

アメリカの貧困率に関する一考察

横 田 信 武

I はじめに

豊かさの中における貧困の除去という問題が、1964年に公式にアメリカ政府の政策目標に取り上げられてから、⁽¹⁾すでに十数年が経過した。この間、貧困者総数は1964年の3,600万人から1970年には2,540万人そして1974年には2,430万人へと減少した。総貧困率（全人口に占める貧困者総数の割合）も、1964年の19パーセントから1970年には12.6パーセントそして1974年には11.6パーセントへと低下した。しかし、1968年以降貧困者総数と貧困率とは共にその低下傾向が弱まり、むしろ1974年、1975年には上昇傾向すらみえ、循環的な動きを呈するようになってきた。

本稿は、アメリカにおける以上のような貧困率の推移がいかなる要因に基づくものかを分析することを目的としている。貧困の集計的指標として貧困者数を利用せずに、貧困率を用いる理由は、1964年の“貧困退治（The War on Poverty）”宣言以来、貧困率が所得分布の下位に位置する人々の経済的厚生の状態を示す指標として一般に受け入れられるようになり、貧困率自体の動きが人々の関心を集めるところとなっているからである。その上、貧困率を用いることによって、人種区分等による各カテゴリー間の人々の相対的貧困状態の比較が容易になるからである。

貧困者と非貧困者とを区別する基準、いわゆる貧困線（poverty line）をど

のように定義するかは議論の多いところではあるが、⁽²⁾ 本稿では社会保障庁 (Social Security Administration) によって定義された貧困線に基づく貧困者数と貧困率を考察の対象とする。⁽³⁾

II節では、貧困率に関する推定式と、用いた諸変数について説明する。そして、推定結果の分析をIII節で行なう。IV節では、結論を述べ、あわせて若干の問題点の指摘を行なう。

- 注(1) 1964年1月にジョンソン大統領が行なったユニオン・メッセージの中で初めて公式にアメリカ政府によって取り上げられたとみなされるが、しかしこの問題はすでに Harrington (1962), Galbraith (1958), Myrdal (1962) などによって取り上げられており、ケネディ政権の時からいわゆる The War on Poverty の準備はなされていた。
- (2) 貧困を最低生活費等から計算した絶対的基準でとらえるか、あるいは所得分布との関連での相対的基準でとらえるかという問題もある。前者は所得維持等の計画目的に利用されるが、短期間についてのみ有効であろう。貧困線の定義に関する詳細な議論については McGuire and Pichler (1969) Ch.4. Dimensions of Poverty および Schiller (1976) Ch.1. The Nature of Poverty を参照。
- (3) 社会保障庁による貧困基準は、農務省によって作成された栄養不足の生じない食事プランに必要とされる額にもとづいて計算され、世帯規模、世帯主の性別、18歳未満の子供数、農家非農家世帯の区別などにより基準額が調整される。消費者物価指数の上昇にともない毎年基準額が修正される。詳細は Orshansky(1965) および Kershaw (1970) を参照。Tussing (1975) p.6. には1972年の貧困基準額の一覧が載っている。

II 推定式と変数

ある個人が貧困状態にあるか否かは、彼自身および彼の家族の実質所得水準 (もし彼が単身者であれば、彼自身の実質所得水準) に主として依存している。したがって、集計概念としての貧困率は、人々の平均的所得水準に依存すると考えられる。このため、貧困率の説明変数として、平均的所得水準の指標である1人当たり実質個人可処分所得を用いる。この変数の代りに、1人当たり名目個人可処分所得と物価水準を示す指標 (たとえば、消費者物価指数) との2つの

変数を推定式の中に含め、貧困率に対する所得効果と価格効果とを分離して推定することも可能である。しかしながら、これらの変数は、通常、相関が高いため、それにまたデータ期間が比較的短く自由度を減らさないためにも、実質値で所得水準をとらえる方が望ましいと考えられる。

貧困率はまた、所得分配の状態（所得分布）によって影響を受けると考えられている。一般に、先進工業国における所得分布は図1のように対数正規分布に近似した形状をとると考えられる。⁽¹⁾ しかし、データ期間（1959年—1974年）におけるアメリカの場合、所得不均等度の低下と貧困率の低下との間には密接な関連がある（すなわち、図2のように所得分布の形状が変化することにより貧困率が低下する）とは考えにくい証拠がある。たとえば、1964年—1974年の総貧困率は19パーセントから11.6パーセントまで低下したが、その間の貨幣所得の分布は殆んど変化していないのである。⁽²⁾ アメリカの場合、所得分配の均等化よりも、むしろ主に図3のように経済成長の進展にともない所得分布が徐々に右にシフトした結果、貧困率が低下したと考えられる。

貧困率、とくに都市地域に居住する人々の貧困率は好況・不況の景気の動きに対して反応すると考えられる。このため、循環的変動の指標として失業率を説明変数に加えて推定した。

農家と非農家とでは、生活費や非貨幣所得等においてかなりの差があるから、貧困世帯も農家と非農家とではその所得水準において異なるであろう。⁽³⁾ もし農業から非農業へと（あるいはその逆に）人口移動が生じるならば、当然、貧困率に、その影響がでてくるはずである。したがって、全雇用人口に占める農業雇用人口の割合を説明変数として推定式に含めた。

以上をまとめると、推定式は

$$P_0 = \alpha_0 + \alpha_1(Y_d/N) + \alpha_2U + \alpha_3(A/T_E) \dots\dots\dots(1)$$

となる。ここで P_0 は貧困率、 Y_d/N は1人当り実質個人可処分所得、 U は失業率そして A/T_E は全雇用人口に占める農業雇用人口の割合を表わす。各推

図1 所得分布

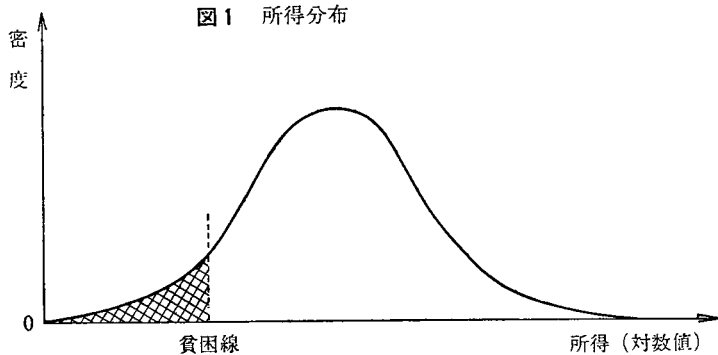


図2 所得分布の形状の変化

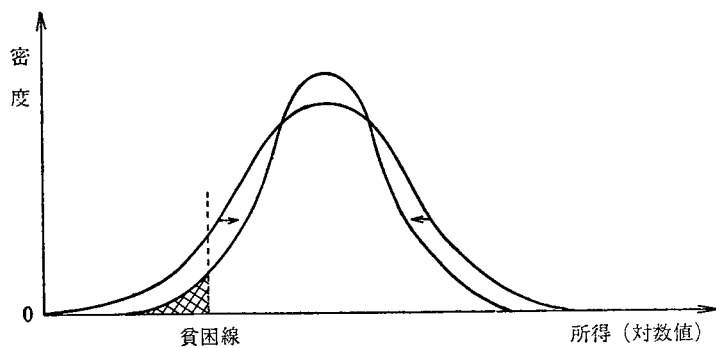
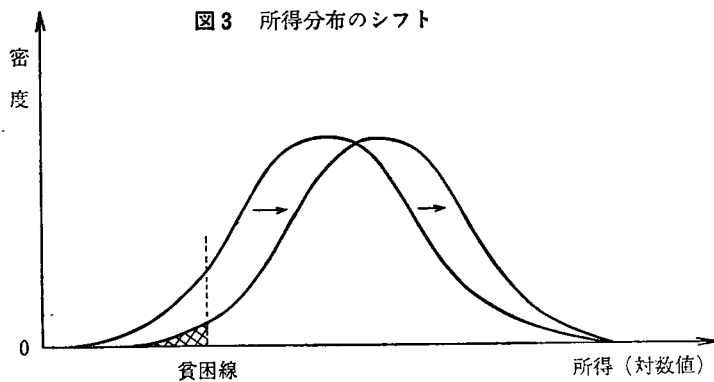


図3 所得分布のシフト



定パラメータについて理論的に予想される符号は、

$$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0$$

である。

上述の推定式他に、貧困率の1人当り実質個人可処分所得に関する弾力性を推定するために、次の回帰式を用いた。すなわち、両変数の自然対数をとった

$$\ln P_0 = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_d/N) \dots\dots\dots(2)$$

である。⁽⁴⁾ 弾力性値を推定しようとした理由は、従属変数の大きさを標準化することにより異なる回帰式の比較が容易になるためである。この(2)式については、全人口に占める貧困者総数の割合である総貧困率以外に、各カテゴリー別

表1 貧困者数と貧困率

年次	貧困者数 (百万人)					パーセント (%)				
	総数	白人	非白人	男子世帯主の世帯員	女子世帯主の世帯員	総数	白人	非白人	男子世帯主の世帯員	女子世帯主の世帯員
1959	39.5	28.5	11.0	29.1	10.4	22.4	18.1	56.2	18.7	50.2
1960	39.9	—	—	—	—	22.2	—	—	—	—
1961	39.6	—	—	—	—	21.9	—	—	—	—
1962	38.6	—	—	—	—	21.0	—	—	—	—
1963	36.4	25.2	11.2	25.3	11.1	19.5	15.3	51.0	15.4	48.4
1964	36.1	—	—	—	—	19.0	—	—	—	—
1965	33.2	22.5	10.7	22.1	11.1	17.3	13.3	47.1	13.2	46.0
1966	28.5	19.3	9.2	18.3	10.3	14.7	11.3	39.8	10.8	41.0
1967	27.8	19.0	8.8	17.2	10.6	14.2	11.0	37.2	10.1	40.6
1968	25.4	17.4	8.0	15.0	10.4	12.8	10.0	33.5	8.8	38.9
1969	24.1	16.7	7.5	13.7	10.4	12.1	9.5	31.0	8.0	38.4
1970	25.4	17.5	7.9	14.3	11.2	12.6	9.9	32.0	8.2	38.2
1971	26.5	17.8	7.8	14.2	11.4	12.5	9.9	30.9	8.1	38.0
1972	24.5	16.2	8.3	12.9	11.6	11.9	9.0	31.9	7.4	36.9
1973	23.0	15.1	7.8	11.6	11.4	11.1	8.4	29.6	6.6	34.9
1974	24.3	16.3	8.0	12.5	11.8	11.6	8.9	29.5	7.1	34.4
1974*	23.4	15.7	7.6	11.9	11.5	11.2	8.6	28.3	6.8	33.6
1975*	25.9	17.8	8.1	13.6	12.3	12.3	9.7	29.3	7.8	34.6

*統計的処理の方法が異なる

出所: Dept. of Commerce, Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-60, several issues.

の貧困率についても推定した。すなわち、全白人（あるいは非白人）の中で貧困者の占める割合である人種別貧困率と、世帯主が男子（あるいは女子）の世帯員の中で貧困者の占める割合である世帯主の性別による貧困率と、大都市圏（あるいは大都市圏以外）に居住する人々（白人あるいは黒人）の中で貧困者の占める割合である居住地域および人種別貧困率等について推定をおこなった。

表 2 地域・人種別貧困率

(%)

年次	大都市圏			大都市圏以外		
	全人種	白人	黒人	全人種	白人	黒人
1959	15.3	12.0	42.8	33.2	28.2	77.7
—	—	—	—	—	—	—
1964	13.4	10.7	36.8	24.4	19.5	69.1
—	—	—	—	—	—	—
1966	12.1	10.1	31.8	21.1	16.5	59.0
1967	10.4	8.6	27.8	18.7	14.7	52.9
1968	10.0	7.6	26.6	18.0	14.2	54.6
1969	9.5	7.4	24.5	17.9	14.1	54.3
1970	10.2	8.0	25.9	17.0	13.2	51.6
1971	10.4	8.0	26.9	17.2	13.9	48.9
1972	10.3	7.4	29.4	15.3	12.3	46.3
1973	9.7	6.9	28.2	14.0	11.2	41.1
1974	9.7	7.2	26.7	14.2	11.5	41.1
1975	10.8	8.2	27.6	15.4	12.6	42.9

出所：Department of Commerce, Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-60, several issues.

貧困率に関しては、出来る限り詳細な区分を行なうことが貧困の実態を正確に把握するうえで望ましいであろう。たとえば、上述の区分の他に、農家・非農家世帯の区分、年齢・壮年・若年等による年齢区分、それに地域的区分（南部、北部、その他）などによる貧困者の実態がつかめるのであれば、より正確に貧困の原因を探究できるし、効果的な所得維持プログラムの立案・企画に大いに役立つであろう。残念ながら、本稿では、これらの貧困率については満足な時系列データがえられなかったため、分析をおこなえなかった。

注(1) たとえば、イギリスやアメリカの場合については Atkinson (1965) を参照。
とくに稼得所得の分布についてこの対数正規型が妥当する。

(2) Yokota (1977) p.148 を参照。

(3) たとえば1972年における4人家族の場合、非農家世帯の貧困線は4,275ドルで農家世帯のそれは3,643ドルであった。

(4) (2)式を Y_d/N について微分すると、

$$\frac{1}{P_0} \frac{dP_0}{d(Y_d/N)} = \beta_1 \frac{1}{Y_d/N} \quad \text{すなわち} \quad \beta_1 = \frac{dP_0}{P_0} \div \frac{d(Y_d/N)}{Y_d/N}$$

となり、 β_1 は貧困率の1人当り実質個人可処分所得に関する弾力性を表わす。

III 推定結果の分析

前節の(1)式にもとづいて、1959年—1974年の16年間の総貧困率を1人当り実質個人可処分所得と失業率に回帰させた結果が表3の1, 2式である。どの推定パラメータも5パーセントの有意水準で適合しており、それぞれ(1)式で予想された符号をもっている。両式の重相関係数はかなり高いが、ダービン・ワトソン比はきわめて不満足な値であり、誤差項の系列相関の存在を示唆している。前節の(1)式におけるように全雇用人口に占める農業雇用人口の割合を説明変数に加えて回帰式を推定した。その結果、重相関係数(0.9934)とダービン・ワトソン比(1.9474)はきわめて良好になったが、1人当り実質個人可処分所得

表3 総貧困率(1959—1974)

No.	回 帰 式	Adj. R ²	D-W 比
1	$P_0 = 33.0451 - 0.0075(Y_d/N)$ (-9.0307)	.9182	.8721
2	$P_0 = 26.6365 - 0.0070(Y_d/N) + 1.0498U$ (-9.5275) (2.5230)	.9415	.7485
3	$\ln P_0 = 9.1067 - 0.8271 \ln(Y_d/N)$ (-6.4579)	.8551	.7015
4	$\ln P_0 = 8.3008 - 0.7750 \ln(Y_d/N) + 0.2539 \ln U$ (-5.9831) (1.3951)	.8648	.5151

注 括弧の中は t-統計量を表わす (d. f. = 14 のとき $t_{0.95} = 2.160$)。 P_0 = 総貧困率, Y_d/N = 1人当り実質個人可処分所得, U = 失業率をそれぞれ表わす。

の推定パラメータがプラスの符号を持ち、符号条件に適合せず、そしてまた t -統計量の値もきわめて低くなったため、表3からは取り除いた。1人当り実質個人可処分所得と全雇用人口に占める農業雇用人口の割合との単相関は高く (-0.9553)、このように相関の高い変数を同時に説明変数として用いると多重共線性の問題が発生する可能性が高い。

表3の1, 2式の説明変数と被説明変数の自然対数をとって推定しなおした回帰式が表3の3, 4式である。 t -統計量, 重相関係数それにダービン・ワトソン比とも1, 2式に較べて劣っている。とくに $\ln U$ の推定パラメータは5パーセントの有意水準にも達していない。しかし、各推定パラメータは予想された符号をもっている。表3の4式によれば、貧困率の1人当り実質個人可処分所得に関する弾力性は -0.7750 で、貧困率の失業率に関する弾力性は 0.2539 である。すなわち、これは1人当り実質個人可処分所得が1パーセント増加すると、貧困率はその変化率で 0.775 パーセント低下することを意味している。同様に、失業率が変化率で1パーセント低下すると貧困率は変化率で 0.2539 パーセント低下することを意味している。⁽¹⁾ 推定結果では、1人当り実質個人可処分所得の貧困率に与える影響力が失業率のそれよりも約3倍ほど強い。貧困率の低下には、経済成長と結びついた平均的実質所得水準の上昇が実質的な貢献をしており、循環的な景気の動きが貧困率に与える影響力はまだ弱いと考えられる。

表4 人種・世帯主別貧困率

No.	貧困率 ($\ln P_0$)	Const.	$\ln(Y_d/N)$	Adj. R ²	D-W 比
1	白人	13.0732	-1.3708 (-7.4571)	.9271	1.3888
2	非白人	15.0129	-1.4628 (-5.5672)	.8777	.8068
3	男子世帯主の世帯員	19.4621	-2.2031 (-9.2526)	.9509	1.0002
4	女子世帯主の世帯員	10.4152	-.8608 (-8.4738)	.9430	1.5827

注 括弧の中は t -統計量 (d. f. = 9 のとき $t_{0.95} = 2.306$, $t_{0.99} = 3.355$)。

前節の(2)式にもとづいて、白人の貧困率、非白人の貧困率、男子世帯主の世帯員の貧困率それに女子世帯主の世帯員の貧困率とを、それぞれ1人当り実質個人可処分所得に回帰させた結果を表4に示している。いずれの回帰式においても、 $\ln(Y_d/N)$ の推定パラメータの t -統計量は大きく、99パーセントの信頼水準で有意である。しかし、概してダービン・ワトソン比があまり良くないが、データ期間が短いためやむをえないであろう。4本の回帰式の中で、弾力性の大きさを比較すると、男子世帯主の世帯員、非白人、白人、そして女子世帯主の世帯員の順に小さくなる。とくに男子世帯主の世帯員の高い所得弾力性が、女子世帯主の世帯員の低い所得弾力性ときわめて対照的である。経済成長にともない1人当り実質個人可処分所得が上昇するとき、男子世帯主の世帯員の方が女子世帯主の世帯員よりも早く貧困から脱出する可能性が高いことをこの弾力性は示している。逆に言えば、女子世帯主の世帯員は、経済が成長を遂げていてもその恩恵を受けて貧困から脱け出る力は弱いと考えられよう。経済成長の恩恵が貧困者にも及ぶといういわゆる *Trickling down* 仮説が妥当するのは、男子世帯主の世帯員であって女子世帯主の世帯員については妥当していないように思える。⁽²⁾ 後者のカテゴリーに含まれる人々はマクロ経済的諸力の影響を受けることができず、しかも自力で貧困を脱出する力が弱いと考えられるから、所得維持プログラム等による何らかの救済手段を必要としているといえよう。

白人の貧困率の所得弾力性と非白人のそれとの間に大きな差がなく、むしろ非白人の所得弾力性の方がやや高いという事実は、労働市場における人種間の賃金格差や職業選択における差別などの存在を考慮すると、やや意外の感を受ける。ただ、推定式の観測期間が比較的最近であり、公民権運動等により白人・非白人の差別が弱まっていく傾向があるし、また白人の方が相対的に慢性的貧困者の割合が高いのかも知れない。いずれにしても、推定式そのもののデータ期間が比較的短いためもう少し長期にわたるデータが得られないうちは明確な

結論は出せないであろう。

表5は、居住地域（大都市圏とそれ以外）と人種（総数、白人それに黒人）とによって区分した貧困率を(2)式にもとづいて1人当り実質個人可処分所得に回帰させた結果を示している。大都市圏に関する各貧困率の回帰式の相関係数はきわめて低く、ダービン・ワトソン比も推定パラメータのt-統計量も満足な値に達していない。

表 5 人種・居住地域別貧困率

No.	貧困率 ($\ln P_0$)	Const.	$\ln(Y_d/N)$	Adj. R ²	D- W 比
1	大都市圏全人種	5.6178	-.4172 (- 1.5912)	.3855	1.2468
2	大都市圏白人	9.8074	-.9825 (- 3.0726)	.6974	1.0725
3	大都市圏黒人	4.4481	-.1440 (-.4712)	.1640	.9947
4	大都市圏以外全人種	15.0097	- 1.5473 (-12.5951)	.9729	2.1903
5	大都市圏以外白人	13.5211	- 1.3873 (- 9.2470)	.9511	2.2266
6	大都市圏以外黒人	15.9502	- 1.5309 (- 9.9066)	.9570	1.1077

注 括弧の中はt-統計量 (d. f.=9 のとき $t_{0.95}=2.306$).

なぜ、大都市圏の貧困率については良好な回帰式がえられなかったのであろうか。大都市圏における貧困率の動きを吟味してみると、データ期間の1966年—1975年の間では貧困率はそれほど大きな変化をしていないことがわかる。大都市圏の貧困率、とりわけ黒人の貧困率は、総貧困率にみられるような下降傾向はなく、むしろ循環的な動きを示している。大都市圏においては、経済的要因以外の社会的要因（例えば、都市部におけるゲットーの拡大など）によっても、あるいはまた高い福祉手当を求める貧困人口の都市流入などによっても貧困率は影響を受けていると考えられ、平均的所得水準を意味する1人当り実質個人可処分所得だけでは大都市圏の貧困率をうまく説明できない。上述の社会的

要因も考慮に入れねばならないし、また都市地域における貧困者は都市地域外に住む貧困者に較べて景気の動きにより敏感であろう。貧困率の循環的な動きを説明するために、例えば失業率などを回帰式に含めば、もっと良好な推定結果がえられるかも知れない。

大都市圏以外の地域の各貧困率については、比較的良い推定結果がえられた。各回帰式の相関係数もダービン・ワトソン比も満足できる値を示し、推定パラメータも高い信頼水準で有意である。大都市圏以外の地域の貧困率は、主として平均的所得水準の関数と考えられる。貧困率の1人当り実質個人可処分所得に関する弾力性はおおよそ -1.5 である。景気の動きによってはあまり大きな影響を受けていないであろう。大都市圏以外の地域に関しても、白人と黒人との所得弾力性の間にはあまり差がなかった。

注(1) たとえば、弾力性が -0.25 で貧困率が10パーセントであるとき、失業率水準が5パーセントから4パーセントへと変ると(すなわち、その変化率は20パーセントである)、貧困率は変化率で5パーセント変化し、10パーセントの水準から9.5パーセントの水準へと低下する。

(2) Anderson (1974) 参照。

IV む す び

以上の分析によれば、全人口に占める貧困者総数の割合、すなわち総貧困率は平均的な所得水準により実質的影響を受け、失業率によって表わされる循環的な景気の動きにはそれほど大きな影響を受けていなかった。しかし、全雇用人口に占める農業雇用人口の割合を説明変数として加えた推定式では、満足な推定パラメータがえられなかったため、農業人口の変化および農家と非農家との生活費等の違いがどのように貧困率に反映されるかは把握できなかった。

男子世帯主の世帯員に関する貧困率の所得弾力性はきわめて高く、女子世帯主の世帯員に関する所得弾力性の低さと対照的であった。これは、経済が成長

を続け、実質所得水準が持続的に上昇しているとき、男子世帯主の家計の方が女子世帯主のそれよりも早く貧困から脱出する可能性が高いことを示しており、経験的事実に合致している。

白人の貧困率の所得弾力性と非白人の貧困率のそれとはさほど大きな差異がみられず、両者の貧困率とも平均的所得水準の変化からはほぼ等しい影響を受けている。

居住地域別の貧困率に関しては、大都市圏における貧困が全般的貧困や大都市圏以外の貧困とは状況を異にしており、マクロ経済的要因だけではなく、社会的要因によっても影響を強く受けていると考えられ、1人当り実質個人可処分所得のみを説明変数とする回帰式ではその貧困率の推移をうまく説明できなかった。

大都市圏以外の地域の人種別貧困率に関しては、所得弾力性が高く、この地域の貧困率は平均的所得水準により強い影響を受けていると考えられる。

本稿では、貧困率の推移によって集計的な意味でのアメリカの貧困状態の変化を分析しようと試みたが、貧困率だけでは正確に貧困をとらえることができないことに注意する必要がある。たとえば、所得が貧困線のごく僅か下からごく僅か上へと上昇しただけでは、貧困からの完全な脱出とは云えないが、この僅かな所得の上昇が貧困率の低下に反映される場合がありうるだろう。とくに“near poor”と呼ばれる貧困線に近い所得で生活している人々が多数存在する場合、貧困そのものを正確に把握するためには貧困率だけではなく、もっと詳細な分析、とくに質的な考察が必要となろう。また、貧困の測定基準として1年間の所得額をとるだけではなく、1年以上にわたる貧困状態をカバーするような基準を用いて、慢性的な貧困を把握することが望ましいであろう。

これまでの分析では、マクロ経済的指標によってのみ貧困率の推移を説明してきたが、果して AFDC や SSI などの所得維持プログラムは貧困率の低下にどれほど貢献したであろうかという問題が残っている。¹¹⁾ しかし、上述の推

定式からは所得維持プログラムの効果を直接には推定できない。所得維持プログラム（とくに、現金給付プログラム）の実施は、主として低所得者の個人可処分所得を上昇させるが、プログラム実施のための費用が課税によってまかなわれるのであれば所得の再分配が行なわれるだけで平均的所得水準自体は影響を受けない。もし、所得維持プログラムの実施が新たな増税をすることなしに予算の配分比率を変えることにより可能となるような場合、平均可処分所得は上昇するかも知れないが、それにしてもその上昇分は個人可処分所得水準の変化に顕著な動きを与えるほど大きくはないであろう。むしろ、所得維持プログラムの効果は所得分布の均等度を示す変数を推定式に加えることにより測定されるかも知れない。だが、先に述べたように所得分布の均等度はそれほど変化していないのであるからあまり有意な推定結果はえられないであろう。所得維持プログラムの効果を分析するには、貧困率という集計的概念に関するモデルではなく、念入りに構築されたマイクロ経済学的分析モデルが必要とされよう。

注(1) 所得維持プログラムの発展については、Yokota (1977) を参照。

参考文献

- Atkinson, A. B., *The Economics of Inequality*, (Oxford U.P., 1975)
- Anderson, W. H. Locke, "Trickling Down: The Relationship between Economic Growth and the Extent of Poverty among American Families," *QJE*, Nov. 1974, pp.511-524.
- Galbraith, J. K., *The Affluent Society*, (Boston; Houghton Mifflin Co., 1958)
- Harrington, Michael, *The Other America*, (New York; Macmillan, 1962)
- Kershaw, Joseph A., *Government Against Poverty*, (Washington D. C.; Brookings Institution, 1970)
- McGuire, Joseph W. and Joseph Pichler, *Inequality: The Poor and Rich in America*, (Belmont, Ca.; Wadsworth, 1969)
- Myrdal, Gunnar, *The Challenge to Affluence*, (New York; Random House, 1962)
- Orshansky, Molly, "Counting the Poor; Another Look at the Poverty Profile," *Social Security Bulletin*, Vol. 28 (Jan. 1965) pp.3-29.
- Schiller, Bradley R., *The Economics of Poverty and Discrimination*, 2nd ed.,

(Englewood Cliff; Prentice-Hall, 1976)

Tussing, Dale, *Poverty in a Dual Economy*, (New York; St. Martin, 1975)

Yokota, Nobutake, "An Alternative Plan to Reform Welfare Programs," 産業経営, No. 3, 1977, 12月, pp. 143-158.