

家計消費における社会階級的差異

速 水 佑 次 郎

一 ハウタッカー模型

家計調査資料にもとづく消費分析において、問題となる点の一つは、社会階級的差異の消費におよぼす影響を如何に取り扱うかである。⁽¹⁾かかる社会階級的要因を陽表的にエンゲル函数もしくは家計消費函数に取り入れる方法として、ハウタッカーは次の如き模型を提出している。⁽²⁾

$$1. \log \frac{e_{ij}}{n_j} = \alpha_i + \beta_i \log \frac{E_j}{n_j} + \gamma_i S$$

ここに

e_{ij} j 階級に属する世帯の i 品目に対する支出

《ノート》 家計消費における社会階級的差異

n_j j 階級に属する世帯の人員数

E_j j 階級に属する世帯の総家計支出

S 社会階級変数 social class variable (中流階級世帯に

ついて1、労働階級世帯について0なる擬変数 dummy variable)

である。 i は品目、 j は階級を示すサブスクリプトであるが、ハウタッカーの適用例では i は中流階級か労働階級かである。

ハウタッカー模型は各階級ごとに同質的な慣習を想定し、階級間における質的差異を擬変数 S によって表現した。ハウタッカーによれば、 S の係数 γ_i は消費慣習における社会階級的差異の大きさを計る数値であり、これを社会階級的係数 social class coefficient と呼ぶ。

注(一) 上野裕也・建元正弘『経済行動の計量的分析』(一九五八年)第一章。

(二) H. S. Houthaker, The Econometrics of Family Budget, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 115, 1952.

二 ハウタッカー模型の妥当性

前出のハウタッカー模型は、消費慣習の社会階級的差異が家計消費支出に与える影響について極めて重大な仮定を置いてい

第1表 職員・労務者世帯別家計消費函数の計測結果

		自由度	常数 α_{ij}	所得弾性 β_{ij}	決定係数 R^2
全食糧	職員	7	1.624	.462 (.021)	.986
	労務者	7	1.279	.555 (.016)	.994
主食(穀類)	職員	7	2.769	.035 (.060)	.132
	労務者	7	2.167	.207 (.032)	.853
副食	職員	5	1.190	.487 (.027)	.985
	労務者	5	.949	.544 (.028)	.949
嗜好品	職員	3	-1.981	.932 (.098)	.968
	労務者	3	-1.621	1.106 (.185)	.973
外食	職員	3	-6.302	2.197 (.145)	.987
	労務者	3	-7.864	2.646 (.217)	.980

注 1. 推計模型は $\log \frac{e_{ij}}{n_j} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} \log \frac{E_j}{n_j}$
 e_{ij} j 階級(労務者もしくは職員)に属する世帯の i 品目に対する消費支出.
 E_j j 階級に属する世帯の平均可処分所得.
 n_j " 平均世帯人員数.
 2. () 内の数値は係数の標準誤差.
 資料: 『家計調査年報』昭和26~34年.

る。それは社会階級的差異の影響が家計消費の水準における差異をもたらすが、消費支出の所得に対する反応すなわち所得弾力性には影響を与えないという仮定である。ハウタッカーはトービンとともに英国の家計調査資料によつて消費函数の計測をおこなっているが、その際分析対象となつた十二の食品についてはかかる仮定が近似的に妥当すると述べている。しかしかかる仮定はもとより一般に妥当するとは限らない。

我国においてはどうかであらうか。第一表は職員世帯、労務者世帯別家計消費函数を、昭和二六・三四年にわたる都市家計調査資料にもとづいて計測した結果である。第一表よりみれば労務者世帯の所得弾力性は各品目とも職員世帯のそれよりも大である。両者の差が有意であるか否かの判定には後述するように統計的検定を必要とするが、穀物消費の場合など二階級の所得弾力性に有意差が存在することは検定をまたずとも一見してあ

きらかであらう。

二階級間に所得弾力性の差異が存在するとすれば、ハウタッカー模型を適応してSの係数を云々することは無意味である。またハウタッカー模型により推計された所得弾力性は、二つの社会階級でそれぞれ相異なる所得弾力性の合成値であつて行動的な意味を持たない。しかもかかる合成値は両者のウェイトの変化、例えば階級間の所得分布、世帯人員構成などの変化によつて変動するから、所得と家計消費の関係を規定するパラメーターとして予測の基礎とすることが困難である。

注(一) H. S. Houthakker and J. Tobin, Estimates of the Free Demand of Rat-

三 弾力性の变化を伴う模型

社会階級間において家計消費の所得弾力性が相異するとすれば、所得弾力性の社会階級的差異を含む模型を考えねばならない。すなわち常数項のみならず係数もまた社会階級間に相異なるような模型が必要である。かかる要請を満するものとして次のごとき模型を提出した。

$$2. \log \frac{E_j}{n_j} = \alpha_i + (\beta_i + \delta_i S) \log \frac{E_j}{n_j} + \gamma_i S$$

この模型においては常数項のみならず係数もまたハウタック I のいわゆる社会階級変数 S の函数となっている。 δ_i は所得弾力性における社会階級的差異を表わし、 γ_i は $H_0: \delta_i = 0$ なる帰無仮説が受容される限りにおいて、消費水準の差異を示す指標となる。いま第 2 式の括弧をとりて係数を分解すれば、 S と $\log \frac{E_j}{n_j}$ とのインタラクション・タームを含む線型式となる。つまり第 2 式は前稿に述べた係数変化型函数模型のヴァリエーションにほかならない。⁽¹⁾

注(一) 速水佑次郎「構造変化の計測法」『農業総合研究』一五卷三号、昭和三六年。

《ノート》 家計消費における社会階級的差異

四 共分散分析との関係

第 2 式の模型を見て、実験計画法に通じた読者ならばそれが共分散分析の模型と同一であることに気づかれたであらう。⁽¹⁾ 共分散分析は線型回帰式が二個以上のグループ間で差異を有するか否かを検定するための統計的方法である。いまここでは二つの変数 $X \cdot Y$ について次の如き函数関係を想定する。

$$3. Y = \alpha + \beta X$$

問題はパラメター $\alpha \cdot \beta$ が二つのグループ（以下第一グループを 0、第二グループを 1 で表わす）のあいだで同一であるかどうかである。

まず $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta$ なる帰無仮説の検定は次の示す二つの模型の適合度の差異、すなわち偏差平方和の差を F 検定すればよい。

$$4. Y_j = \alpha_j + \beta X_j, \quad j=0, 1$$

$$5. Y_j = \alpha_j + \beta_j X_j, \quad j=0, 1$$

第 4・5 式の差異は後者において α, β がともにグループ間に異なると仮定されているに對し、前者においては α のみが異なり、 β は同一と仮定されている点である。もし両式のデータに対する適合度に有意差がみとめられなければ、先の帰無仮説を前提として $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha$ なる帰無仮説を検定する。その

ためには第3式をデータにあてはめ、その適合度を第4式のそれに比較すればよい。

さて以上三つの式は一つの重回帰式

$$6. \quad Y = \gamma_0 + \gamma_1 X + \gamma_2 S + \gamma_3 (SX)$$

にまとめられる。Sは第1式の場合と同じく第一グループで0、第二グループで1の値をとる擬変数とする。いま

$$\gamma_0 = \alpha_0, \quad \gamma_1 = \beta_0, \quad \gamma_0 + \gamma_2 = \alpha_1, \quad \gamma_1 + \gamma_3 = \beta_1$$

とすれば第6式は第5式に一致し、 $\gamma_3 = 0$ と仮定すれば第4式に一致する。更に $\gamma_2 = 0$ と仮定すれば第3式に一致する。それ故 $H_0: \beta_0 = \beta_1$ の検定は $H_0: \gamma_2 = 0$ の検定であり、 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1$ の検定は $H_0: \gamma_3 = 0$ の検定にはかならない。

ところでXを $\log \frac{E_j}{n_j}$, Yを $\log \frac{e_{ij}}{n_j}$ でおきかえれば第2式は第6式と全く同一の型となる。すなわち

$$\gamma_0 = \alpha_{ij}, \quad \gamma_1 = \beta_{ij}, \quad \gamma_2 = \gamma_{ij}, \quad \gamma_3 = \delta_{ij}$$

以上によって第2式が共分散分析の模型であることは明らかであろう。一方第2式は係数変化型函数模型の特殊ケースである。つまり共分散分析の模型は係数変化型函数模型のヴァリエーションと考えて良いわけである。

さて $H_0: \alpha_0 = 0$ なる帰無仮説、すなわちグループ間に所得弾力性の差異が存在しないという仮説の検証は、先述の如く偏差平方和の差異のF検定によって果される。しかしこの場合の

ように二グループ間の差異をのみ問題にしている場合は第2式を計測し、 δ_{ij} の推計値の有意性をt検定することによってF検定と全く同様の結果を得ることが出来る。それゆゑ第2式は社会階級的差異にもとづく家計消費所得弾力性の差異の計量を可能にするとともに、差異の有無を統計的に検定することを可能にする。

注(1) 共分散分析の理論的表現としては R. L. Anderson & T. A. Bancroft, *Statistical Theory for Research*, 1952, chap. 21. 検定方法ならびに適用例に就いては G. W. Snedecor, *Statistical Method*, Fifth ed., 1956, chap. 13 を参照。なお経済分析に対する適用について論じたものとしては小宮隆太郎「計量経済学と共分散分析」(森嶋・篠原・内田編『新しい経済分析』, 昭和三五年)がある。

五 労務者世帯・職員世帯間の家計消費支出における差異とその検定

第2式にもとづく分析を第2表に示して本論を終らう。分析対象は労務者世帯・職員世帯間における家計消費支出における差異であつて、推計の基礎となつた資料は第1表にかかげたグループ別の計測に用いたと同一である。

第2表 第2式による家計消費函数の計測結果

品目 i	自由度	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	$\hat{r}_i$	$\hat{\delta}_i$	決定係数 R^2	$\hat{\delta}_i$ の有意水準
全食糧	14	1.611 (.018)	.465 (.018)	-.314 (.102)	.085 (.028) [3.04]	.992	1%
主食(穀類)	14	2.757	.038 (.030)	-.571 (.179)	.163 (.048) [3.40]	.810	1%
副食	10	1.183	.489 (.024)	-.223 (.142)	.052 (.038) [1.37]	.992	20%
嗜好食品	6	-1.022	.943 (.069)	-.533 (.410)	.145 (.109) [1.33]	.985	30%
外食	6	-6.439	2.232 (.155)	-1.209 (.883)	.356 (.234) [1.52]	.988	20%

注 1. () 内の数値は係数の標準誤差。

[] 内の数値は t.

資料：『家計調査年報』昭和26～34年。

第2表に見るとおり全食糧ならびに主食において $H_0: \delta_i = 0$ なる帰無仮説は、1%の水準において棄却されている。労働者世帯・職員世帯間において全食糧ならびに主食に対す家計消費

第3表 個別計測値と第2式による計測値との比較

品目 i	階級 j	定数項		所得弾力性	
		個別 $\hat{\alpha}_{ij}$	第2式 $\hat{\alpha}_i + \hat{r}_i S$	個別 $\hat{\beta}_{ij}$	第2式 $\hat{\beta}_i + \hat{\delta}_i S$
全食糧	職員者	1.624	1.611	.462	.465
	労働者	1.279	1.297	.555	.550
主食(穀類)	職員者	2.769	2.757	.035	.038
	労働者	2.167	2.186	.207	.201
副食	職員者	1.190	1.183	.487	.489
	労働者	.947	.960	.544	.541
嗜好食品	職員者	-.981	-1.022	.932	.943
	労働者	-1.621	-1.555	1.106	1.088
外食	職員者	-6.302	-6.439	2.197	2.232
	労働者	-7.864	-7.648	2.646	2.588

支出の所得弾力性に差異が存することはまず明らかであろう。一方副食、嗜好食品、外食において $H_0: \delta_i = 0$ なる帰無仮説の有意水準はそれぞれ二〇%、三〇%、二〇%という値をとる。この程度の有意水準をもって両グループ間の所得弾力性に差異を認めるべきかは決定し難い。

第2式の計測結果より得られる各グループごとの所得弾力性は第一表の個別計測値とほとんど同一の値をとる。このことは第2式の前提である確率誤差の分散の両グループにおける同一性が満されていることを示すものといえよう。

附表 推計資料：家計食糧消費支出および可処分所得

階級	年 度	世帯員1名当可処分所得 E_j/n	世帯員一名当食糧消費支出 e_{ij}/n				
			食糧全体	主食(穀類)	副食	嗜好食品	外食
職 員	昭和26	4025	1958	773	885		
	27	4896	2159	799	985		
	28	5535	2239	802	1021	328	84
	29	5686	2227	784			
	30	6151	2347	800			
	31	6856	2489	828	1151	376	131
	32	7332	2542	823	1149	422	149
	33	7874	2700	796	1249	458	193
	34	8399	2737	780	1275	476	203
労 務 者	昭和26	3370	1733	784	738		
	27	3880	1885	816	803		
	28	4383	2001	831	849	259	58
	29	4341	1965	811			
	30	4571	2047	840			
	31	5123	2174	878	922	290	91
	32	5304	2213	885	919	315	99
	33	5634	2313	865	982	340	123
	34	6098	2415	877	1034	369	134

△ノット△ 家計消費における社会階段的差異

注. 可処分所得、消費支出とも消費者物価指数(昭和30=100)によりデフレート。

資料：『家計調査年報』昭和26～34年。