一致はある程度当然である。

11) ブロック差を明らかにするために、ブロック貯蓄率の単純平均よりのそれを利用することにした。

12) 同様の分析は、文献(5)に於ておこなわれており、この場合は $y$ の効果は有意であった。

13) この現象はむしろデモンストレーション効果の現われと積極的に解すべきかもしれない。

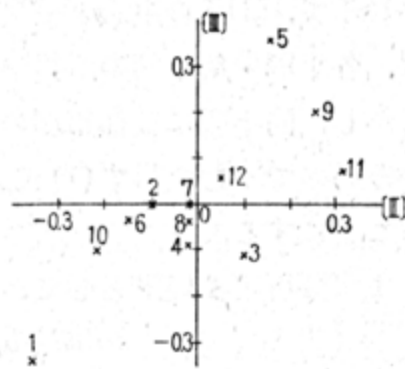
によれば、若干の例外をのぞけば<sup>16)</sup>、2者間にはかなり密接な関係がある。しかし、第4表より明らかかなように、変動の主要因は時間的変動である。このことは、可処分所得の変動が時間及び都市効果でほぼ同程度に説明出来るのと対象的である。換言すれば、都市間の貯蓄率には大した差が見出せないが、時間的にはほぼ同一方向の動きを示していることがわかる。もし、この主張が認められるとすれば、上述の結果は第2図によって説明出来る。すなわち、貯蓄率の時間効果はほぼ一方的に上昇を示しており、各都市の所得もこの間上昇しているから見かけ上の貯蓄函数はABのようになる。更に、大都市は小都市に比し所得は高く、更にその増加額も大であるからA'B'のようになり上述の事実と一致する。更に問題となるのは、貯蓄率が時間と都市の間の交互作用に依存していないかどうかということである。しかし、くり返しのない2元配置表からこの効果を分離することが出来ないため、両効果によって説明されない残差についてランの数<sup>17)</sup>を求めて偶発性の検定を試みたが、これら残差には「組織的」な傾向は見出せなかった。

最後に残された問題は、貯蓄率の時間的変動の説明である。文献(1)の主張によれば、貯蓄率は現在所得と過去の最高所得の比の線型函数であるとされている。しかし、上述のデータにこの式をあてはめてみても相関はほとんど得られない。この現象は、全国平均データについても見られるものであり、その説明は必ずしも容易ではないが、考えられる若干の理由を上げれば以下のようなになる。その1は、本論の分析に用いられる貯蓄の定義が月賦増等の物的貯蓄をも含んでいるということであ

16) 北関東については時系列分析の標本が1都市に限られているための誤差とも考えられる。また、北九州は福岡市と他の都市の差によって説明出来るがなお充分とは言い難い。

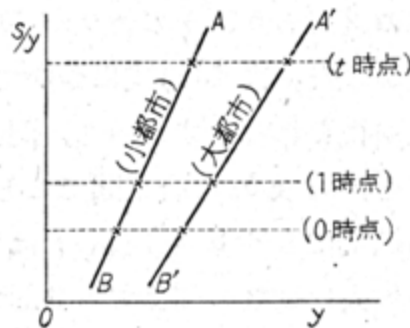
17) ランの定義及びその検定法については文献(4) P. 574 参照。

第1図 地域効果の比較



注：番号は第2表のそれに対応。

第2図 貯蓄函数の係数差の説明



る。我国に於いては昭和28年以降の耐久消費財購入はめざましく、それに伴って月賦制度も急速に発展した。当時の事情より考えて、月賦増等の物的貯蓄はかなり急速であったと考えられ、この部分が貯蓄率の増大となったとも想定される。しかし、この仮説はより慎重な検討が必要であろう。第2のそれは、我国の所得水準の増加率がかなり大であるため、生活様式の高度化がそれに伴っておこなわれず、その結果貯蓄部分の相対的增加がみられるのではないかということである。文献(1)の主張は、比較的成長の低いアメリカ経済を対象としたものであり、このような経済では所得増のかなりの部分が消費に吸収され、貯蓄率は安定するであろう<sup>18)</sup>。しかし、この理論を我国に直接適用することは多少無理があり、時系列的には全国平均又は最先進都市に於ける絶対所得の変化をも考慮する必要があるように思われる。試みに、すべての都市の貯蓄率の時間的変動を全国平均所得で説明を試みれば、

$$S^* = s/y = -0.083 + 0.3847 \times 10^{-4}y \quad R^2 = 0.7139 \quad (3)$$

の回帰方程式が得られ、その決定係数も自由度が194であることを考慮すればかなり高いものといえる。しかし、この方程式をどのようにしてクロス・セクション結果と結びつけるかにはなお検討を要する問題点があるように思われる。

参考文献及び使用資料

- [1] J. S. Duesenbery, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard Univ. Press, 1949.
- [2] W. Eizenga, *Demographic Factors of Savings*. North Holland, 1961.
- [3] V. G. Lippitt, *Determinants of Consumer Demand for House Furnishings and Equipments*. Harvard Univ. Press, 1959.
- [4] 中山伊知郎編『統計学辞典』東洋経済 1951。
- [5] 溝口敏行・神田祐一「職業別貯蓄行動の統計的分析」『季刊理論経済学』Vol. XII, No. 3, (近刊)。
- [6] 総理府統計局『家計調査年報』1953—61。
- [7] 同上 『消費者実態調査報告』第2巻 1961。

18) 文献(1)では、 $S^* = f(y, y/y_0)$  ( $y_0$ : 過去の最高所得)の関係を考え、経験的に  $s$  は  $y$  の絶対額に比例的に増加する傾向があることから  $s/y = g(y/y_0)$  を導いている。しかし、この経験的仮定を除いても文献(1)の相対所得仮説そのものには大きな狂いはないから、我国の経験的事実に照して  $s/y = h(y, y/y_0)$  を考えても大きな問題はないのであろう。