

<研究ノート>

消費支出と職業階層

—— エンゲル函数の共分散分析 ——^{*}

神 田 祐 一

1. は じ め に

小論は〔1〕で行なった分析にたいして1つの追実験の試みの結果を述べるものである。〔1〕は「家計調査」の横断面データを昭和29年から昭和33年まで時系列的に利用して5（ないし7）大費目のエンゲル函数を計測し、世帯主の従事する職業別の差異を共分散分析によって検出したものである。しかるにそこでは上記各年のデータをくり返し標本とみることによって、価格その他の時系列的变化の一部を推定方程式誤差項と交絡させるという欠点をもっていた。

この欠点をおぎなうため、小論ではあらたに価格を説明変数として加えることにした。ただしデータ処理上の問題等もあって得られた結果は必ずしも安定的でなく満足できるものではない。しかしながらここでの分析は推定方程式の異時点間比較という実質的問題や経済変量の統合といった技術的側面にかなりの示唆を与えるもののように思われる。

2. モデルと統計手法

モデルはつぎのものである。

$$(2.1) \quad E_{ij} = \alpha_i C_{ij} \beta_i P_j^{\gamma_i},$$

ただし

E当該費目の世帯人員1人あたりの実質支出（名目支出を当該費目の価格指数によってデフレートしたもの）,

* 原稿受領 1970 年 5 月 4 日

C 世帯人員1人あたりの実質総消費支出（名目総消費支出を総合消費者物価指数によってデフレートしたもの）,

P 当該費目の相対価格,

i 職業を表わす番号,

j 年次系列を表わす番号,

である。したがってモデルのパラメーターの値が分析対象となる時点を通じて一定であるとするならば、(2.1) は世帯主の職業が i の世帯の j 年におけるエンゲル函数を表わしている。それゆえ (2.1) をもとにして職業別に時系列データによって α_i , β_i , γ_i を推定するならば、つぎには共分散分析法によって職業間のパラメーターの差異が検出できることになる。小論では「1」と同じく共分散分析法を用いるにあたってつぎの仮定をおくことにした。それは弾力性 β_i と γ_i とは各職業の世帯を通じて一定であり、各費目の基礎消費部分を表わす α_i のみが異った職業の世帯間で異なるという仮定である。この仮定は第1次近似として許されるであろう。さらに異った職業の世帯間で弾力性に著しい差異があるか否かは上の仮定のもとでの α_i の差異の検出結果がその判断の資料を与えてくれることにもなるはずである。

以上によって (2.1) を書き改めると

$$(2.2) \quad E_{ij} = e^{\alpha_i} \cdot e^{\beta_i} C_{ij} P_j^{\gamma_i}$$

となる。ここで e^{α_i} もしくは α_i は職業別世帯間の基礎消費の差を表わす項であり、 α_i の値については通常

$$(2.3) \quad \sum \alpha_i = 0$$

とおかれる。のちに述べるようにここでの分析においては標本世帯数加重の方法によって (2.2) の推定が行なわれるから、(2.3) は各職業の標本世帯数による α_i の加重平均がゼロとなること、すなわち

$$(2.4) \quad \sum_i \frac{w_{i.}}{w_{..}} \alpha_i = 0$$

でおきかえられるものとする。ただし w_{ij} を i 番目の職業、 j 年の標本世帯数として

(2.4) の $w_{i.}$, $w_{..}$ はそれぞれ

$$w_{i.} = \sum_j w_{ij}, \quad w_{..} = \sum_i w_{i.}$$

を表わすものとする。

後節においてわれわれは (2.2) を推定し、仮説

(2. 5) $\alpha_i = 0$ ($i=1, \dots, 10$)

の検定の結果と $\alpha, \beta, \gamma, \alpha_i$ ($i=1, \dots, 10$) の推定結果の両方を示すことにする。

3. データ

使用するデータの収支面は『家計調査年報』昭和38年—昭和41年、4年間の“世帯主の職業（全世帯）別1世帯当たり年平均1か月の収入と支出——人口5万以上の都市”に記載されているデータである。この4か年に限ったのは統計資料上の制約以外の何物でもない。すなわち昭和37年以前と昭和38年以降とでは職業分類に一部変更があること、及び昭和42年以降は『家計調査年報』に当該データの記載がみられないことが主な理由である。

つぎに価格データであるが、これは同年報昭和41年版に記載されている“中分類別消費者物価指数（昭和40年=100）”より総合指数と5（ないし7）大費目指数を引き出しデフレータとして用いた。(2. 2)の右辺の価格変数のデータとしては以上の指数にもとづいて作成した相対価格の指標を用いることにした。⁽¹⁾

以上によってわれわれは10種類の職業 ($i=1, \dots, 10$) の4年間 ($j=1, \dots, 4$) におよぶ40組のデータを得たことになる。これをもとにして標本世帯数加重の最小自乗回帰⁽²⁾によって計測した結果が次節で示すものである。

4. 分析結果

表4.1は α, β, γ の推定結果を示している。5大費目のうち“食料費”についてはさらに“主食”と“その他食料”にわけて計測した。表の上段は帰無仮説(2. 5)のもとでの単純回帰による推定結果であり、下段が共分散分析による推定結果である。また表右側の F 値は α_i の有意性検定のための F 統計量である。自由度が9と28のとき F 値の1パーセント有意の点は3.11であるから、基礎消費の職業間の差異はすべての費目について1パーセントより高い有意水準で有意である。それゆえ職業別世帯間の α_i の推定値を示しておくことも興味のあることである。この値は5大費目の基礎消費における職業という一種の社会階層の間の差異の型をきわめて明確に現出させているとも考

(1) 作成方法については[2]参照。ただしそこでの算式には誤植があるから正誤表の方を参照のこと。

(2) 統計手法の要約については[1]参照。

表 4. 1 エンゲル函数の計測結果*

費 目	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	決 定 係 数	F 値
食 料 費 (主 食)	6.859 6.882	.0865(.0432) .0604(.0389)	$.1017 \times 10^{-6}$ ($.5651 \times 10^{-7}$) $.8284 \times 10^{-7}$ ($.5337 \times 10^{-7}$)	.0552 .4145	3.52
食 料 費 (その他)	8.072 8.155	-.0615(.0585) -.0085(.0544)	$.1763 \times 10^{-3}$ ($.8627 \times 10^{-3}$) $.8447 \times 10^{-3}$ ($.8382 \times 10^{-3}$)	.0190 .3652	3.24
食 料 費 (総 合)	7.486 8.288	.0998(.0428) .0141(.0165)	$.1116 \times 10^{-6}$ ($.5634 \times 10^{-7}$) $.3487 \times 10^{-7}$ ($.2167 \times 10^{-7}$)	.0912 .9026	35.24
住 居 費	6.526 6.808	-1.428(.9519) -.6778(.6211)	$-.2771 \times 10^{-4}$ ($.1824 \times 10^{-3}$) $-.2595 \times 10^{-4}$ ($.1245 \times 10^{-3}$)	.0457 .6897	9.53
光 熱 費	6.843 6.516	5.901(2.823) 2.494(2.083)	$-.6603 \times 10^{-3}$ ($.6642 \times 10^{-3}$) $-.1040 \times 10^{-3}$ ($.5064 \times 10^{-3}$)	.0646 .6390	7.54
被 服 費	7.327 7.238	5.103(1.905) 1.513(.7203)	$-.3321 \times 10^{-3}$ ($.2296 \times 10^{-3}$) $-.4688 \times 10^{-4}$ ($.8947 \times 10^{-4}$)	.1290 .9097	36.52
雑 費	8.308 8.291	3.258(1.806) .0145(1.383)	$.3299 \times 10^{-4}$ ($.1056 \times 10^{-3}$) $.1893 \times 10^{-3}$ ($.8264 \times 10^{-4}$)	.1577 .6475	6.72

* カッコ内は標準誤差，決定係数は自由度修正済。

えられるからである。この α_i の値を [1] にならって仮に「職業効果」と名づけることにする。この推定値を示したのが表 4. 2 である。

表 4. 1 と表 4. 2 の結果について若干の推論を行なってみることにする。まず表 4. 1 についてであるがエンゲル函数の計測結果は良好ではなくむしろ著しく安定性を欠いているとさえいえる。このことの理由としてはとくに [1] と比較した場合この分析が価格を説明変数としてモデルに導入したことが挙げられるであろう。すなわち価格変数の導入は必ずしも分析上の利点にはならなかったことが考えられる。それには C_{ij} と P_j の相関による線型重合の問題等があるし、また変動巾の小さい価格変数のデータを 4 か年の年次系列から求めて安定的な価格弾性値を得ることがむずかしいことは当然であるともいえるであろう。したがって弾力性推定値 $\hat{\beta}$ と $\hat{\gamma}$ は標準誤差のみならず符号条件からみても納得的でないものが多い。

もう一方の職業効果はどうであろうか。すでに見たとうりこれはすべての費目について 1 パーセントよりも強い有意水準で有意である。また表 4. 2 は 職業別世帯間の消費の型が著しく異っていることを示している。表 4. 1 の下段で共分散分析による パラメ

表4.2 職業効果の推定値

費 目 職 業	食料費 (主食)	食料費 (その他)	食料費 (総合)	住居費	光熱費	被服費	雑 費
1. 常用労務者	.0305	-.1191	-.0728	.0316	-.1618	-.1337	-.1523
2. 臨時・日雇 労 務 者	.1116	-.4256	-.2567	-.0383	-.3118	-.6868	-.6816
3. 民間職員	-.0579	.0793	.0574	.1823	.1432	.1981	.1905
4. 官公職員	-.0504	.0599	.0102	.2063	.1220	.2204	.2970
5. 商人・職人	.0415	-.0151	-.0192	-.3109	-.0844	-.2043	-.1675
6. 個人経営者	.0667	.2044	.1890	.2058	-.0956	.2781	.1046
7. 法人経営者	-.0304	.3864	.3011	.3093	.4203	.7390	.5568
8. 自由業者	-.0982	.1589	.1116	.2439	.2468	.2885	.1016
9. そ の 他	-.0327	.0235	.0042	-.0675	.1539	.1110	.0107
10. 無 職	.0201	-.0952	-.0613	-.0765	.1287	-.2489	-.2145

ター推定値の標準誤差と比較して決定係数が大であるのはほとんど基礎消費の相違を示す項をとり入れたことに起因すると考えられるのである。さらに表4.2の $\hat{\alpha}_i$ の職業別の型はわれわれの常識ともうまく一致するもののようである。

第2に検討すべき点は〔1〕（昭和29—33年）とこの分析（昭和38—41年）とで得られた職業効果推定値の異時点間比較についてである。〔1〕における計測は10を底とする対数変換によってなされているから直接数値の大きさを比較するには〔1〕における推定値に $\log_e 10$ を乗ずるとよい。しかし今回のモデルには価格変数があらたに加えられているから厳密な比較は困難である。そこでわれわれは以下のような単純な方法によって比べてみることにする。

いま個々の職業効果推定値の符号のみに注目し、〔1〕における符号と今回の推定値の符号が一致するときは+1を与え、あい反するときには-1を与える。そして各費目ごとに職業別世帯間の合計をとる。これを表示したのが表4.3である。ただし職業分類のうちに前回の“経営者”には今回の“個人経営者”と“法人経営者”のうち $\hat{\alpha}_i$ の値の絶対値の大きい方を接続させてある。またこの表においては前回有意差が検出されなかった“食料費（主食）”と“被服費”は除外してある。

この表においては前回の符号パターンと今回のそれがすべて一致するときは値の合計は+9、すべて一致しないときは-9である。したがって前回の職業効果推定値と今回の推定値とは“光熱費”についてはほとんど同一の符号パターンをもつが残りの費目の

表 4. 3 職業効果の異時点間比較

費 目 職 業	食 料 費 (その他)	食 料 費 (総 合)	住 居 費	光 熱 費	雑 費
1. 常 用 労 務 者	+1	+1	+1	+1	-1
2. 臨時・日雇労務者	+1	+1	-1	+1	+1
3. 民 間 職 員	-1	-1	-1	+1	+1
4. 官 公 職 員	-1	-1	+1	+1	+1
5. 商 人 職 人	-1	-1	+1	-1	+1
6. 経 営 者	+1	+1	+1	+1	-1
7. 自 由 業 者	+1	+1	-1	+1	-1
8. そ の 他	+1	+1	-1	+1	-1
9. 無 職	-1	-1	-1	+1	+1
計	+1	+1	-1	+7	+1

それは大きく変化したといえるであろう。この傾向は“食料費”をみれば明らかとなる。1つは労務者（ブルー・カラー）の変化しない負の符号（の値）（主食については逆に正符号をもつ）ともう一方の職員（ホワイト・カラー）による負の符号（の値）から正の符号への移行は両グループの消費財市場への反応の仕方の相違を明確に示している。雑費についてもほぼ同様の推論がなりたつであろう。住居費支出の型もかなり変化しているがこの費目については住居の所有状況（持家・非持家）にまで立入って分類したデータがないためその理由は明らかでない。

以上の推論を通じてわれわれはこの分析においても1つの問題点の在存することがわかる。それは表 4. 1 の2種類の回帰による弾力性推定値を比較すると明らかになるのであるが職業効果を導入することによって弾力性推定値が大きく変化するということである。この結果はエンゲル函数のパラメーターすべてが異った職業間で等しくないという事実を示唆しているようである。すなわち職業による一種の社会階層が構成されていて消費財市場に対する反応がそれぞれの階層内で閉じて異っているように思われるのである。他方表 4. 3 によれば時間の経過につれて他の階層を参照グループとして革新をはかる階層とそうでない階層の2つが見出されるようでもある。いずれにせよこれらの事実は経済変量の統合にかんして1つの問題を提起していることになるし、ここでの分析に限って言えばパラメーターが職業間ですべて異なるという仮定のもとに作業を進める必

要があることを示している。われわれは次回において適度に長い年次系列をもとにより精密な分析を行なうことにする。ここでの分析はそのための1つの準備作業にすぎないのである。

引用文献

- [1] 神田祐一「消費支出における職業効果の分析」、『一橋研究』No.7, 1961。
- [2] 神田祐一「北海道価格体系論序説」、『札大・地域開発研究所報』, No.1, 1970。