

經濟論叢

第122卷 第3・4号

初期の三井大元方における簿外不動産追補会 計の解析	高 寺 貞 男	1
コンティンジェンシー・セオリーと組織間関係 論の環境理解	赤 岡 功	13
ヒューム経済理論の特質と意義	田 中 秀 夫	31
ジョン・グレイの交換銀行論	岸 徹	55
わが国における最近の地域所得不平等	綿 貫 伸 一 郎	75

昭和53年9・10月

京 都 大 学 經 濟 學 會

わが国における最近の地域所得不平等

綿 貫 伸 一 郎

I はじめに

先進諸国と発展途上国との間に見られる「南北問題」とともに、一国の国民経済内部においても根強い地域間所得格差が存在することはよく知られている¹⁾。わが国においては、経済の高度成長が始まった昭和30年代に、この地域格差問題がとりわけ注目をあびた²⁾。当時の問題意識は、高度成長が地域間格差を拡大させるかどうかというものであり、伊藤善市教授をはじめとする一連の研究は、「近年における高度成長にもかかわらず、地域間格差の拡大は微弱であった³⁾」と結論している。その後、日本経済の高度成長が持続するなかで、地域間所得格差が縮少の傾向をみせるにつれて、この問題に対する研究者の関心は薄らいだようである。

ところで、地域間所得格差が問題とされる場合には、地域の平均所得水準が比較の対象とされる。そしてこの平均所得が、その地域の経済的福祉水準のおおまかな指標とみなされている。しかし、ある地域の経済的福祉の水準は、社会資本のストックなど所得以外の多くの要因に依存することは言うまでもないが、問題を所得だけに限定しても、所得水準だけではなくその分配にも大きく依存するはずである。たとえば、ある地域の平均所得水準が上昇しても、その地域内の所得分配が不平等化しておれば、その地域の経済的福祉が増大したかどうかは一義的には判断できないであろう。それゆえ、経済成長が地域経済に

-
- 1) 地域間所得格差に関する最も包括的な研究としては Williamson [9] が挙げられる。
 - 2) 代表的な研究としては、伊藤 [10]、[12] 篠原 [13]、[14] の他に西岡久雄『地域間所得格差の研究』(昭和41年)があるが、この文献は残念ながら入手できなかった。
 - 3) 伊藤 [11] 125ページ。

与える影響は、地域間での所得格差の変動と地域内での所得分配の変化という2つの側面から分析されるべきものである。

この小論では最近10年間の地域間所得格差と地域内所得不平等の動きを分析する。資料としては『家計調査年報』の勤労者世帯の所得に関するデータを用いた⁴⁾。したがって、問題とされているのは勤労者世帯だけであり農家世帯は含まれない。また「地域」の単位には都道府県ではなく、全国を9ブロックに分けたものを用いている⁵⁾。

II 地域間所得格差

地域間所得格差の指標としては、地域の平均所得の最高値と最低値の開きをみようとする相対範囲 (relative range) と、各地域の平均所得の全国平均からの乖離の程度を測定しようとする相対平均偏差 (relative mean deviation) や変動係数 (coefficient of variation) が用いられてきた。これらの尺度は、第 i 地域の平均所得を y_i 、人口構成比を n_i 、地域数を N 、全国の平均所得を \bar{y} として以下のように定義される。

- (1) 相対範囲 R_n

$$R_n = (\max y_i - \min y_i) / \bar{y}$$

- (2) 相対平均偏差 MD

$$MD = \sum_{i=1}^N |y_i - \bar{y}| n_i / \bar{y}$$

- (3) 変動係数 CV

$$CV = \left[\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 n_i \right]^{1/2} / \bar{y}$$

$$CV_{uv} = \left[\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2} / N \cdot \bar{y}$$

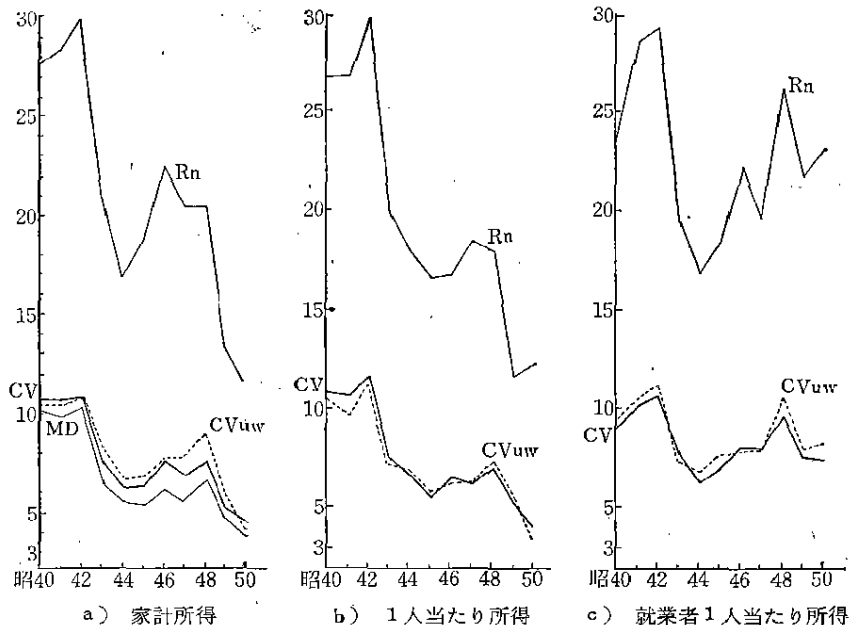
4) 勤労者世帯の所得に関するデータとしては「年間収入」と「実収入」の2つが利用できるが、以下の分析には「年間収入」を利用している。

5) 『家計調査』の採用している地域分類で注意すべき点は次の2点である。(1)山梨県・長野県は「関東」に含まれる。(2)新潟県は「北陸」に含まれる。

第 1 表

	家計所得				1人当たり所得			就業者1人当たり所得		
	R_n	MD	CV	CV_{uw}	R_n	CV	CV_{uw}	R_n	CV	CV_{uw}
昭40	27.65	10.04	10.69	10.39	26.51	10.69	10.38	23.71	9.00	9.54
41	28.24	9.86	10.68	10.53	26.55	10.41	9.72	28.59	10.02	10.47
42	29.98	10.20	10.80	10.80	29.64	11.52	11.34	24.25	10.85	11.51
43	20.78	6.81	7.52	8.09	19.67	7.23	7.10	19.47	7.53	7.50
44	16.61	5.48	6.12	6.48	17.71	6.43	6.47	16.78	6.33	6.89
45	18.46	5.25	6.30	6.72	16.49	5.51	5.66	18.35	6.90	7.63
46	22.41	6.21	7.44	7.47	16.59	6.41	6.18	22.26	8.03	7.97
47	20.26	5.51	6.60	7.46	18.70	6.23	6.25	19.62	7.95	7.92
48	20.20	6.76	7.47	8.47	17.75	6.91	7.31	26.16	9.34	10.66
49	13.63	4.77	5.31	5.80	11.42	5.09	5.23	21.97	7.36	7.97
50	11.15	3.78	4.37	3.92	12.25	4.03	3.43	23.38	7.31	8.22

第 1 図



ここで、 CV はその地域の人口構成比でウェイトをつけた変動係数、 CV_{uw} はウェイトをつけない変動係数である。

これらの諸指標によって昭和40年から50年までの10年間の地域間所得格差を計算すると第1表のようになる。これをグラフに示したのが第1図である。

ここでは3種類の所得概念について地域間格差を計算してみた。1人当たり所得および就業者1人当たり所得は、家計所得を家族人員数および1世帯当たりの有業人員数でそれぞれ割ったものである。

家計所得と1人当たり所得の地域間格差係数は、類似した動きを示している。この10年間についてみると、多少の上下変動は見られるものの傾向的には格差は縮小していると言える。オイル・ショック以後の昭和49、50年に格差が大きく減少していることが注目される。これに対して、就業者1人当たり所得の地域格差の減少傾向は明確ではない。

家計所得および1人当たり所得の格差が減少しているのに対し、就業者1人当たり所得の格差があまり減少していない事実を説明する要因として『家計調査年報』のデータからわかることは、1世帯当たり有業人員数の変化である。就業者1人当たり所得が高い北海道・関東・近畿では有業人員数の減少がみられ、逆に、東北・北陸・九州といった低所得地域では有業人員数が増加している。この1世帯当たり有業人員数の動きと、地域的なかたよりなく全国的に進行している「核家族化」と呼ばれる1世帯当たり家族人員数の減少から、就業者1人当たり所得の格差が他の2つの所得格差の動きとくいちがった事実が説明されるであろう。

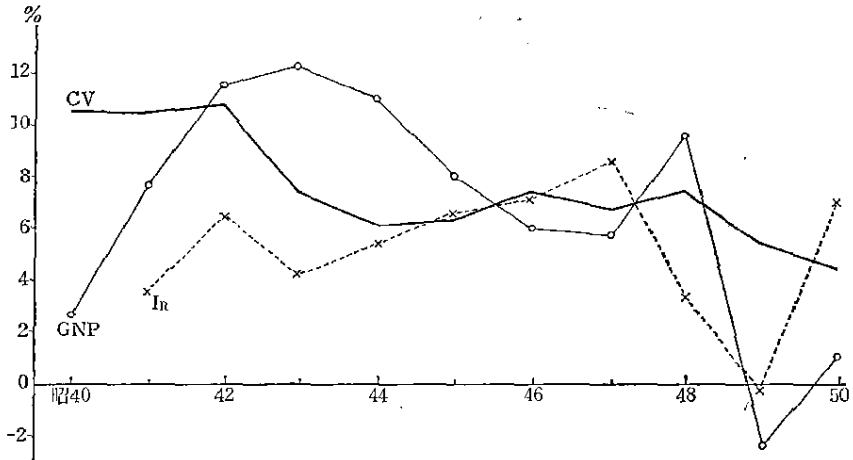
次に、地域格差係数の短期的な上下変動と景気循環との関係について見てみよう。

地域所得として1人当たりの県民分配所得を用いた研究では、昭和30年代の地域格差の短期的な変動は景気循環に対応すると言われている⁶⁾。成長率の高い年には地域格差は拡大し、成長率の低い年には格差は縮小するというわけで

6) たとえば、伊藤【9】18-19ページ、および篠原【12】308ページ。

ある。そこで、昭和40年代の地域所得格差の短期的な変動が成長率と関係があるかどうかを見てみよう。第2図は GNP の対前年増加率（実質値）と勤労者世帯の年間収入の対前年増加率を家計所得の地域格差係数 CV とともに図示したものである。

第 2 図



(注) I_r は勤労者世帯の「年間収入」の対前年増加率（実質値）
 GNP は実質 GNP の対前年増加率

実質 GNP の増加率と勤労者世帯の年間収入の増加率とは若干異なった動きをしているがこのグラフからは、両者とも地域格差係数 CV との間には明確な関係は見出だせない。念のために単純相関係数を計算してみると、 CV と実質 GNP 増加率との相関係数は $R=0.65$ 、勤労者世帯の年間収入増加率との相関係数は $R=-0.0225$ となる。つまり地域所得格差は GNP 増加率とは正の相関が認められるが、勤労者世帯の年間収入増加率とは無相関であることがわかる。

次に、地域格差係数の長期的な動きについて見てみよう。 CV や MD のように人口構成比でウェイトをつけた格差係数は、所得が不変でも人口構成比の

ウェイトが変化すれば変動する。そして確かに、この期間中の人口構成比の変化は変動係数 CV の値を低下させる方向に作用している⁷⁾。しかし、人口構成比によるウェイトをもたない CV_{uv} が CV とほとんど変らない動きを示していることから、地域所得格差縮少の主要因は、人口移動ではなく所得上昇であると言える。つまり、この期間中、当初に所得水準の低い地域ほど所得の上昇率が高かったことが地域所得格差を縮小させたのである。言うまでもなく、東北・四国・九州といった低所得地域から関東・近畿方面への人口移動は、この10年間も依然として続いており、この人口移動が地域の所得水準に間接的に影響を与えることは十分に考えられる。しかし、格差係数の値を低下させたのは、人口構成比の変化という人口移動の直接的な効果ではなく、低所得地域での所得上昇なのである。

それではこの10年間に低所得地域ほど所得の成長率が高くなった事実はどのように説明できるであろうか。考えられる要因としては、低所得地域での工業化が進み、地域の産業構造が高所得地域のそれに接近したこと、また低所得地域から高所得地域への人口移動が低所得地域の所得上昇に有利に作用したことがあげられる。

工業化の指標として地域の就業構成の変化に着目しよう。地域の就業総人口に占める第2次および第3次産業従事者の比率を「工業化率」と呼ぶことにして、昭和40年から49年にかけての工業化率の変化を工業化指標 x_1 とする。昭和40年から50年までの地域所得の年平均成長率 y をこの工業化指標 x_1 で説明する回帰式を作ってみると⁸⁾

7) 2つの時点 $t=0$ と $t=1$ との間の地域所得の分散の増加（もしくは減少）は以下のように人為的な分解が可能である。

$$\begin{aligned} \sum_i (y_i^1 - \bar{y}^1)^2 n_i^1 - \sum_i (y_i^0 - \bar{y}^0)^2 n_i^0 &= \sum_i (y_i^0 - \bar{y}^0)^2 (n_i^1 - n_i^0) \\ &+ \sum_i n_i^0 [(y_i^1 - \bar{y}^1)^2 - (y_i^0 - \bar{y}^0)^2] + \sum_i (n_i^1 - n_i^0) [(y_i^1 - \bar{y}^1)^2 - (y_i^0 - \bar{y}^0)^2] \end{aligned}$$

(ここで、肩付きの添数 0, 1 は時点を示している。) この式は 2 時点間での分散の変化が、人口構成比の変化 (右辺の第 1 項) と地域所得の変化 (第 2 項) およびこの 2 つの要因の相互作用 (第 3 項) に分解できることを示している。この式の右辺の第 1 項を計算すると、この期間中、常に負値を取り、人口構成比の変化が地域所得の分散 (したがって変動係数 CV) を減少させる方向に作用したことがわかる。Williamson, *op. cit.*, p. 37 を参照。

$$y=0.3009x_1+3.2340 \quad R=0.9198$$

$$(t=6.2003)$$

を得る。サンプル・サイズは9と小さいが、この期間工業化の進んだ地域ほど所得上昇率が高いと言えるようである。

次に人口移動であるが、いま問題としている勤労者世帯について言えば、人口移動とは労働力移動である。したがって人口流入地域では就業人口増加率が大きく、逆に、人口流出地域では就業人口増加率は低くなると考えられる。そこでこの期間の就業人口増加率 x_2 で地域所得の年平均成長率 y を説明させると

$$y=-0.1819x_2+9.0903 \quad R=-0.8985$$

$$(t=5.4064)$$

を得る。就業人口増加率の高い地域、つまり労働人口の流入が多い地域ほど所得の成長率は低いということになる。

この所得成長率と労働人口移動との関係は単純な新古典派モデルによる説明と合致している⁸⁾。労働者は低賃金地域から高賃金地域へ移動する。そして資本の限界生産性と賃金とが逆相関の関係にあれば、資本は労働とは逆の方向に地域間を移動する。したがって低賃金地域では資本・労働比率が上昇し、高賃金地域では相対的に資本・労働比率が低下するから、低賃金地域の成長率が最も高くなる。資本の地域間移動を実証的に把握するのは困難であるが、人口移動だけを考えても低賃金地域ほど成長率が高いことが証明される。

最後に、この2つの説明変数で地域所得の年平均成長率 y を説明する重回帰をおこなってみると、

$$y=0.1828x_1-0.0891x_2+3.2349 \quad R=0.9535$$

$$(2.5956) \quad (2.0441)$$

を得る。この2つの説明変数のうち、どちらの寄与率が相対的に大きいかをみ

8) y は家計所得の年平均成長率である。

9) たとえば、Richardson [5] pp. 50-53 を参照せよ。

るために回帰係数を標準化してみると、 x_1 と x_2 の標準化回帰係数はそれぞれ 0.5587 と -0.4400 で工業化率の変化の寄与率の方が高いと言える。

III 地域内所得不平等

ある地域内での所得分布が平等化したかどうかは、ローレンツ曲線が時系列で内側に移動したかそれとも外側に移動したかによって判断される¹⁰⁾。そこで、昭和40年から50年までの10年間に地域内所得分布が平等化したかどうかをローレンツ曲線によって調べてみると〔第2表〕のようになる¹¹⁾。ただし、2つのローレンツ曲線が交差する場合には社会厚生関数の特定化のしかた次第で、平等化したとも不平等化したとも判断できるが、ここではジニ係数によって含意される判断をカッコを付けて示しておいた¹²⁾。

第 2 表

	昭40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
北海道	×	○	×	○	○	(×)	○	×	×	(×)	
東北	×	○	○	(×)	×	(○)	×	○	×	×	×
関東	×	○	○	○	○	×	×	○	×	×	×
北陸	×	○	(○)	○	(×)	×	○	(×)	×	(○)	
東海	×	○	○	○	(×)	(○)	○	○	×	×	×
近畿	(○)	○	○	○	(×)	○	×	(×)	×	(×)	
中国	○	(○)	(○)	(○)	○	(×)	○	×	×	×	×
四国	×	○	○	(×)	○	×	(×)	(×)	×	(×)	
九州	○	○	×	(○)	○	×	○	(×)	×	×	×
全国	×	○	○	○	○	×	(×)	(×)	×	×	×

(注) ○……平等化 ×……不平等化
() はローレンツ曲線が交差する場合

10) Atkinson [1] を参照せよ。

11) ここではローレンツ曲線の五分位値を計算し、それを比較することにより判定をおこなった。

12) ジニ係数を所得不平等の尺度として用いる際の問題点に関しては、綿貫 [16] を参照せよ。

この表から各地域とも昭和45年頃までは所得分布は平等化し、その後しばらく一進一退をくり返ししながら昭和49年以後各地域とも不平等化していることがわかる。

ローレンツ曲線からは所得分布の平等化あるいは不平等化という変化の方向だけしかわからないので、ジニ係数などの尺度を用いて所得不平等度を計測した結果を〔第3表〕に掲げた。

ジニ係数の計算は、エルミット補間 (Hermite interpolation) により所得階級を20分位に分けて計算した¹³⁾。アトキンソン係数 A とは、次のように定義される所得不平等の尺度である¹⁴⁾。

$$A = 1 - \left[\sum_i (y_i / \mu)^{1-\epsilon} \cdot f(y_i) \right]^{1/(1-\epsilon)} \quad \epsilon \neq 1$$

$$A = 1 - \left[\sum_i \log(y_i / \mu) f(y_i) \right] \quad \epsilon = 1$$

ここで、 μ は分布全体の平均所得、 y_i は第 i 階級の (平均) 所得、 $f(y_i)$ は y_i の密度関数である。

Q_5/Q_1 (D_{10}/D_1) とは家計を所得の低いものから順に並べて五 (十) 等分したときの第1分位と第5 (10) 分位の所得シェアを比較したもので、最高分位に属する家計は最低分位に属する家計の平均して何倍の所得を得ているかを示す指標である。表中の不平等係数値に付けたカッコ内の数字は所得平等度の順位である。

昭和40年から50年までの10年間の各地域の所得分布の動きは、昭和45年頃まで平等化、その後昭和48年まで安定的に推移し、昭和49年以後大きく不平等化している。ただし北海道は例外で、昭和40年から48年まで上下変動をくり返すだけで不平等度低下の傾向は見られない。

次に、地域経済の所得分布の不平等度がその地域の所得水準または所得成長率と関係があるかどうか調べてみよう。以下では不平等度の尺度としてはジニ

13) この計算法については、Gastwirth=Glauberan [3] を参照せよ。

14) Atkinson, *op. cit.* を参照。

a) ジニ係数

	北海道	東北	関東	北陸	東海
昭40	0.2057 (1)	0.2531 (5)	0.2560 (6)	0.2187 (2)	0.2485 (4)
41	0.2275 (1)	0.2669 (9)	0.2623 (7)	0.2574 (6)	0.2564 (4)
42	0.2113 (1)	0.2585 (9)	0.2548 (8)	0.2466 (5)	0.2508 (6)
43	0.2281 (1)	0.2332 (3)	0.2401 (6)	0.2396 (5)	0.2456 (9)
44	0.2151 (1)	0.2370 (7)	0.2352 (6)	0.2202 (2)	0.2255 (3)
45	0.2105 (1)	0.2447 (9)	0.2262 (5)	0.2212 (3)	0.2347 (7)
46	0.2133 (1)	0.2414 (8)	0.2336 (4)	0.2377 (6)	0.2339 (5)
47	0.2033 (1)	0.2499 (9)	0.2386 (7)	0.2312 (4)	0.2304 (3)
48	0.2079 (1)	0.2468 (9)	0.2372 (4)	0.2427 (8)	0.2247 (3)
49	0.2422 (1)	0.2732 (7)	0.2600 (5)	0.2771 (8)	0.2504 (2)
50	0.2489 (1)	0.2999 (9)	0.2666 (4)	0.2678 (5)	0.2637 (3)

b) アトキンソン係数 ($\epsilon=0.5$)

	北海道	東北	関東	北陸	東海
昭40	0.0657 (1)	0.1004 (5)	0.1009 (6)	0.0723 (2)	0.0947 (3)
41	0.0803 (1)	0.1121 (8)	0.1049 (7)	0.1011 (4)	0.1039 (6)
42	0.0709 (1)	0.1036 (9)	0.0993 (6)	0.0943 (4)	0.1005 (7)
43	0.0823 (2)	0.0878 (4)	0.0884 (5)	0.0901 (6)	0.0926 (7)
44	0.0731 (1)	0.0883 (7)	0.0856 (6)	0.0752 (2)	0.0794 (4)
45	0.0703 (1)	0.0920 (8)	0.0788 (4)	0.0777 (3)	0.0856 (7)
46	0.0705 (1)	0.0913 (8)	0.0855 (5)	0.0892 (6)	0.0844 (4)
47	0.0652 (1)	0.0986 (9)	0.0878 (8)	0.0843 (5)	0.0820 (3)
48	0.0656 (1)	0.0943 (9)	0.0857 (5)	0.0895 (7)	0.0777 (3)
49	0.0901 (1)	0.1166 (8)	0.1044 (4)	0.1165 (7)	0.0986 (2)
50	0.0966 (1)	0.1364 (9)	0.1107 (3)	0.1134 (5)	0.1115 (4)

表

近 畿	中 国	四 国	九 州	全 国
0.2605 (8)	0.2395 (3)	0.2563 (7)	0.2655 (9)	0.2570
0.2565 (5)	0.2329 (2)	0.2661 (8)	0.2469 (3)	0.2607
0.2452 (4)	0.2321 (2)	0.2547 (7)	0.2368 (3)	0.2529
0.2335 (4)	0.2283 (2)	0.2447 (7)	0.2453 (8)	0.2417
0.2258 (4)	0.2259 (5)	0.2482 (9)	0.2451 (8)	0.2332
0.2281 (6)	0.2156 (2)	0.2245 (4)	0.2408 (8)	0.2309
0.2153 (2)	0.2194 (3)	0.2380 (7)	0.2478 (9)	0.2330
0.2349 (5)	0.2123 (2)	0.2401 (8)	0.2367 (6)	0.2355
0.2378 (5)	0.2211 (2)	0.2415 (7)	0.2405 (6)	0.2382
0.2522 (3)	0.2586 (4)	0.2862 (9)	0.2611 (6)	0.2610
0.2568 (2)	0.2682 (6)	0.2914 (8)	0.2780 (7)	0.2685

近 畿	中 国	四 国	九 州	全 国
0.1049 (8)	0.0967 (4)	0.1031 (7)	0.1137 (9)	0.1037
0.1015 (5)	0.0877 (2)	0.1145 (9)	0.0982 (3)	0.1062
0.0946 (5)	0.0862 (2)	0.1032 (8)	0.0911 (3)	0.1001
0.0837 (3)	0.0818 (1)	0.0944 (8)	0.0958 (9)	0.0908
0.0795 (5)	0.0785 (3)	0.1001 (9)	0.0961 (8)	0.0854
0.0804 (6)	0.0724 (2)	0.0803 (5)	0.0929 (9)	0.0831
0.0717 (2)	0.0762 (3)	0.0904 (7)	0.0978 (9)	0.0853
0.0834 (4)	0.0737 (2)	0.0880 (7)	0.0873 (6)	0.0866
0.0856 (4)	0.0772 (2)	0.0882 (6)	0.0904 (8)	0.0870
0.0989 (3)	0.1047 (5)	0.1270 (9)	0.1083 (6)	0.1059
0.1029 (2)	0.1135 (6)	0.1339 (8)	0.1210 (7)	0.1128

c) アトキンソン係数 ($\epsilon=2.0$)

	北海道	東北	関東	北陸	東海
昭40	0.1290 (1)	0.1907 (5)	0.1886 (4)	0.1370 (2)	0.1756 (3)
41	0.1493 (1)	0.2153 (8)	0.1931 (5)	0.1909 (3)	0.2025 (7)
42	0.1369 (1)	0.1958 (7)	0.1893 (6)	0.1774 (3)	0.1988 (8)
43	0.1557 (1)	0.1740 (5)	0.1665 (4)	0.1759 (7)	0.1757 (6)
44	0.1443 (2)	0.1726 (7)	0.1626 (6)	0.1440 (1)	0.1539 (5)
45	0.1377 (1)	0.1779 (8)	0.1503 (3)	0.1551 (5)	0.1664 (7)
46	0.1355 (1)	0.1789 (7)	0.1679 (5)	0.1765 (6)	0.1612 (4)
47	0.1228 (1)	0.1934 (9)	0.1669 (5)	0.1677 (6)	0.1553 (3)
48	0.1248 (1)	0.1791 (9)	0.1609 (5)	0.1690 (7)	0.1439 (2)
49	0.1624 (1)	0.2192 (8)	0.1972 (5)	0.2153 (7)	0.1890 (3)
50	0.1743 (1)	0.2481 (8)	0.2068 (3)	0.2160 (6)	0.2125 (5)

d) 五分位所得比 (Q_5/Q_1)

	北海道	東北	関東	北陸	東海
昭40	2.834 (1)	3.672 (6)	3.615 (5)	3.007 (2)	3.466 (3)
41	3.188 (1)	3.925 (8)	3.710 (7)	3.687 (6)	3.642 (4)
42	2.955 (1)	3.704 (8)	3.581 (6)	3.479 (4)	3.602 (7)
43	3.094 (1)	3.320 (4)	3.344 (5)	3.455 (6)	3.456 (7)
44	2.999 (1)	3.358 (7)	3.271 (6)	3.066 (2)	3.130 (5)
45	2.949 (1)	3.519 (9)	3.116 (3)	3.118 (4)	3.310 (7)
46	2.917 (2)	3.490 (8)	3.269 (5)	3.384 (6)	3.240 (4)
47	2.720 (1)	3.616 (9)	3.340 (6)	3.277 (5)	3.211 (4)
48	2.814 (1)	3.542 (9)	3.277 (5)	3.343 (7)	3.042 (2)
49	3.331 (1)	4.009 (8)	3.718 (5)	3.974 (1)	3.530 (2)
50	3.441 (1)	4.547 (8)	3.863 (4)	3.904 (5)	3.846 (3)

近 畿	中 国	四 国	九 州	全 国
0.1951 (6)	0.1993 (7)	0.2012 (8)	0.2220 (9)	0.1973
0.1924 (4)	0.1740 (2)	0.2306 (9)	0.1959 (6)	0.2022
0.1831 (4)	0.1700 (2)	0.2056 (9)	0.1844 (5)	0.1930
0.1569 (2)	0.1609 (3)	0.1835 (8)	0.1889 (9)	0.1737
0.1523 (4)	0.1499 (3)	0.2027 (9)	0.1907 (8)	0.1652
0.1529 (4)	0.1407 (2)	0.1610 (6)	0.1827 (9)	0.1609
0.1359 (2)	0.1521 (3)	0.1824 (8)	0.1937 (9)	0.1661
0.1553 (3)	0.1510 (2)	0.1693 (8)	0.1691 (7)	0.1654
0.1597 (4)	0.1509 (3)	0.1633 (6)	0.1719 (8)	0.1638
0.1881 (2)	0.1937 (4)	0.2389 (9)	0.2070 (6)	0.2003
0.1927 (2)	0.2104 (4)	0.2568 (9)	0.2216 (7)	0.2108

近 畿	中 国	四 国	九 州	全 国
3.684 (7)	3.481 (4)	3.724 (8)	4.052 (9)	3.694
3.667 (5)	3.412 (2)	4.160 (9)	3.592 (3)	3.784
3.484 (5)	3.314 (2)	3.730 (9)	3.417 (3)	3.630
3.222 (3)	3.192 (2)	3.496 (8)	3.571 (9)	3.403
3.123 (4)	3.103 (3)	3.656 (9)	3.586 (8)	3.273
3.129 (5)	2.993 (2)	3.187 (6)	3.486 (8)	3.234
2.906 (1)	3.098 (3)	3.451 (7)	3.380 (9)	3.279
3.198 (3)	3.010 (2)	3.343 (7)	3.360 (8)	3.301
3.273 (4)	3.095 (3)	3.320 (6)	3.420 (8)	3.311
3.575 (3)	3.634 (4)	4.251 (9)	3.801 (6)	3.731
3.622 (2)	3.921 (6)	4.611 (9)	4.096 (7)	3.900

e) 十分位所得比 (D_{10}/D_1)

	北海道	東北	関東	北陸	東海
昭40	3.650 (1)	5.358 (7)	5.180 (4)	3.951 (2)	4.827 (3)
41	4.330 (1)	5.859 (8)	5.264 (6)	5.068 (3)	5.289 (7)
42	4.092 (1)	5.316 (9)	5.002 (6)	4.964 (5)	5.287 (8)
43	4.430 (3)	4.830 (7)	4.599 (4)	4.772 (6)	4.670 (5)
44	4.065 (1)	4.689 (7)	4.480 (6)	4.182 (2)	4.255 (4)
45	3.960 (1)	4.683 (8)	4.216 (4)	4.202 (3)	4.540 (7)
46	3.871 (1)	4.729 (7)	4.543 (5)	4.742 (8)	4.447 (4)
47	3.590 (1)	5.235 (9)	4.616 (7)	4.502 (6)	4.427 (5)
48	3.642 (1)	4.947 (9)	4.423 (5)	4.511 (7)	4.073 (2)
49	4.543 (1)	6.008 (8)	5.326 (5)	5.614 (6)	5.058 (2)
50	4.877 (1)	6.812 (8)	5.794 (3)	5.800 (4)	5.875 (6)

係数を用いる。

経済成長が所得分配を平等化させるかどうかという問題意識から、平均所得水準と不平等度の関係がよく問題になる。ポーカートは経済発展の初期には国民経済の所得分布は不平等化するが、その後経済発展が進むにつれて所得分布は平等化に向かい、したがって、1人当たり所得水準と不平等度とは逆U字形の関係があるという事実を、時系列データだけでなく数十カ国の横断面データからも検証している¹⁵⁾。

地域の平均所得水準と所得不平等との間にもポーカートが検出したような逆U字形の関係が見られるかどうかは興味ある問題である。しかしながらこの研究で採用している全国を9ブロックに分ける地域分類では、地域の平均所得水準のバラツキは全国の平均所得を基準にして20～10%の範囲内におさまっている¹⁶⁾。地域の平均所得がもっと広い範囲に分散していなければ、逆U字形の関係は見出だせないと推測されるが、実際に地域の平均所得とジニ係数値とを各年次別にグラフにプロットしてみても、両者の間に明確な関係は発見できない。

15) Paukert [4]

16) [第1表]の R_n の値を参照のこと。

近 畿	中 国	四 国	九 州	全 国
5.334 (5)	5.336 (6)	5.373 (8)	6.119 (9)	5.388
5.225 (5)	4.866 (2)	5.945 (9)	5.138 (4)	5.496
4.961 (4)	4.649 (2)	5.255 (9)	4.888 (3)	5.183
4.408 (2)	4.320 (1)	5.008 (8)	5.070 (9)	4.757
4.271 (5)	4.254 (3)	5.249 (9)	5.119 (8)	4.554
4.219 (5)	4.014 (2)	4.355 (6)	4.846 (9)	4.449
3.911 (2)	4.179 (3)	4.692 (6)	5.076 (9)	4.570
4.322 (3)	4.106 (2)	4.419 (4)	4.623 (8)	4.574
4.337 (4)	4.168 (3)	4.465 (6)	4.844 (8)	4.499
5.093 (3)	5.322 (4)	6.423 (9)	5.647 (7)	5.402
5.301 (2)	5.863 (5)	7.246 (9)	6.196 (7)	5.869

また、単純な線形の相関関係も見られない。平均所得による地域の順位付けもジニ係数値による順位付けも年々変動しているが両者の動きには関連は見られない。各年次についてスピアマンの順位相関係数 ρ を計算すると $\rho = -0.25 \sim -0.2588$ と無相関といってよい数値である。したがって、この研究で用いている地域区分では、地域の平均所得水準と所得分布の不平等度との間に明確な関係は見出だせないようである。

一方、景気動向と所得分配の間には、好況期には所得分配は不平等化、不況期には平等化という循環的な変動が見られると言われている。そこで、所得増加率とジニ係数との関係を見てみよう。

勤労者世帯の年間収入の対前年増加率とジニ係数値およびジニ係数の前年の値に対する変化値との間の相関係数を計算すると〔第4表〕のようになる。ジニ係数の前年の値に対する変化値をとったのは、前年に対して所得分布が平等化したのかそれとも不平等化したのかをみるためである。昭和49年以降の経験は異常とも考えられるので、オイル・ショック以前の期間についてみると、家計所得の対前年増加率とジニ係数との間の関係は地域ごとに異なっている。北海道と東海地方は所得増加率の高い年にはジニ係数が減少し、所得分布は平等

第 4 表

	昭和40—48				ジ=係数
	ジ=係数と成長率		ジ=変化値と成長率		
	名目成長率	実質成長率	名目成長率	実質成長率	
北海道	-0.8878* (0.00324)	-0.8515* (0.00730)	-0.6985* (0.05389)	-0.9421* (0.00047)	0.4272 (0.21821)
東北	-0.2501 (0.55023)	-0.1293 (0.76027)	-0.1440 (0.73364)	-0.1001 (0.81363)	0.7544* (0.01169)
関東	-0.4202 (0.29997)	-0.2222 (0.59682)	0.4045 (0.32019)	0.4960 (0.21133)	0.2736 (0.4444)
北陸	-0.2117 (0.61480)	-0.1584 (0.70795)	0.2110 (0.61598)	0.0721 (0.86535)	0.3716 (0.29045)
東海	-0.8136* (0.01402)	-0.5460 (0.16150)	-0.5357 (0.17123)	-0.7171* (0.04529)	-0.2815 (0.43082)
近畿	-0.1871 (0.65724)	-0.1190 (0.77892)	0.6544* (0.07828)	0.8523* (0.00719)	0.2692 (0.45198)
中国	-0.0060 (0.98882)	0.3049 (0.46275)	0.2725 (0.51381)	-0.1548 (0.71438)	0.5912* (0.07187)
四国	0.0480 (0.91005)	0.1357 (0.74868)	-0.0601 (0.88750)	0.0448 (0.91613)	0.3877 (0.26830)
九州	-0.6634* (0.07288)	-0.5790 (0.13257)	0.1899 (0.65241)	-0.0799 (0.85089)	0.6234* (0.05415)

(注) カッコ内の数値は有意水準

*印は10%以下で有意なもの

化の傾向をみせるのに対し、近畿および関東地方では逆の関係がみられる。その他の地方では両者の間に明確な相関関係はみられない。

景気動向が地域の所得分配に与える影響はその地域の就業構造にも依存すると考えられる。したがって、地域の所得上昇率と所得不平等後の関係を分析するには、産業構造の差異も考慮する必要があるだろう。

IV 地域間格差と地域内不平等

ある地域の経済的福祉水準は、その地域の平均所得水準が高い程、また地域

昭和40—50		
と成長率	ジニ変化値と成長率	
実質成長率	名目成長率	実質成長率
-0.3051 (0.39135)	0.1789 (0.62089)	-0.7926* (0.00625)
0.3678 (0.29569)	0.6540* (0.04025)	0.1295 (0.72142)
-0.2179 (0.54590)	0.6843* (0.02906)	-0.1239 (0.73313)
-0.3122 (0.37990)	0.5100 (0.13211)	0.0686 (0.85073)
-0.5164 (0.12648)	0.08157 (0.00172)	-0.8526* (0.00172)
-0.3109 (0.38201)	0.7542* (0.01173)	0.1555 (0.66794)
0.1518 (0.67557)	0.8653* (0.00122)	0.1720 (0.63479)
0.2451 (0.49494)	0.6024* (0.06509)	-0.0066 (0.98559)
-0.1521 (0.67492)	0.7010* (0.02392)	-0.1827 (0.61342)

内で所得が均等に分布している程高くなると考えられる。それゆえ、地域の経済的福祉水準の格差を問題とするのであれば、平均所得の比較だけでは不十分であり、地域内での所得分布の平等度をも同時に考慮しなければならない。

〔第3図〕は平均所得水準とジニ係数による地域の順位付けを示したものである。これを見ると北海道はこの10年間を通じて、所得分布は最も平等であるが、平均所得は9地域中最低である年が多い。平均所得で地域を順位付けると、多くの年次について北海道は最下位になるが、平均所得による順位と所得平等度の順位とがこれ程かけ離れている場合に平均所得をその地域の経済的福祉水準の指標とは見なしえないであろう。

そこで、平均所得水準と所得平等度とをともに考慮する経済的福祉指標として、次のような加法的社会厚生関数による順位付けを考えてみよう。

$$W \equiv \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy \quad (1)$$

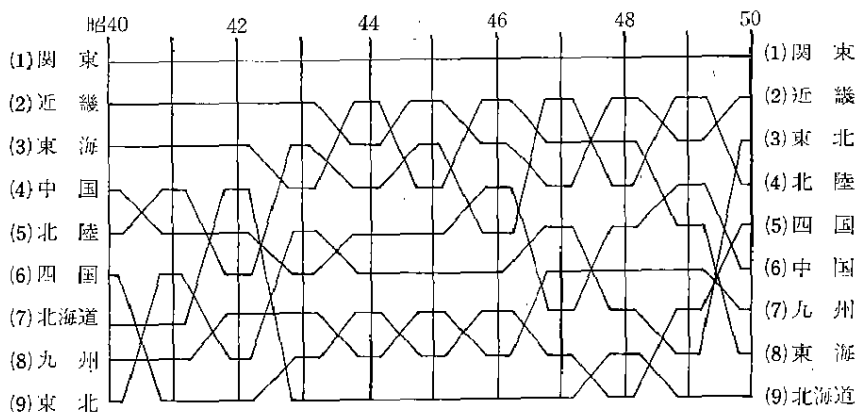
ここで $U(\cdot)$ は個人の効用関数で、 $U' > 0$, $U'' < 0$ を仮定する。 $f(y)$ は y の密度関数である¹⁷⁾。

この社会厚生関数は、比較しようとする所得分布の平均所得が等しい場合に

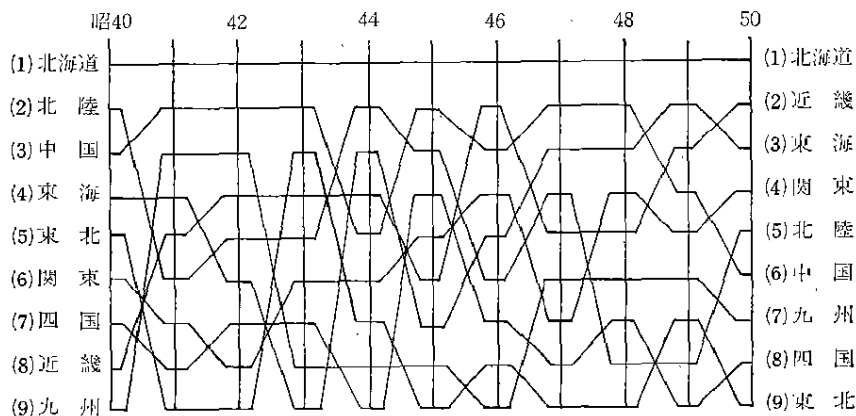
17) \bar{y} は最高所得で、有限の値をとるものと仮定する。

第3図

a) 平均所得の順位変動



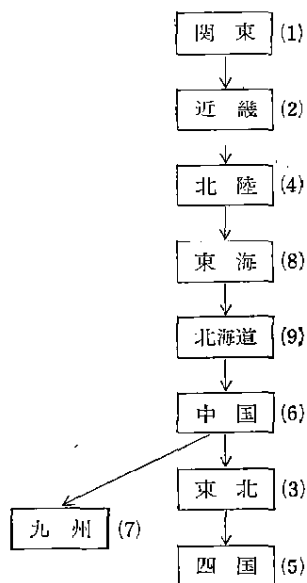
b) ジニ係数による不平等度の順位変動



はローレンツ曲線による所得平等度の順位付けと一致する順位付けを与える¹⁸⁾。そして平均所得が異なる所得分布を比較する場合にはローレンツ曲線にそれぞれの平均所得を乗じて得られる曲線が交叉しなければ、上方に位置する曲線に

18) これは Atkinson, *op. cit.* において証明されている。

第 4 図



対応する所得分布のほうが、下方に位置する曲線に対応する分布よりも、(1)式による社会的厚生水準は高くなると結論できる¹⁹⁾。

この社会厚生関数で昭和50年度の地域別所得分布を順位付けてみると〔第4図〕のようになる。図の中にカッコを付けて示した数値は平均所得による順位である。この年北海道の平均所得は全国9地域の中で最低であるが、(1)式による社会的厚生は中位にあることがわかる。

この順位付けは(1)式の U 関数を具体的に特定化せずに (ただし、 $U' > 0$, $U'' < 0$ を仮定する) 得られたものであり、所得不平等度を考慮する社会厚生関数であればこの順位付と矛盾することはないという一般的なものである²⁰⁾。したがって〔第4図〕は平均所得をその地域の経済的福祉水準の指標とは見なし得ないことを明確に示している。

北海道地方の社会的厚生は、所得不平等を考慮する社会厚生関数であれば、どのような関数を用いようとも全国9地域のなかで第5位であり、その他の順位はとり得ないのである。また、東北地方はこの年、平均所得水準では第3位にランクされているが、地域内所得不平等を同時に考慮すれば、経済的福祉水準の相対的地位はさほど向上していない。

19) この証明については緒員 [15] を参照せよ。

20) (1)式 of 社会厚生関数の「加法性」は何ら制約的な仮定ではなく、ローレンツ曲線が交差しない場合には、(1)式による評価と、所得平等化を選好する加法的でない任意の社会厚生関数による評価とは決して矛盾することはない。これについては Dasgupta=Sen=Starrett [2] および Rothschild=Stiglitz [6] を見よ。なお、個人の効用関数が所得だけでなく労働(余暇)にも依存する場合の加法的社会厚生関数の所得分配に対する含意を Sadka [7] が分析している。

V む す び

地域格差とは地域の経済的福祉水準の格差であり、問題を所得だけに限定すれば経済的福祉水準は、地域の平均所得水準だけでなく、地域内で所得がどのように分配されているかという所得不平等度にも依存する。それゆえ、地域所得格差の問題は、平均所得水準と所得不平等度という2つの視点から分析されるべきである。筆者がこの小論で強調したかったのはこの論点である。従来の研究のように、平均所得だけを比較する方法は、地域の福祉水準の比較としては一面的でミスリーディングな分析と言わざるを得ない。

また、所得分布のこの2つの側面を统一的に捉えるものとして、前節でおこなったような社会厚生的アプローチが有用ではないと考えられる。なお、このアプローチを採用する場合、個人の効用関数を完全に特定化しなければ、順位が確定しないケースが存在しうる（たとえば、[第4図]の九州と四国のように）。しかしその場合には強いて順位を確定する必要はないというのが筆者の考えである²¹⁾。

最後にこの小論における分析の問題点をいくつか指摘しておきたい。

まず第1に、この研究では資料の関係から地域の単位として全国を9ブロックに分けたものを用いているが、これよりも小さな地域の単位（たとえば都道府県）で分析を進めるほうがより明確な結果が得られるのではないかと考えられる。たとえば第3節で、地域の平均所得水準と所得不平等度との間に明確な関係が検出されなかったのは、いくつかの異質的な府県を1つの地域に統合するアグリゲーションによって地域間でみかけだけの同質性が高まったためではないかと思われる。

また、この研究では対象を勤労者世帯に限定しているが、農家世帯をも含め

21) これはアマーティア・センが文献〔8〕で表明した、所得分布の順位付けは必ずしも完全律 (completeness) をそなえる必要はないという“quasi-ordering”の立場である。Sen, *op. cit.*, chap. 3 を参照。

た全世帯の所得分布の地域間比較を試みる必要がある。さらに、地域の産業構造がその地域の所得水準・所得不平等度とどのように関係しているかという問題も検討されるべきであろう。

参 考 文 献

- (1) Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 2, (1970), pp. 244-263.
- (2) Dasgupta, P., Sen, A. K. and Starrett, D., "Notes on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 6, (1973), pp. 180-187.
- (3) Gastwirth, J. L. and Glauber, M., "The Interpolation of the Lorenz Curve and Gini Index from Grouped Data", *Econometrica*, vol. 44, (1976), pp. 479-483.
- (4) Pankert, F., "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence", *International Labour Review*, vol. 108, (1973), pp. 97-125.
- (5) Richardson, H. W., *Elements of Regional Economics*, Penguin, 1969.
- (6) Rothschild, M. and Stiglitz, J. E., "Some Further Results on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 6, (1973), pp. 188-204.
- (7) Sadka, E., "Social Welfare and Income Distribution", *Econometrica*, vol. 44, (1976), pp. 1239-1251.
- (8) Sen, A. K., *On Economic Inequality*, Oxford UP, 1973. 杉山武彦訳『不平等の経済理論』昭和52年。
- (9) Williamson, J. G., "Regional Inequality and the Process of National Development", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13, (1965), pp. 3-84.
- (10) 伊藤善市『国土開発の経済学』昭和36年。
- (11) 伊藤善市西岡久雄『地域間所得較差の研究』に対する書評、『青山経済論集』第18巻第2号, 昭和41年。
- (12) 伊藤善市「地域格差の実態」大来佐武郎編『都市開発講座』第1巻所収, 昭和42年。
- (13) 篠原三代平「地域較差における若干の側面」『経済研究』第15巻, 昭和39年。
- (14) 篠原三代平「産業構造と地域格差」篠原三代平編『地域経済構造の計量的分析』所収, 昭和40年。

- [15] 綿貫伸一郎「所得不平等の測定に関するノート」『季刊理論経済学』第28巻, 昭和52年。
- [16] 綿貫伸一郎「ローレンツ曲線とジニ係数」『経済論叢』(京都大学), 第121巻昭和53年。

〔付記〕 本論における計算には、京都大学大型計算機センターの FACOM M 190 を利用させていただいた。

記 事

経 済 学 会

外 国 出 張

大野 英一 教授 (第6回ビーレフェルト現代社会史研究集会出席及び研究交流)

昭和53年6月6日より26日まで ドイツ連邦共和国, フランス国

菊池 光造 助教授 (イギリス自動車・鉄鋼産業の工場レベルにおける労使関係の
実態調査)

昭和53年8月23日より10月25日まで 連合王国