

等価所得比率の測定と所得分配不平等度の解釈

八 木 匡
橘 木 俊 詔

I 序 論

不平等度の測定は、一般に家計所得を単位に行われる。しかし、家計間には世帯人員の相違をはじめとして、世帯属性の相違が存在している。これまで日本においては、このような世帯属性の相違を考慮に入れながら不平等度を計測した研究は数少ない。

世帯属性の相違の中でも、不平等度の測定において重要な意味をもつのが世帯人員の違いである。例えば、単身世帯で年収 400 万円の家計と、夫婦 2 人子供 2 人で年収 400 万円の家計を同等に扱うことができないことは直観的にも明らかであろう。そこで世帯人員単純 1 人当りの所得を計算して、その値を基に不平等度の測定を行うことが考えられる。しかし、家計内での消費においては、①美術品・電灯のように消費の非競合性があり公共財的に消費されている財・サービス、②テレビ、冷蔵庫のように混雑の問題が発生し得るものの世帯人員の増大によって利用効率が上昇する財・サービス、③さらに住居、食料品の消費のように消費する人数の増加に比して費用の増加が少ない財・サービスがいくつか存在する。このように、世帯人員の増大によって、家計内での財・サービスの消費に関する規模の経済性が生じることは経験的にもよく知られている。家計内での規模の経済性の存在は、不平等度を世帯人員単純 1 人当り所得で測定することの妥当性を大きく減少させることになる。

そこで、このような家計内での規模の経済性を

考慮に入れながら、世帯人員 1 人当り所得を算出するために「等価所得比率 (Equivalence Scale)」という概念を導入する。この等価所得比率は、ある世帯人員の家計が、世帯人員 1 人当りある一定の厚生水準を達成するのに必要な所得額を算出する割引要素と考えることができる。例えば、単身世帯がある一定の厚生水準 W^0 を達成するのに必要な所得は、夫婦世帯が 1 人当り厚生水準 W^0 を達成するのに必要な所得よりも多くなることが予想される。そこで、 W^0 の厚生を達成するのに必要な単身世帯の所得にどれだけの比率を掛け合わせると夫婦世帯が 1 人当り同じ厚生水準を達成するのに必要な 1 人当り所得と一致するかを考える。等価所得比率は、このように定義された比率を意味している。ただし、子供をもつことから生ずる効用を考慮に入れた場合とか、子供の数が内性的に決定される場合には、世帯人員の異なる家計の厚生を比較する意味は明確でなくなる。ここでは、これらの問題を捨象して議論を進めていくことにする。

本論文では、Lazear and Michael (1980) の方法に立脚して、日本における世帯タイプ別等価所得比率を計測し、等価所得で測った日本の所得分配状態を評価する。このような分析を行うことによって、世帯所得で計測した日本の所得分配の不平等度が、家計の厚生をどのように反映しているかを議論していく。

II 日本における等価所得比率

1. Lazear-Michael による計測方法

等価所得比率の計測は, Suruga (1993) でも議論が行われているように, ①栄養学的視点から計測する方法 (Cramer (1969)), ②必需品を選択してその比率を計測する方法 (Seneca and Tausig (1971)), ③必要な所得レベルをアンケート調査で調べて計測する方法 (Kapteyn - Van Praag (1976), Van Praag-Vander Sar (1988)), そして④顕示された需要に基づいて行う方法がある。①から③の方法については, それぞれ理論的根拠, 恣意性, 信頼性という面において大きな問題を含んでいるため, ④の顕示された需要を基に計測を行う方法を採用する。特に, 本論文では, 利用可能データとの関係もあり, バーテン法 (Barten (1964)) を発展させたスケーリング法 (Lazear-Michael (1980)) を用いる。スケーリング法は等価所得比率が財の相対価格を変化させ, それによって引き起こされる代替効果までもモデルに組み入れているという意味において, エンゲル法 (Muellbauer (1980) および Deaton and Muellbauer (1980)), プレイス・ハウタッカー法 (Prais and Houthakker (1955)) よりも理論的に優れたものとなっている⁽¹⁾。問題は, トランスレーティング法 (Pollak and Wales (1978)), ゴーマン法 (Gorman (1976)) との比較である。Barnes and Gillingham (1984) では, トランスレーティング法, スケーリング法, 逆ゴーマン法の3つの推定方法を用いて, 米国の等価所得比率を計測している。そこでの結果は, トランスレーティング法よりもスケーリング法のあてはまりが良いことを示している。また逆ゴーマン法による推定方法は, スケーリング法とトランスレーティング法を組み合わせたより複雑な推定法となっており, モデルがより多くのパラメーターに依存することになる。Barnes and Gillingham の結果でも, 逆ゴーマン法を用いた推定方法では5つのうち2つの需要システムが収束せず, 収束したシステムでもいくつかの重要な問題が明らかとなつて

おり, 逆ゴーマン法がスケーリング法の有効な一般化とはなっていないという指摘がなされている。Barnes and Gillingham の結果と Pollak and Wales (1981) で示された等価所得比率が用いる計測法によって大きくは異なるという結果と考え併せると, 本研究でスケーリング法を用いて推定する妥当性はあると判断されよう。

次に Lazear and Michael (1980) で示されているスケーリング法の理論的枠組みを説明する。単身世帯の生計費をニュメラルにとり, 2人世帯に関しては, 財に対する実際の支出額を用いる。次にその2人が別々に消費を行った場合の支出額の総計を求める。単身世帯から2人世帯に変化したときの支出額の変化は, 環境変化に伴う消費サービスの価格変化を反映していると考えられることができる。市場価格が一定の下でも, 環境 (例えば世帯人員) が変化することによって, サービス価格は変化する。補償されていない需要弾力性と環境変化に伴う支出額の変化の推定量が分かれば, 環境変化に伴う支出額の変化を基に価格変化を求めることができる。この価格変化をデフレーターとして用い, 実質所得を求めることにする。

2. モデル

第 i 財から生じるサービスのフローに対して, S_i の需要をもつ個人を考える。 S_i のサービスは, X_i の支出を行って購入した投入物を用いて得るものとする。 S_i と X_i の間の変換率は, 一般的に環境 (世帯人員) と独立ではない。すなわち, S_i のサービスを得るために支払う X_i は家族人数と関係しあっている。

S_i に対する個人の需要を,

$$S_i = d(P_{si}, Y) \quad (1)$$

で考える。ここで P_{si} は第 i 財から生まれるサービスの単位価格であり, Y は個人の名目所得である。 α_i は X_i 一単位から生産される S_i の量を表す。 α_i は,

$$\alpha_i \equiv \frac{S_i}{X_i} \quad (2)$$

で定義される。サービスの単位価格は, α_i を用いると,

$$P_{s_i} = \frac{P_i}{\alpha_i} \quad (3)$$

で表される。 α_i の定義式である(2)式を用いて変形すると、(3)式は、

$$P_{s_i} = \frac{P_i}{S_i/X_i} = \frac{P_i X_i}{S_i} \quad (4)$$

となる。ここで P_i は X_i の市場価格を意味する。すると、 S_i の需要関数は、

$$S_i = d\left(\frac{P_i}{\alpha_i}, Y\right) \equiv g(P_i, Y) \quad (5)$$

となる。ここで α_i は個人によって決まっている。方程式(2)、(5)より、 X_i に対して導かれた需要は、

$$X_i = \frac{g(P_i, Y)}{\alpha_i} \equiv h(P_i, Y) \quad (6)$$

で表される。

ある理由によって α_i が変化すると仮定する。 S_i に対する需要は変化し、それによって導かれる X_i も影響を受けることになる。例えば、世帯構成が変化し、 S_i/X_i の比率が α_i から $\alpha_i(1+J_i)$ に変化するものとする。もし、 $J_i > 0$ とするならば、 S_i の実効価格は(3)式より明らかなように減少し、従って需要量は増大する。従って方程式(5)は、

$$S_i = g\left(\frac{P_i}{1+J_i}, Y\right) \quad (7)$$

となる。しかしながら、 X_i に対して導かれた需要量はこの場合必ずしも上昇しない。ここで $X_i = S_i/\alpha_i(1+J_i)$ であることより、

$$X_i = \frac{h(P_i/(1+J_i), Y)}{1+J_i} \quad (8)$$

となる。 S_i に対する需要が価格に対して弾力的である場合に、 J_i の上昇に伴って X_i に対する需要は増大する。

次に、ある特別な環境(環境 A:ここでは単身世帯)をニュメレールにとりながら、(6)式と(8)式を用いて、第2の環境(環境 B:例えば2人世帯)の金額価値をニュメレール単位に変換する。(8)式の J_i は環境が A から B に変化するに従って、サービス単位で測った価格が何%変化するかを表すものである。環境 B の下で X_i に支払う名目金額は、実質ターム(S_i)においてニュメレール単位の支出額の $(1+J_i)$ 倍になっている。(6)式が

単身世帯の需要を表しているものとする、(6)式と(8)式は単身世帯から2人世帯に変化したときの J_i の値を求めるために用いる関係となる。

Lazear and Michael の手法では、個人 m の需要方程式(6)をパラメーターを用いて線形の形で表現する。すなわち、

$$X_{im} = a_0 + a_1 P_1 + \dots + a_n P_n + b_1 Y_m \quad (9)$$

と表すことにする。ここで P_i は第 i 財の価格を表し、 Y_m は個人 m の名目所得を表す。同様に、別の個人 f も同じ市場価格に面しているとし、同様な需要関数、

$$X_{if} = a_0 + a_1 P_1 + \dots + a_n P_n + b_1 Y_f \quad (10)$$

をもつものとする(ここで個人 m と個人 f は必ずしも男性と女性を意味してはいない)。従って、2人の需要の総額は、

$$(X_{im} + X_{if}) = 2a_0 + 2a_1 P_1 + \dots + 2a_n P_n + b_1(Y_m + Y_f) \quad (11)$$

となる。もし2人の個人が資源をプールし、世帯人員2人の単一家計で生活すると考え、それに従って X_i と S_i との関係が影響を受けると考えると、 S_i の実効価格は変化することになる。すなわち、実効価格は P_i/α_i から $P_i/\alpha_i(1+J_i)$ に変化している。この点より、 X_i に対する2人世帯で生活した場合の需要は、

$$X_{imf} = [2a_0 + 2a_1 \frac{P_1}{1+J_1} + \dots + 2a_n \frac{P_n}{1+J_n} + b_1 Y_{mf}] / (1+J_i) \quad (12)$$

で表される。(11)式が2人の個人が別々に生活した場合の X_i に対する需要であるのに対し、(12)式は一緒に生活したときの需要を表している。その差を(11)-(12)で求めると、

$$\begin{aligned} (X_{im} + X_{if}) - X_{imf}(1+J_i) &= 2a_0 + 2a_1 P_1 \left(1 - \frac{1}{1+J_1}\right) + \dots \\ &\quad + 2a_n P_n \left(1 - \frac{1}{1+J_n}\right) \\ &\quad + b_1(Y_m + Y_f - Y_{mf}) \end{aligned} \quad (13)$$

となる。2人が別々に生活した場合と一緒に生活した場合の X_i に対する支出額の比を $\Delta P X_i$ で表すと、

$$\Delta PX_i \equiv \frac{P_i(X_{im} + X_{if})}{P_i X_{imf}} = (1 + J_i) + 2 \sum_{j=1}^n \eta_{ij} \left(1 - \frac{1}{1 + J_i}\right) + \eta_{xi,y} (\Delta Y - 1) \quad (14)$$

で与えることができる。ここで η_{ij} は補償されていない自己および交差価格弾力性を表しており、 $\eta_{xi,y}$ は所得弾力性を表している。そして ΔY は2人が別々に生活した場合と一緒に生活した場合の所得比を表し、

$$\Delta Y = \frac{Y_m + Y_f}{Y_{mf}} \quad (15)$$

で定義される。市場に n 個の財がある場合には、各財について(14)式を作ることができる。

本論文では、方程式(14)の推定を行うことによって、ある環境下での各財のサービス単位価格を決定する $J_1, J_2, \dots, J_n$ を求め、ニュメールのケース(環境 A)の所得と等価な環境 B の所得を推定する。 Y_{mf} が2人世帯の観測された名目所得とし、 Y_{mf}^* を単身世帯をニュメールにして測った等価所得とすると、この単身世帯の所得と等価な2人世帯の所得は、

$$Y_{mf}^* = Y_{mf} \sum_{i=1}^n (1 + J_i) w_i \equiv Y_{mf} (1 + J) \quad (16)$$

となる。ここで w_i は夫婦世帯の総消費支出の中で第 i 財に対する消費支出の比率を表す。すなわち、 J は J_i の加重平均になっている。

(14)式で表されるような n 本の方程式体系は各家計に対していくつかの変数とパラメーター ($P_i X_{imf}$; $P_i(X_{im} + X_{if})$; ΔY ; $\eta_{xi,y}$; η_{ij} ; J_i) を含んでいる。これらのうち、初めの5つが分かっているならば、 J_i について解くことができる。第一の変数は、2人世帯が実際に行った X_i に対する支出額であり、消費データから得ることが可能である。第二の変数も消費データから推定可能(詳細は以下で述べる)である。第三の変数も推定を行って得る(詳細は以下で述べる)。第四番目と第五番目のデータは、 n 個の所得弾力性と n 個の自己価格弾力性、そして $n(n-1)$ 個の交差価格弾力性であり、需要関数の推計に関する実証の文献から得る。 n 本の方程式と n 個の未知数 J_i から成り立っている方程式体系を解くことにより、世帯人員が1人から2人に増えたときのサービス

単位価格の変化を推定することができる。

原理的には、(14)式は各世帯タイプのすべてのサンプルについて別々に推定することができる。しかし、 $P_i(X_{im} + X_{if})$ と $(Y_m + Y_f)$ が回帰式によって求められており、無視できないほどの誤差に面していることを考えれば、より信頼できる推定値を得るためにはそれぞれのタイプの家計についてサンプルの中央値を用いることがより望ましい。ここでは ΔPX_i と ΔY をすべてのサンプルについて計算し、それらの中央値から J_i を推定する方法をとった。

2人世帯を例にとると、すべてのサンプルについて構成員の属性データから $P_i(X_{im} + X_{if})$ を推定したのちは、 $P_i(X_{im} + X_{if})$ と実際になされた支出額 $P_i X_{imf}$ との比率を計算し、それから比の中央値 ΔPX_i を選択する。同様なプロセスを各財について行い、 $\Delta PX, \Delta Y$ を推定することになる。さらに、他の世帯人員の家計についても同様なプロセスを繰り返す。これらの値は、 J_i を求めるために(14)式で用いられる。

3. 実証方法

我々の研究で用いるデータは、昭和59年度『全国消費実態調査』である。財の種類としては、5大費目の支出グループ(食料、住居、エネルギー、衣料、雑費)を用いる。この5つのグループで、全消費支出をカバーすることになる。まず初めに、単身世帯について各費目別に誘導形の支出需要方程式を推定する。この場合、説明変数は性別、都市サイズ、世帯タイプ、年齢、主な収入源、住居タイプ、居住室数である。この方程式は、各世帯構成員が単身世帯として別々に生活した場合の支出額を推定するために用いられる。これら推定式は表1から表4で示されている。

具体的に2人世帯の規模の経済性を測定する場合を考えてみる。2人世帯で最も多い形態は夫婦世帯であるため、これは単身世帯から夫婦世帯に変化したときの規模の経済性を測定することを意味している。推定された需要方程式(表2)と構成員の属性データ(性別、都市サイズ、世帯タイプ、年齢、主な収入源、住居タイプ、居住室数)

表1 変数名リスト

DCT	:	都市規模に関するダミー変数 大都市 中都市 小都市
DS1	:	世帯タイプに関するダミー変数 一般世帯 無職世帯 勤労者世帯
DSX	:	性別のダミー変数 男性 女性
DH	:	住居の所有関係に関するダミー変数 給与住宅 民営借家, 公団, 公営住宅, 借間 持ち家
DTYEA	:	家計をまかなう主な収入の種類 農林漁業収入 農林漁業以外の事業収入 内職, 年金, 恩給, 雇用保険, 仕送りなどの所得 利子, 地代, 家賃, 配当などの資産所得 給料
Y5	:	居住室数
NESAV	:	純貯蓄額 (貯蓄額-借入金額)
AGE	:	年齢

を用いて, それぞれ単身で生活したと仮定した場合の支出額を推計する。単身で生活したとしたときの2人の支出額の和は $P_i(X_{im} + X_{if})$ となる。この推定値を2人世帯の実際の第 i 財に対する年間支出額で割ることにより, ΔPX_i を計算する。すべてのサンプルについてこの計算を行い, その中央値が(14)式の ΔPX_i として用いられる。その値は表5-1に記されており, すべて1以上の値をとっている。

ΔY の推定値を得るために, 同様な手続きがとられる。単身の男性および女性のデータを用いて所得関数を推定する。推定された関数を用いて,

表2 単身者世帯を基にした Reduced Form の需要関数の回帰式

(単位: 10 円, () 内は t -値)

	食料品	住 宅	光熱費	衣 料	雑 費
Intercept	19518.7 (7.946)	-30462.2 (-7.684)	-4376.8 (-9.433)	23444.2 (6.413)	471.0 (0.040)
DCT 1	10117.9 (8.457)	5397.2 (3.116)	109.4 (0.484)	3964.5 (2.731)	5498.4 (1.080)
DCT 2	3607.1 (3.680)	2622.0 (1.842)	227.0 (1.222)	762.0 (0.640)	6136.2 (1.470)
DS 1					-18853.9 (-3.214)
DS 2					-23176.5 (-4.245)
DSX	-20614.6 (-28.941)		1064.2 (7.879)	5303.5 (5.8417)	-17646.9 (-5.793)
DH 1		5355.0 (2.190)		-4503.7 (-2.146)	23923.8 (3.258)
DH 2		19749.0 (11.876)		-2300.1 (-1.631)	-122217.7 (-2.479)
AGE	1528.6 (12.815)	1059.4 (6.270)	257.2 (11.409)	369.9 (2.497)	3580.4 (7.099)
AGE ²	-17.3 (-13.184)	-10.8 (-6.028)	-2.3 (-9.226)	-6.1 (-3.758)	-37.4 (-6.770)
Y 5	80.5 (0.324)	3572.8 (8.575)	731.9 (-9.226)	271.5 (0.767)	1983.5 (-6.770)
DTYEA1	-17125.1 (-3.328)		-588.4 (-0.603)	-5944.1 (-0.953)	
DTYEA2	-2870.0 (-1.612)		1810.2 (5.365)	-2814.8 (-1.301)	
DTYEA3	-6304.9 (-4.799)		123.5 (0.496)	-4024.1 (-2.502)	
DTYEA4	-7429.0 (-4.254)		357.6 (1.082)	-3805.1 (-1.798)	
NESAV	2.6 (3.497)			2.7 (2.932)	8.9 (2.815)
R ²	0.3272	0.0549	0.2737	0.1019	0.052
MEAN	40016.1	16513.2	3999.2	12018.51	59985.5
RMSE	20217.6	29316.9	3833.5	24416.23	85889.0
N	4058	4058	4058	4058	4058

2人世帯の構成員の所得を推定する。そして $Y_m + Y_f$ の値を求め, 2人世帯の実際の所得 Y_{mf} より, すべてのサンプルについて ΔY_k を計算し, 中央値 ΔY を求めることになる。その値は表5-1

表3 単身世帯に基づいた誘導形所得関数の回帰式
(単位: 万円)

	MALE INCOME	FEMALE INCOME
INTERCEP	-253.3 (-9.628)	37.2 (1.649)
DCT 1	24.0 (2.247)	46.9 (4.638)
DCT 2	12.5 (1.332)	12.4 (1.620)
DS 1	56.6 (1.910)	
DS 2	-71.1 (-2.397)	
DH 1	112.9 (7.625)	3.8 (0.184)
DH 2	39.8 (2.990)	-15.1 (-1.804)
AGE	22.7 (20.423)	8.4 (8.698)
AGE ²	-0.196 (-15.115)	-0.09 (-9.046)
Y 5	7.88 (2.581)	12.09 (5.671)
DTYEA 1	-248.4 (-4.329)	-162.5 (-4.096)
DTYEA 2	-165.7 (-5.010)	-71.56 (-5.093)
DTYEA 3	-213.99 (-7.215)	-104.79 (-11.130)
DTYEA 4	-133.71 (-4.771)	-62.43 (-4.974)
R ²	0.3891	0.1970
MEAN	282.5397	185.7765
RMSE	120.5397	65.94454
N	2077	1981

表4 サンプル平均と標準偏差
(() 内は標準偏差)

	単身世帯	2人世帯	3人世帯	4人世帯
DCT 1	0.185 (0.388725)	0.113 (0.31)	0.107 (0.3095)	0.109 (0.3119)
DCT 2	0.681 (0.4662)	0.693 (0.461)	0.702 (0.458)	0.707 (0.455)
DS 1	0.082 (0.274)	0.294 (0.456)	0.287 (0.452)	0.253 (0.435)
DS 2	0.196 (0.397)	0.226 (0.418)	0.061 (0.239)	0.016 (0.125)
DSX*	0.488 (0.499)	0.121 (0.326)	0.069 (0.253)	0.0167 (0.128)
DH 1	0.0517 (0.2215)	0.045 (0.208)	0.059 (0.2357)	0.0744 (0.2624)
DH 2	0.711 (0.453)	0.231 (0.422)	0.2527 (0.434)	0.217 (0.412)
AGE(1)	40.0 (18.9)	54.7 (14.3)	46.4 (12.4)	42.5 (8.8)
AGE(2)		50.2 (16.1)	42.6 (13.6)	39.3 (8.8)
AGE(3)			21.9 (22.4)	15.0 (12.4)
AGE(4)				15.9 (19.9)
Y 5	2.42 (1.639)	4.93 (2.043)	5.04 (2.120)	5.06 (1.934)
DTYEA 1	0.0039 (0.0627)	0.045 (0.208)	0.0529 (0.224)	0.037 (0.189)
DTYEA 2	0.0367 (0.188)	0.136 (0.343)	0.156 (0.363)	0.165 (0.371)
DTYEA 3	0.1992 (0.399)	0.283 (0.451)	0.0898 (0.286)	0.0269 (0.162)
DTYEA 4	0.0436 (0.204)	0.036 (0.186)	0.0205 (0.142)	0.00938 (0.096)

注: DSX*は世帯主の性別を表す。また、AGE(1)は世帯主の年齢、AGE(i)は第i世帯員の年齢を表す。

で示されているように1.367である。

価格、所得弾力性、そして ΔPX_i と ΔY の推定量が与えられたあと(14)式は5個の未知数 $J_1, \dots, J_5$ を含んだ5本の式を作ることになる。これらの非線形連立方程式をSSLI (Scientific Subroutine Library II)にあるプレント法を用いて解く。ここでの価格、所得弾力性の値は、Lazear and Michael (1980)で用いられた値と牧

(1983)で推定された昭和47年の値を用いた。米国のパラメーターを用いた計算は、需要行動が日米で等しいとしたときに、日米間で規模の経済性がどのように異なるかを比較する上で有益な情報をもたらすと考えられる。

(14)式を用いれば、2人世帯の所得を単身世帯の所得と等価な所得に変換することができる。単身

世帯の所得と2人世帯の1人当り所得を比較するには、 $Y_{mf}(1+J)/2$ と Y_m または Y_f を比較すればよい。同様な手続きを3人家計、4人家計と繰り返すことになる。

4. 計測結果

本研究の等価所得比率の計測結果を、米国での

実証結果と比較しながら、表5-1から表5-6で示す。ここでは、米国との比較をより明確にすることと、等価所得比率が需要の所得・価格弾力性に対してどれほど敏感に反応するかを見るために、米国の研究で用いられた弾力性の値で推計した結果と、日本の弾力性の値を用いて推計した結果を共に示した。表5-1から表5-6で示されているよ

表5-1 2人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	1.58	0.608	1.300	520,204	0.243
住宅	2.714	2.841	3.383	218,819	0.102
光熱費	1.358	1.112	0.584	105,190	0.049
衣料	2.463	1.394	1.841	173,602	0.081
雑費	1.711	0.707	1.324	1,126,682	0.525

サンプルサイズ 9233

ΔY 1.367

J^* 0.976

J^* (衣料を除く) 0.939

J^{**} 1.533

J^{**} (衣料を除く) 1.507

J (U.S.A.での結果) 0.886

世帯所得1万円の1人当り実質価値額(衣料を除いた J)

$(10000 * (1+J^*)/2) = 9695$ 円

$(10000 * (1+J^{**})/2) = 1万2535$ 円

注： J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、

J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

表5-3 4人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	1.843	1.351	1.352	792,179	0.297
住宅	2.912	2.413	3.238	216,917	0.081
光熱費	1.471	0.780	0.479	130,868	0.049
衣料	4.071	3.682	3.439	209,607	0.079
雑費	2.105	1.799	1.584	1,315,787	0.494

サンプルサイズ 16217

ΔY 1.626

J^* 1.814

J^* (衣料を除く) 1.654

J^{**} 1.741

J^{**} (衣料を除く) 1.596

J (U.S.A.での結果) 1.728

世帯所得1万円の1人当り実質価値額(衣料を除いた J)

$(10000 * (1+J^*)/4) = 6635$ 円

$(10000 * (1+J^{**})/4) = 6490$ 円

注： J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、

J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

表5-2 3人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	1.785	1.400	1.434	655,760	0.260
住宅	2.799	2.423	3.294	238,044	0.094
光熱費	1.391	0.848	0.480	6,121,739	0.048
衣料	3.461	3.154	2.856	205,996	0.082
雑費	1.901	1.754	1.444	1,301,569	0.516

サンプルサイズ 10084

ΔY 1.501

J^* 1.796

J^* (衣料を除く) 1.675

J^{**} 1.685

J^{**} (衣料を除く) 1.581

J (U.S.A.での結果) 1.338

世帯所得1万円の1人当り実質価値額(衣料を除いた J)

$(10000 * (1+J^*)/3) = 8916$ 円

$(10000 * (1+J^{**})/3) = 8603$ 円

注： J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、

J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

表5-4 5人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	2.002	1.415	1.322	862,229	0.304
住宅	4.407	3.874	4.637	204,392	0.072
光熱費	1.905	1.185	1.010	145,412	0.051
衣料	4.714	4.231	4.023	216,493	0.076
雑費	2.424	1.962	1.804	1,405,387	0.496

サンプルサイズ 7984

ΔY 1.807

J^* 2.007

J^* (衣料を除く) 1.886

J^{**} 1.990

J^{**} (衣料を除く) 1.822

J (U.S.A.での結果) 1.961

世帯所得1万円の1人当り実質価値額(衣料を除いた J)

$(10000 * (1+J^*)/5) = 5775$ 円

$(10000 * (1+J^{**})/5) = 5644$ 円

注： J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、

J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

表 5-5 6 人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	2.213	1.498	1.301	894,107	0.301
住宅	7.886	7.265	7.978	201,604	0.069
光熱費	2.565	1.760	1.671	163,065	0.055
衣料	5.049	4.419	4.266	233,392	0.079
雑費	2.963	2.303	2.236	1,463,463	0.495

サンプルサイズ 4146

 ΔY 2.032 J^* 2.535 J^* (衣料を除く) 2.374 J^{**} 2.474 J^{**} (衣料を除く) 2.320 J (U.S.A での結果) 測定なし世帯所得 1 万円の 1 人当り実質価値額 (衣料を除いた J) $(10000 * (1 + J^*) / 6) = 5622$ 円 $(10000 * (1 + J^{**}) / 6) = 5533$ 円注: J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、 J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

表 5-6 7 人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J^*	J^{**}	平均支出額 (円)	総支出に占める割合
食料	2.315	1.601	1.308	918,322	0.301
住宅	9.453	8.921	9.538	211,369	0.069
光熱費	2.991	2.221	2.139	169,981	0.056
衣料	5.502	4.867	4.715	242,058	0.079
雑費	3.141	2.474	2.406	1,505,122	0.494

サンプルサイズ 1662

 ΔY 2.072 J^* 2.834 J^* (衣料を除く) 2.659 J^{**} 2.766 J^{**} (衣料を除く) 2.597 J (U.S.A での結果) 測定なし世帯所得 1 万円の 1 人当り実質価値額 (衣料を除いた J) $(10000 * (1 + J^*) / 7) = 5226$ 円 $(10000 * (1 + J^{**}) / 7) = 5139$ 円注: J^* は、米国の需要価格・所得弾力性の値を用いた結果であり、 J^{**} は日本の弾力性の値を用いた結果である。

うに、2人世帯のケースを除いて、米国の弾力性を用いた場合でも、日本の弾力性の値を用いた場合でも、推定結果に大きな差は生じなかった。

計測結果の最も大きな特徴は、今回の計測で推定された家計内の規模の経済性を表す値 J が、Lazear and Michael によって米国で測定された値と比べて、若干大きな値をとっていることであ

る。このことは、日本での等価所得比率の方が若干小さいことを意味している。

規模の経済性が世帯人員の上昇によってどのように変化しているかを見るために、世帯人員変化と J の値の変化を比較する。表 5-1 から表 5-6 で示されているように、2人世帯では 1.533 (衣料を除くと 1.507)、3人世帯では 1.685 (同 1.581)、4人世帯では 1.741 (同 1.596)、5人世帯では 1.990 (同 1.822)、6人世帯では 2.474 (同 2.320)、7人世帯では 2.766 (同 2.597) という値をとり、世帯人員の増大とともに家計内での規模の経済性は増大していることが理解できる。世帯人員の増大に伴って、 J の値は単調に増加しているが、その増加率はそれほど大きくなく、7人世帯 J の値は、人員が 3.5 倍の 2人世帯の J の値の 1.8 倍程度でしかない。ただし、米国の弾力性を用いて計測した結果は、2人世帯から 7人世帯への変化に対して、 J は 2.7 倍に増大しており、日本の弾力性を用いて計測した 2人世帯の規模の経済性が過大に推計された可能性は考えられる。

費目別に見てみると、住宅、衣料で J の値が大きく増加している。特に、住宅の規模の経済性は大きく、2人世帯で 3.3、7人世帯では 9.5 と大きく増加している。この点は、日本では年齢が上昇しても、住宅をそれほど拡張させていないという橘木・八木 (1994) での結果と整合的といえる。逆に、規模の経済性が最も小さい費目は光熱費となっている。この点は、米国の弾力性を用いた場合でも、日本の弾力性を用いた場合でも基本的に妥当している。また、世帯人員が大きくなったときに、相対的に規模の経済性の伸びが小さな費目は食料である。食料の J_i は、3人世帯を除いて、1.3 と 1.4 の範囲に含まれている。

本論文で得た費目別の結果について注意すべき点がある。それは、衣料に関して、すべての家計タイプについて突出して大きな ΔPX_i の値を得ていることである。この突出して大きな ΔPX_i の値によって、規模の経済性が過大に推計されている可能性がある。この理由として、衣料に対する選好が単身者と 2人世帯以上の世帯人員で大きく異なっていることが考えられる。具体的には、

単身者は衣料に対する支出をファッションに対する支出と考え、必要以上に支出しているのに対し、非単身者はその傾向が比較的少ないためと考えられる。他の費目については、米国での実証結果と大きく異なっておらず、そのため家計内の規模の経済性を比較する際に、衣料を含んだケースと含まないケースと両ケースについて計算を行った。

世帯人員が増大するときに、生活費の負担がどの程度増大するのかを見るために、世帯所得1万円の1人当り実質価値額を世帯人員別に見てみる。この値は、2人世帯で1万2535円、3人世帯で8603円、4人世帯で6490円、5人世帯で5644円、6人世帯で5533円、7人世帯で5139円となり、世帯人員が増大しても1人当りの実質所得はそれほど減少していないという結果が導かれている。ここでは、用いる弾力性の値によってどの程度結果が異なるかを見るために、米国の弾力性を用いた結果も示している。表5-1から表5-6で示されているように、2人世帯を除いて用いる弾力性の値によってそれほど大きくは結果は異なっていないことが分かる。米国での推定結果と比較すると、日本の弾力性を用いた2人世帯の実質価値額はやや過大になっている印象を受ける。この結果は、次節で行う所得分配の不平等度の測定において重要な意味をもっており、不平等度の測定では、日本の弾力性を用いたケースと米国の弾力性を用いたケースを共に示すことにする。

等価所得比率で世帯1人当りの1万円の实質価

値額は、等価所得比率を用いない単純1人当りの1万円の価値と大きく異なっている(単純1人当りの1万円の価値は、2人世帯で5000円、3人世帯で3333円等々で計算される)。これは単純1人当り所得で世帯人員の相違を調整して所得分配の不平等度を測ることが、実際の所得の価値から乖離した結果をもたらすことを示唆している。

本研究では、Lazear and Michaelの手法に従って日本の等価所得比率を推定し、米国での推定結果と比較を行った。しかし、この推定によってLazear and Michaelの手法のもつ問題点も明らかになったと思われる。モデルでも示されているように、Lazear and Michaelの手法では、単身者の需要関数と夫婦世帯の需要関数を比較する際に、財の実効価格が両者で異なっているのみで、需要関数のパラメーターの値は変わらないという仮定をおいている。これは、単身時の効用関数と、夫婦になったときの効用関数の形状が等しいことを意味しており、この仮定が現実的妥当性をもたないケースが十分にあり得ることを実証結果は示唆している。

Ⅲ 等価所得比率を用いた所得分配の不平等度の解釈

前節で計測された日本における等価所得比率を用いて、日本の分配状態を評価する。等価所得比率の計測が日本においてほとんど行われていなか

表 6-1 課税前・課税後所得分配の不平等度(昭和56年)

	世帯所得	世帯員1人当り所得	世帯員1人当り等価所得*	世帯員1人当り等価所得**
課税前所得	3848	1205	2946	3046
ジニ係数	0.359	0.383	0.362	0.372
課税後所得	3619	1153	2764	2859
ジニ係数	0.324	0.335	0.318	0.327
再分配係数	9.74	12.49	12.34	12.10

注1: サンプルサイズ 7200。

注2: ここでの課税前所得は、一般世帯での雇用者所得、事業所得、農耕所得、畜産所得、財産所得、家内労働所得および雑収入を含んでいる。

注3: 等価所得*は米国の所得・価格弾力性を用いて推計した等価所得比率を用いて計算しており、等価所得**は日本の弾力性の値を用いて計算している。

表 6-2 課税前・課税後所得分配の不平等度 (昭和 59 年)

	世帯所得	世帯員 1 人当り所得	世帯員 1 人当り等価所得*	世帯員 1 人当り等価所得**
課税前所得	4128	1299	3147	3240
ジニ係数	0.408	0.441	0.412	0.419
課税後所得	3952	1245	3044	3154
ジニ係数	0.356	0.369	0.351	0.359
再分配係数	12.65	16.28	14.78	14.32

注 1：サンプルサイズ 7165。

注 2：ここでの課税前所得は、一般世帯での雇用者所得、事業所得、農耕所得、畜産所得、財産所得、家内労働所得および雑収入を含んでいる。

注 3：等価所得* は米国の所得・価格弾力性を用いて推計した等価所得比率を用いて計算しており、等価所得** は日本の弾力性の値を用いて計算している。

ったこともあり、これまで世帯員 1 人当り等価所得で測った不平等度の計測は行われていない。

ここでのデータは、昭和 56 年度と昭和 59 年度の厚生省『所得再分配調査』を用いる。この調査は、厚生省によって 3 年に 1 度行われており、世帯属性情報と課税前・課税後所得に関する情報を含み、データカバレッジの面からも信頼度の高いものである。

表 6-1 および表 6-2 で見られるように、世帯員単純 1 人当り所得で測ったジニ係数は世帯所得で測ったジニ係数で見ると、昭和 56 年、昭和 59 年とも大きな値をとっている。これは、世帯員の多い世帯において 1 人当り所得が少なくなり、単身世帯または夫婦世帯の 1 人当り所得との格差が大きくなることを反映していると考えられる。

しかし、世帯員 1 人当り等価所得で測ったジニ係数は、課税前、課税後ともに、また昭和 56 年、昭和 59 年ともに世帯員単純 1 人当り所得で測った値よりも大きく減少している。そして、世帯員 1 人当り等価所得で測ったジニ係数の値は、課税前、課税後ともに、また昭和 56 年、昭和 59 年ともに世帯所得で測ったジニ係数の値よりも若干大きくなっているものの、近い値をとっていることが分かる。

税による所得再分配効果が、世帯所得で測った場合、単純 1 人当り所得で測った場合、そして等価所得 1 人当りで測った場合にどのように異なるのかを調べるため、再分配係数を見てみることにする。ここで再分配係数は、

再分配係数＝

$$\frac{\text{課税前ジニ係数} - \text{課税後ジニ係数}}{\text{課税前ジニ係数}} \times 100 \quad (17)$$

で定義する。表 6-1 および表 6-2 で示されているように、世帯所得で測った場合よりも、単純 1 人当りまたは等価所得 1 人当りで測った場合の方が、税による所得再分配機能が大きく出ていることが分かる。所得税の課税段階では、世帯人員の大きさによって税控除の額が異なっており、世帯所得で測った再分配係数は、所得階級別の世帯構成の相違を正確に反映して求められていない。例えば、低所得層では相対的に単身世帯等の世帯人員が少ない場合が多く、逆に中高所得層では相対的に世帯人員の多い世帯が多い。税による経済厚生の変化を最も正確に反映している指標として、等価所得 1 人当りで測った再分配係数が考えられ、この値が世帯所得で測った再分配係数よりも大きく出ている点は、世帯所得で測った税による所得再分配機能が、実際の経済厚生の変化に比べて過小に評価されていることを示唆している。

等価所得で測った場合と単純 1 人当りで測った場合に、分布形状がどのように異なるのか、また各所得階層で、課税による効果がどのように異なるのかを調べるために、図 1 および図 2 で示されている 1 人当り所得の分布を見ることにする。これらの図で示されているように、単純 1 人当り所得で測った場合よりも、等価所得 1 人当りで測った場合の方が、最低所得層の比率が小さくなっており、分布としてはより平らになっている。特に、

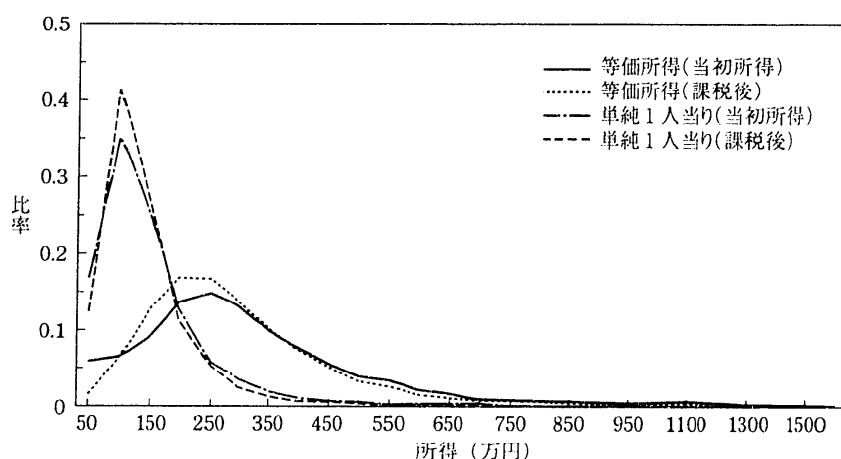


図1 1人当り所得分布(昭和56年)

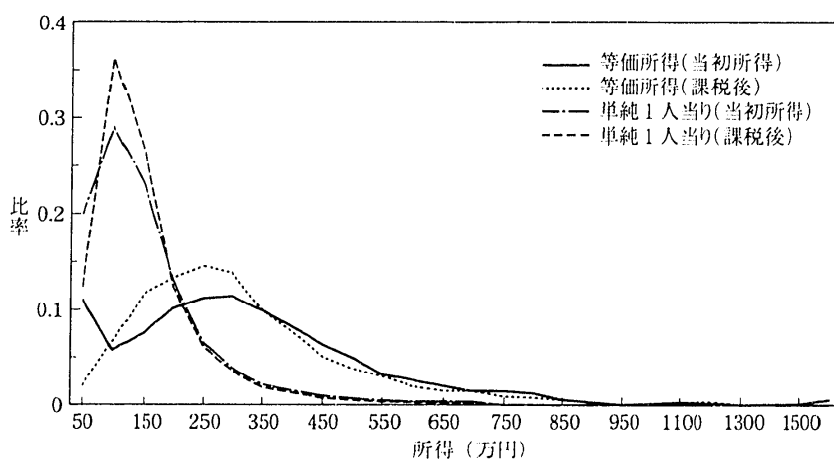


図2 1人当り所得分布(昭和59年)

課税後等価所得1人当りで測った場合には、最低所得層の比率は極めて小さく出ていることが示されている。これらの結果は、所得分配の不平等度を測るときに、世帯員単純1人当りで測定した不平等度が過大に測定されることを示している。

最後に、昭和56年と昭和59年との間での課税前所得で測ったジニ係数の変化を、世帯所得、世帯員単純1人当り所得、世帯員1人当り等価所得について見てみる。昭和56年から昭和59年にかけてすべての所得単位で不平等度が增大していることが理解できる。本論文では、所得分配状態の異時点間変化の要因分析を行っていない。昭和56年から昭和59年にかけての所得分配状態の変

化が、どの程度世帯構成の変化によってもたらされているのかについては、Tachibanaki and Yagi (1989) で分析されている。

IV 結 語

所得分配の不平等度を測定する場合に、家計間での家計構成の相違を処理することはこれまで重要な課題とされてきた。世帯員単純1人当り所得を用いることによって、家計構成の相違を処理することが最も簡便な方法とされているが、この方法の妥当性についても実証的な裏付けが必要となっていた。本研究では、家計内の規模の経済性を

反映した等価所得比率を計測することによって、家計構成の相違を処理し、所得分配の不平等度を解釈する試みを行った。その結果、家計総所得で所得分配の不平等度を計測する場合の方が、世帯員単純1人当り所得で計測する場合よりも、家計の経済厚生水準をより正確に反映していることが示された。

所得分配の不平等度を測定する場合、家計構成に関する情報を利用することは一般に困難なことが多く、これまでの研究の多くが世帯所得単位での分析を行っている。本研究の結果は、家計構成に関する情報が利用できない場合に世帯所得を用いて所得分配の不平等度を測定することの妥当性を示しているといえよう。

* 本論文は1991年度理論計量経済学会西部部会において報告された論文に加筆・修正を行ったものであります。学会で貴重なコメントを頂きました九州大学佐伯親良教授およびフロアの方々に感謝申し上げます。また、社会保障研究のレフェリーからは貴重なコメントを頂き、感謝を申し上げます。尚、残された誤りはすべて私達筆者の責任であります。

注) Suruga (1993) では、Prais-Houthakker 法によって日本の等価所得比率を推計している。日本における等価所得比率の推計は Suruga が唯一のものと考えられる。

参考文献

- Barnes, R. and R. Gillingham 1984, "Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, 591-601.
- Barten, A. P. 1964, "Family Composition, Prices and Expenditure Patterns," in P. E. Hart, G. Mills and J.K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning* (Butterworths, London), 277-297.
- Cramer, J. S. 1969, *Empirical Econometrics*, North-Holland, Amsterdam.
- Deaton, A. and J. Muellbauer 1980, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Gorman, W. M. 1976, "Tricks with Utility Functions," in M. Artis and R. Nobay (eds.), *Essays in Economic Analysis*, Cambridge University Press.
- Kapteyn, A. and B. Van Praag 1976, "A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scale," *European Economic Review*, Vol. 78, 313-335.
- Lazear, E. P. and R. T. Michael 1980, "Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, 91-107.
- Mood, A. M., F. A. Graybill and D. C. Boes 1974, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd ed. McGraw Hill.
- Muellbauer, J. 1980, "The Estimation of the Prais-Houthakker Model of Equivalence Scales," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 153-176.
- Pollak, R. A. and T. J. Wales 1978, "Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems," *American Economic Review*, Vol. 68, No. 3, 348-359.
- Pollak, R. A. and T. J. Wales 1981, "Demographic Variables in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 49, 1533-1551.
- Prais, S. J. and H. S. Houthakker 1955, *The Analysis of Family Budgets*, The University Press, Cambridge.
- Seneca, J. J. and M. K. Taussig 1971, "Family Equivalence Scales and Personal Income Tax Exemptions for Children," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, 253-262.
- Suruga, T. 1993, "Estimation of Equivalence Scales Using Japanese Data," *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 44, No. 2, 169-177.
- Tachibanaki, T. and T. Yagi 1989, "Welfare Improvement Caused by Changes in Income Distribution, Needs and Labor Supply: A Theoretical and Empirical Investigation," *KIER Discussion Paper*, No. 251, Kyoto University.
- Van Praag, B. M. S. and N. L. Vander Sar 1988, "Household Cost Function and Equivalence Scales," *J. of Human Resources*, Vol. 23, 193-210.
- 橋本俊詔, 八木 匡 1994, 「所得分配の現状と最近の推移——帰属家賃と株式のキャピタル・ゲインの推計と併せて」石川経夫編著『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会
- 牧 厚志 1983, 『消費選好と需要測定』, 有斐閣
(やぎ・ただし 名古屋大学助教授)
(たちばなき・としあき 京都大学教授)