

地域間所得の不平等回避と補助金の分配*

塚原 康博

1 序論

Behrman and Sah (1984) は、対外援助の交付側が発展途上国に援助金を分配するとき、交付側がいかに効率（発展途上国の所得の合計値の最大化）と平等（発展途上国の所得の均等化）のトレードオフに直面しているのかを定量的に分析した。そこで、本稿は、Behrman and Sah (1984) のモデルを地方財政の分野に応用し、中央政府が地方に補助金を分配するとき、中央政府がいかに効率（国民所得の最大化）と平等（地域間所得の均等化）のトレードオフに直面しているのかを定量的に分析することを目的としている。それゆえ、本稿で使用される理論モデルや実証モデルは、Behrman and Sah (1984) のモデルと基本的には同じものである。ただし、式の表現、等において、Behrman and Sah (1984) と異なった表現を用いた箇所もある。本稿は、対外援助のモデルを地方財政の分野に応用したにすぎないが、それでも、これまで効率と平等のトレードオフを明示的に考慮したモデルを使って、補助金の地域間分配を実証的に分析した研究がなかったことを考えると、本稿の意義もそれなりにあると思われる。

第2節では、中央政府が、地域の所得発生関数と利用可能な補助金総額を制約条件として自己の効用関数を最大化するとき、どのような条件が成立すれば、補助金の最適な地域間分配ルールが得られるのかを一般的な関数形を使って検討する。第3節では、関数形を特定化して、中央政府が地方に補助金を分配するとき、中央政府がいかに効率と平等のトレードオフに直面しているのかを定

量的に分析できる実証モデルの導出を行ない、第4節では、そのモデルを使って、日本の都道府県を対象に実証分析を行なう。そして、第5節では、本稿で展開した主張を総括し、分析上の問題点を指摘する。

2 理論的枠組

ここでは、中央政府は、地域の所得発生関数と利用可能な補助金総額を制約条件として、自己の効用関数を最大化するように行動するものと仮定する。1国は n 個の地域から成り、 i 番目の地域の所得は Y_i 、人口は N_i とする。それゆえ、 i 番目の地域の平均所得 y_i は、 $y_i = Y_i/N_i$ と定義され、単純化のため、 y_i が i 番目の地域の個人所得を代表するものとする¹⁾。 i 番目の地域所得 Y_i は、所得発生関数によって決定されるものとし、所得発生関数は、その地域が受け取る補助金 A_i とその地域に存在する他の生産要素のベクトル X_i によって決定されるものとする²⁾。すなわち

$$Y_i = Y_i(A_i, X_i); \frac{\partial Y_i}{\partial A_i} > 0 \quad (1)$$

それゆえ、ここでは、補助金を所得の発生に寄与する生産要素の一つとみなしている。ただし、単純化のために、 i 番目の地域に対する補助金は、 i 番目の地域の所得に対してのみ寄与すると考え、補助金の地域間スピルオーバー効果は無視する。

次に、補助金総額 A は、中央政府が補助金の分配を決める時点では一定であるものとし、補助金は全て地域に分配されつくすものとする。すなわち

$$A = \sum_{i=1}^n A_i$$

中央政府の効用関数 W は、各地域の平均所得と各地域の人口によって決定されるものとする。すなわち

$$W = W(y_1, \dots, y_n, N_1, \dots, N_n); \frac{\partial W}{\partial y_i} > 0 \quad (2)$$

ここで、平均所得で定義した各地域の所得発生関数と補助金総額を制約条件

として、中央政府の効用関数を最大化するための一階の条件を求めてみよう。そのために、次のようなラグランジュ関数をつくると

$$Z = W(y_1, \dots, y_n, N_1, \dots, N_n) + \sum_{i=1}^n \lambda_i \left\{ y_i - \frac{Y_i(A_i, X_i)}{N_i} \right\} + \lambda_A \left(A - \sum_{i=1}^n A_i \right)$$

上式を A_i と y_i で微分し、最大化のための一階の条件を求めると

$$\frac{\partial Z}{\partial A_i} = -\frac{\lambda_i}{N_i} \frac{\partial Y_i}{\partial A_i} - \lambda_A = 0$$

$$\frac{\partial Z}{\partial y_i} = \frac{\partial W}{\partial y_i} + \lambda_i = 0$$

2つの式を整理すると

$$\frac{1}{N_i} \frac{\partial W}{\partial y_i} \frac{\partial Y_i}{\partial A_i} - \lambda_A = 0 \tag{3}$$

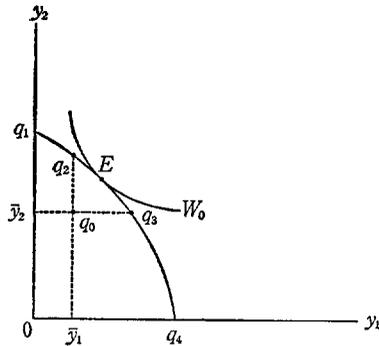
ここで、(3)式がいかなるインプリケーションをもつかをみるために、2つの地域のケース ($i=1, 2$) を考えると、(3)式より

$$\frac{\frac{\partial W}{\partial y_1}}{\frac{\partial W}{\partial y_2}} = \frac{\frac{1}{N_2} \frac{\partial Y_2}{\partial A_2}}{\frac{1}{N_1} \frac{\partial Y_1}{\partial A_1}}$$

上式の左辺は、中央政府の効用関数の無差別曲線の傾きを示しており、右辺は、所得可能性曲線の傾きを示している。それゆえ、無差別曲線と所得可能性曲線の接点によって決定される地域の平均所得の組合せを達成するように補助金を分配することが、中央政府にとっての最適な補助金分配のルールであると言える。

このような最適な補助金分配のルールは、同じ人口をもつ2つの地域の例を使って、図示することができる。それを示したのが図1である。所得可能性曲線は、曲線 q_1q_2 によって示されるが、生産要素に関する収穫逓減を仮定すれば、上に凸の形状をとる。当初、2つの地域の平均所得の組合せが q_0 で示されるものとすれば、補助金の地域間分配を通じて、 E で示される地域の平均所得の

図 1



組合せを達成することが、中央政府にとって最適な選択となる。曲線 q_2q_3 の間に均衡点 E がくれば (内点解のケース), 2つの地域とも正の補助金を受け取ることになるが, q_2 か q_3 に均衡点がくれば (端点解のケース), 一方の地域には全く補助金が行かないことになる。以下の分析では, 均衡において内点解が成立するものとし (すなわち, 分析の対象となる地域は, 正の補助金を受け取っている地域のみを取り上げる), (3) 式が意味をもつものとみなすことにする。

3 関数の特定化

補助金の最適な分配ルールを示す (3) 式を使って, 中央政府による地域間平均所得の不平等回避の程度を明示的に推定するためには, (1) 式で示される地域の所得発生関数と (2) 式で示される中央政府の効用関数を明示的な関数形として特定化する必要がある。Behrman and Sah (1984) に従い, 次のように関数形の特定化を行なう。

まず始めに, 中央政府の効用関数を特定化するが, 中央政府による地域間平均所得の不平等回避の程度を示すパラメーターを含む関数として, Kolm-Pollak 型の効用関数 (以下では, KP 型と略称) と CES 型の効用関数を考える。

KP 型の効用関数は、次のように特定化される。

$$W = -\frac{1}{\gamma} \ln \left(\sum_{i=1}^n \frac{a_i N_i}{N} e^{-r y_i} \right) \quad (4)$$

ただし、 $N = \sum_{i=1}^n a_i N_i$ であり、 a_i は i 番目の地域に対する重要度を示す。また、 γ は、中央政府による地域間平均所得の絶対的な不平等回避の程度を示すパラメーターであり、非負の値をとる³⁾。

KP 型の効用関数が絶対的な不平等回避を取り扱っていることは、2つの地域のケース ($i=1, 2$) を取り上げることで示すことができる。2つの地域が同じ人口をもち、等しい重要度を与えられているものとし、KP 型の効用関数の無差別曲線の傾きを求めると

$$\left. \frac{dy_1}{dy_2} \right|_w = -e^{-r(y_1 - y_2)}$$

それゆえ、KP 型の効用関数の無差別曲線の傾きは、 γ の値次第で、絶対的な不平等 (y_2 と y_1 の差額) を大きく反映したり、小さく反映したりすることがわかる。そして、パラメーター γ は、効率と平等のトレードオフに関する情報を与えており、 γ が大きな値をとるほど、地域の平均所得に対する中央政府の不平等回避の程度が大きくなる。 $\gamma \rightarrow \infty$ のとき、(4) 式は、 $W = \min(y_i)$ となり、最も小さな値をとる地域の平均所得によってのみ、中央政府の効用が決定される (ロールズ的な効用関数)。他方で、 $\gamma \rightarrow 0$ のとき、(4) 式は、 $W = \sum_{i=1}^n \frac{a_i N_i}{N} y_i$ となり、 $\frac{a_i}{N}$ をウェイトとした地域所得の合計値によって、中央政府の効用が決定される (功利主義的な効用関数)。

ここで、(4) 式を y_i で微分すると

$$\frac{\partial W}{\partial y_i} = K a_i N_i e^{-r y_i} \quad (5)$$

ただし、 $K = \frac{1}{\sum_{i=1}^n a_i N_i e^{-r y_i}}$ である。 K は経時的に変化すると考えられるが、一時点では一定とみなすことができる。

次に、中央政府による地域間平均所得の不平等回避の程度を示すパラメータ

を含むもう一つの関数として、CES 型の効用関数を考える。CES 型の効用関数は、次のように特定化される。

$$W = \left(\sum_{i=1}^n a_i N_i y_i^{1-\epsilon} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6)$$

ただし、 ϵ は、中央政府による地域間平均所得の相対的な不平等回避の程度を示すパラメーターであり、非負の値をとる。

CES 型の効用関数が相対的な不平等を取り扱っていることは、KP 型のケースと同様に、2つの地域 ($i=1, 2$) を取り上げることで示すことができる。2つの地域が同じ人口をもち、等しい重要度が与えられているものとして、CES 型の効用関数の無差別曲線の傾きを求めてみる。

$$\left. \frac{dy_1}{dy_2} \right|_w = - \left(\frac{y_2}{y_1} \right)^{-\epsilon}$$

それゆえ、CES 型の効用関数の無差別曲線の傾きは、 ϵ の値次第で、相対的な不平等 (y_1 と y_2 の比率) を大きく反映したり、小さく反映したりすることがわかる。そして、パラメーター ϵ は、効率と平等に関する情報を与えており、 ϵ が大きな値をとるほど、地域間の平均所得に対する中央政府の不平等回避の程度が大きくなる。 $\epsilon \rightarrow \infty$ のとき、(6) 式は、 $W = \min(y_i)$ となり、最も小さな値をとる地域の平均所得によってのみ、中央政府の効用が決定される。他方で、 $\epsilon = 0$ のとき、(6) 式は、 $W = \sum_{i=1}^n a_i N_i y_i$ となり、 a_i をウェイトとした地域所得の合計値によって中央政府の効用が決定される。

ここで、(6) 式を y_i で微分すると

$$\frac{\partial W}{\partial y_i} = C a_i N_i y_i^{-\epsilon} \quad (7)$$

ただし、 $C = \left(\sum_{i=1}^n a_i N_i y_i^{1-\epsilon} \right)^{\frac{\epsilon}{1-\epsilon}}$ である。 C は経時的に変化すると考えられるが、一時点では一定とみなすことができる。

次に、地域の所得発生関数の特定化を行なうが、Behrman and Sah (1984) に従い、次のように示すことにする。

$$Y_i = B_i A_i^{\beta} y_i(X_i) \quad (8)$$

ただし、 B_i は i 番目の地域の技術効率パラメーター、 β_i は i 番目の地域への補助金に関する地域所得の弾力性、 g_i は補助金を除く i 番目の地域の生産要素が地域所得の発生に寄与する部分を示している。

ここで、(8) 式を A_i で微分すると

$$\frac{\partial Y_i}{\partial A_i} = \beta_i \frac{Y_i}{A_i} \quad (9)$$

ここで、KP 型の効用関数を用いたときの最適な補助金分配ルールを求めるために、(5) 式と (9) 式を (3) 式に代入して整理すると

$$\frac{A_i}{Y_i} = \frac{K\beta_i a_i e^{-rV_i}}{\lambda_A}$$

両辺の対数をとると

$$\ln(A_i/Y_i) = k_i - \gamma y_i \quad (10)$$

ただし、 $k_i = \ln K - \ln \lambda_A + \ln \beta_i + \ln a_i$ である。

同様に、CES 型の効用関数を用いたときの最適な補助金分配ルールを求めると、(7) 式、(9) 式、(3) 式から

$$\frac{A_i}{Y_i} = \frac{C\beta_i a_i}{\lambda_A y_i^\varepsilon}$$

両辺の対数をとると

$$\ln(A_i/Y_i) = c_i - \varepsilon \ln y_i \quad (11)$$

ただし、 $c_i = \ln C - \ln \lambda_A + \ln \beta_i + \ln a_i$ である。

次に、KP 型の効用関数を用いたとき、一人当たりの最適な補助金分配ルールがいかなるインプリケーションをもつかを検討するために、(10) 式を変形すると

$$\frac{A_i}{N_i} = y_i e^{k_i - \gamma y_i} \quad (12)$$

ただし、ここでは、単純化のために、中央政府が各地域に与える重要度は全て同じ ($a_i = a$) とし、地域への補助金に関する地域所得の弾力性も全ての地域で同じ ($\beta_i = \beta$) として、 k_i を定数 ($k_i = k$) とみなしている。

(12) 式を y_i で微分すると

$$\frac{\partial \left(\frac{A_i}{N_i} \right)}{\partial y_i} = (1 - \gamma y_i) e^{k - \gamma y_i} \quad (13)$$

それゆえ、全ての地域において $y_i > \frac{1}{\gamma}$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配することが望ましく、逆に、 $y_i < \frac{1}{\gamma}$ であれば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を多く分配することが望ましいと言える。

同様に、CES 型の効用関数を用いたとき、一人当たりの最適な補助金分配ルールがいかなるインプリケーションをもつかを検討してみよう。そのために、(11) 式を変形すると

$$\frac{A_i}{N_i} = y_i^{1-\varepsilon} e^c \quad (14)$$

ただし、単純化のために、先のケースと同様に、 a_i と β_i が全ての地域において同一と仮定し、 c_i を定数 ($c_i = c$) とみなしている。

(14) 式を y_i で微分すると

$$\frac{\partial \left(\frac{A_i}{N_i} \right)}{\partial y_i} = (1 - \varepsilon) e^c y_i^{-\varepsilon} \quad (15)$$

それゆえ、 $\varepsilon > 1$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配することが望ましく、逆に、 $\varepsilon < 1$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を多く分配することが望ましいと言える。

4 実証分析

本節では、前節で導出した補助金の最適な分配ルールを示す実証モデルを使って、効率（地域所得の合計値の最大化）と平等（地域の平均所得の均等化）のトレードオフに直面する中央政府が、どの程度、地域間の平均所得の不平等

を回避しようとしたのかを定量的に分析することにする。

分析の対象とした地域は、都道府県とし、OLS によるクロスセクション分析を昭和 40, 45, 50, 55, 60 年度について行なった。使用した推定式は、第 3 節で導出された中央政府にとっての最適な補助金分配ルールを示す 2 本の式である。すなわち、KP 型の効用関数を用いて導出された (10) 式と CES 型の効用関数を用いて導出された (11) 式である。ただし、単純化のために、中央政府が各地域に与える重要度は全て同じ ($a_i = a$) とし、地域への補助金に関する地域所得の弾力性も全ての地域で同じ ($\beta_i = \beta$) とし、(10) 式の k_i を一定 ($k_i = k$)、(11) 式の c_i も一定 ($c_i = c$) とみなしている。それゆえ、実際の推定に使った式は、以下のとおりである。

$$\ln(A_i/Y_i) = k - \gamma y_i \quad (10')$$

$$\ln(A_i/Y_i) = c - \varepsilon \ln y_i \quad (11')$$

上式から、必要とされるデータは、地域への補助金 A_i 、地域の所得 Y_i 、地域の平均所得 y_i である。地域への補助金 A_i に対応するデータとして、各都道府県に対する地方譲与税と地方交付税の合計値 (A 1) と各都道府県に対する国庫支出金 (A 2) を用いた⁴⁾。前者は一般財源とみなされ、後者は用途を特定化された財源とみなされているので、分けて分析することにした。地方譲与税と地方交付税の合計値と国庫支出金ともに、ゼロとなる都道府県がなかったので、第 2 節で検討した内点解のケースが成立し、(10') 式と (11') 式は有効であると考えられる。地域所得 Y_i に対応するデータとしては、県内所得を用いた⁵⁾。なぜならば、ここでは、地域への補助金はその地域の生産に寄与し、所得を発生させるものと考えているので、所得を分配時点ではなく、生産時点で見なければならないからである。地域の平均所得 y_i に対応するデータとしては、県内所得を昼間人口で除したものをを用いた⁶⁾。夜間人口ではなく、昼間人口を使用した理由は、先に述べた理由と同様に、地域への補助金はその地域の生産に寄与し、所得を発生させるものと考えているので、生産に寄与した時点での人口が、その地域での人口とみなされなければならないからである。それゆえ、本稿における地域所得の定義は、夜間人口ではなく、昼間人口に対応した

ものであることに注意する必要がある。また、本来ならば、中央政府が補助金の分配を決定する時点では、その期に実現する地域所得と人口の値がわからないので、入力データとしては、中央政府が予想した値を用いなければならないが、ここでは、単純化のために、中央政府の完全予見を仮定し、現実値を用いた。

表 1

推定式	補助金の分類	一般補助金（地方譲与税と地方交付税の合計）のケース（A1）				使途特定化補助金（国庫支出金）のケース（A2）			
		年度	k	γ	\bar{R}^2	$d. f.$	k	γ	\bar{R}^2
KP 型のケース(10')式	昭和40年	3.0687* (0.43062)	0.02946* (0.001794)	0.86	44	-1.1917* (0.16683)	0.008488* (0.000695)	0.77	44
	昭和45年	2.8871* (0.44789)	0.013388* (0.000861)	0.84	44	-1.0983* (0.14586)	0.004456* (0.000280)	0.85	44
	昭和50年	4.7535* (0.85816)	0.0083* (0.000826)	0.68	45	-0.2874 (0.29777)	0.002824* (0.000287)	0.68	45
	昭和55年	3.3244* (0.58923)	0.004348* (0.000367)	0.75	45	-0.08940 (0.27839)	0.001909* (0.000173)	0.72	45
	昭和60年	4.1544* (0.81789)	0.004084* (0.000418)	0.67	45	-0.52173 (0.26473)	0.001438* (0.000135)	0.71	45
CES型のケース(11')式	昭和40年	36.332* (3.2145)	7.3912*† (0.59128)	0.78	44	9.0059* (0.98411)	2.2425*† (0.18102)	0.77	44
	昭和45年	38.936* (3.6513)	6.9030*† (0.58794)	0.75	44	11.693* (0.9523)	2.4254*† (0.15335)	0.85	44
	昭和50年	56.044* (6.8389)	8.6391*† (0.98757)	0.62	45	18.116* (2.1707)	3.077*† (0.31346)	0.67	45
	昭和55年	47.823* (5.1695)	6.9852*† (0.70246)	0.68	45	20.608* (2.1407)	3.2244*† (0.29089)	0.73	45
	昭和60年	58.881* (7.0731)	8.2896*† (0.93639)	0.63	45	19.738* (2.0888)	3.0498*† (0.27653)	0.72	45

(注) *は、1%水準で有意に0と異なることを示す。

†は、 ϵ の推定値が1%水準で有意に1より大であることを示す。

カッコ内は標準誤差である。

昭和40,45年は、データ入手の制約により、沖縄県が含まれていない。

上記のデータと(10')式と(11')式を使い、中央政府による地域間平均所得の絶対的な不平等回避パラメーター γ と相対的な不平等回避パラメーター ϵ の推定値を求めたが、その結果を示したのが表1である⁷⁾。

まず始めに、KP型の効用関数を用いたときに得られる絶対的な不平等回避パ

ラメーター γ の推定値について検討すると、 γ の推定値は、一般補助金（地方譲与税と地方交付税の合計）と使途特定化補助金（国庫支出金）の両方とも、各分析対象年度において、1%水準で0よりも有意に大であるので、中央政府は効率のみならず、地域間の平均所得の絶対的な平等も考慮に入れて、補助金を分配していたと考えられる。そして、各年度ごとに、一般補助金を対象にして得られた γ の推定値と使途特定化補助金を対象にして得られた γ の推定値とを比較すると、一貫して前者の方が後者よりも大きな値をとっていることがわかる。それゆえ、一般補助金の方が、地域間の平均所得の絶対的な平等をより重視した補助金であると言えよう。このことは、地方交付税が、主として地域間の財政力格差の是正のために使われてきたという主張とも一致する。また、 γ の推定値を時系列的に比較すると、一般補助金を対象にして得られた γ の推定値と使途特定化補助金を対象にして得られた γ の推定値の両方とも、経時的に小さな値をとる傾向にある。このことは、中央政府が、地域間の平均所得の絶対的な平等よりも効率（地域所得の合計値の最大化）を年々重視しつつあるということを意味する。その理由としては、たとえ地域間の平均所得の相対的な差が一定だとしても、経済が成長している限り、絶対的な差は拡大せざるをえないので、中央政府は、地域間の平均所得の差を重視することを放棄せざるをえなかったからではないか、と思われる。ところで、第3節では、KP型の効用関数を用いたとき、地域の平均所得 y_i と一人当たりの最適な補助金との関係を分析したが、そのときの結論は、全ての地域において、 $y_i > \frac{1}{\gamma}$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配することが望ましく、 $y_i < \frac{1}{\gamma}$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を多く分配することが望ましいというものであった。一般補助金を対象にして得られた $\frac{1}{\gamma}$ の値は、昭和40, 45, 50, 55, 60年度について、それぞれ、33.94, 74.69, 120.48, 229.97, 244.86であり、使途特定化補助金を対象にして得られた $\frac{1}{\gamma}$ の値は、昭和40, 45, 50, 55, 60年度について、それぞれ、117.82, 224.44, 354.13, 523.94, 695.51であった。他方で、地域の平均所得の最低値は、昭和40, 45, 50, 55, 60年度について、それぞれ、152.56, 305.36, 756.04,

1144.8, 1448.2であった(単位は1000円)。それゆえ、各年度において、一般補助金、使途特定化補助金ともに、 $\frac{1}{\gamma}$ の値が地域の平均所得の値を下回ったので、中央政府は、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配していると予想される。実際に、中央政府は、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配する傾向にあるので、この結論は現実とも一致している。

次に、CES型の効用関数を用いたときに得られる相対的不平等回避パラメーター ε の推定値について検討してみよう。 ε の推定値は、KP型のケースと同様に、一般補助金と使途特定化補助金の両方とも、各分析対象年度において、1%水準で有意に0より大であるので、中央政府は効率のみならず、地域間の平均所得の相対的な平等も考慮に入れて補助金を分配していたと考えられる。そして、各年度ごとに、一般補助金を対象にして得られた ε の推定値と使途特定化補助金を対象にして得られた ε の推定値を比較すると、KP型のケースと同様に、一貫して前者の方が後者よりも大きな値をとっていることがわかる。それゆえ、CES型のケースにおいても、一般補助金の方が、地域間の平均所得の相対的な平等をより重視した補助金であると言えよう。また、 ε の推定値を時系列的に比較すると、一般補助金を対象にして得られた ε の推定値は、使途特定化補助金を対象にして得られた ε の推定値よりも大きな値をとっているものの、年度ごとの変動が大きくなっている。このように変動が大きいのは、一般補助金が基本的には地域間の平均所得の相対的な平等化を目指す政策手段であるものの、年度ごとに効率をやや重視したり、平等をやや重視したりすることがあるためではないか、と思われる。他方で、使途特定化補助金を対象にして得られた ε の推定値を時系列的に比較すると、昭和60年度においては、 ε の値が、昭和55年度よりも小さくなっているものの、昭和55年度までは、年々大きな値をとる傾向にあった。それゆえ、依然として、使途特定化補助金は、一般補助金と比べれば、効率をより重視した補助金であるものの、昭和55年度までは、効率よりも地域間の平均所得の相対的な平等を年々重視しつつあったと考えられる。

ここで、KP 型のケースと同様に、CES 型の効用関数を用いたケースについても、一人当たりの最適な補助金と地域の平均所得との関係について考えてみよう。第3節で得られた結論は、 $\epsilon > 1$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配することが望ましく、 $\epsilon < 1$ ならば、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を多く分配することが望ましいというものであった。そこで、 ϵ の推定値が1より大きいか否かを検討してみると、各分析対象年度において、一般補助金を対象にして得られた ϵ の推定値と使途特定化補助金を対象にして得られた ϵ の推定値の両方も、1%水準で有意に1より大である。それゆえ、CES 型のケースにおいても、KP 型のケースと同様に、中央政府は、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配していると予想される。実際に、中央政府は、一人当たりの所得が大きい地域ほど、一人当たりの補助金を少なく分配する傾向があるので、この結論は現実とも一致している。

5 結論

本稿は、対外援助を分析した Behrman and Sah (1984) のモデルを地方財政の分野に応用し、中央政府が地方に補助金を分配するとき、中央政府がいかに効率と平等のトレードオフに直面しているのかを定量的に分析することを目的としてきた。そして、実際に、一般補助金と使途特定化補助金を対象に分析を行なった結果、中央政府が、効率のみならず、絶対的な意味においても相対的な意味においても、地域間の平均所得の不平等回避にも重要性を与えていることが定量的に明らかになった。

しかし、本稿の分析には、いくつかの問題点があるので、最後にそれを指摘しておこう。

第1の問題点は、不平等回避パラメーターを推定する際に、地域への補助金に関する地域所得の弾力性を全ての地域で同じと仮定していることである。通常、地域への補助金に関する地域所得の弾力性は地域間で異なると考えられるが、本稿では、不平等回避パラメーターの推定を容易にするために、地域への

補助金に関する地域所得の弾力性を一定と仮定した。それゆえ、本稿で得られた結論は、このような強い仮定の下で得られたことに注意する必要がある。

第2の問題点は、補助金が地域の所得発生に寄与する効果にラグを仮定していないということである。通常、ある期の補助金は、その期の所得発生のみならず、それ以降の期の所得発生にも寄与すると考えられるが、本稿では、単純化のために、ある期の補助金は、その期の所得発生にのみ寄与するという仮定を置いた。

第3の問題点は、地域間平均所得の不平等回避パラメーターを推定するのに使われた推定式において、地域所得に対する最適な補助金の比率が、地域の平均所得によってのみ説明されている点である。本稿で使用した推定式は、少ないデータで地域間平均所得の不平等回避パラメーターを推定できるという利点をもつ反面、推定式の説明変数として、地域の平均所得以外の他の重要な変数を落としている可能性がある。本稿では、できるだけアドホックな変数は使いたくないという立場から、地域の平均所得のみを説明変数として使用したが、この変数以外に最適な補助金の決定に重要な影響を与える変数があるとすれば、本稿で得られた地域間平均所得の不平等回避パラメーターは何らかのバイアスをもつことになるだろう。

それゆえ、今後、中央政府による地域間平均所得の不平等回避パラメーターをより厳密に推定するためには、上記のような問題点を考慮しつつ、実証モデルに修正を加えていくことが必要になるだろう。

* 本稿の内容改善に当たり、貴重なコメントを下された野口悠紀雄教授ならび野口ゼミナール（大学院）のゼミナリスト、副ゼミナリストの方々に感謝します。なお、本稿の記述に関する一切の責任は、著者が負うものである。

- 1) それゆえ、本稿では、地域内での所得の不平等は分析の対象としない。
- 2) 本稿では、補助金の分配面に焦点を当て、補助金がどのようにして集められたのかという面を考慮していないので、所得としては、税引前の地域所得を考えている。
- 3) KP型の効用関数は、Blackorby and Donaldson (1980) によって詳しく論じられた。このような効用関数を用いた論文として、Behrman and Craig (1987), Craig

(1987 a), Craig (1987 b) がある。ただし、彼らの論文では、 γ の前のマイナスの符号がとれているので、 γ は $\gamma \leq 0$ の値をとる。

- 4) 地方譲与税, 地方交付税, 国庫支出金のデータの出所は, 「地方財政統計年報」, 自治省編集, 地方財務協会発行に拠る (単位は 1000 円)。
- 5) 県内所得として, 県内純生産を用いた。データの出所は, 「県民経済計算年報」, 経済企画庁経済研究所, 大蔵省印刷局発行に拠る (単位は 1000 円)。
- 6) 昼間人口のデータの出所は, 「国勢調査報告」, 総務庁統計局編集・発行に拠る。
- 7) 推定式の計算に当たっては, 一橋大学情報処理センターの電子計算機を利用させていただいた。

参考文献

- Behrman, J. R., and S. G. Craig. (1987) "The Distribution of Public Services: An Exploration of Local Governmental Preferences," *American Economic Review* 77: 37—49.
- Behrman, J. R., and R. K. Sah. (1984) "What Role Does Equity Play in the International Distribution of Aid?," in M. Syrquin et al., eds., *Economic Structure and Performance*, New York: Academic Press.
- Blackorby, C., and D. Donaldson. (1980) "A Theoretical Treatment of Indices of Absolute Inequality," *International Economic Review* 21: 107—136.
- Craig, S. G. (1987 a) "The Deterrent Impact of Police: An Examination of a Locally Provided Public Service," *Journal of Urban Economics* 21: 298—311.
- Craig, S. G. (1987 b) "The Impact of Congestion on Local Public Good Production," *Journal of Public Economics* 32: 331—353.

(1989年3月10日脱稿・一橋大学助手)